

Les Banques Centrales doivent-elles réagir aux mouvements des prix d'actifs ?

Grégory LEVIEUGE¹

octobre 2003

¹gregory.levieuge@univ-orleans.fr. Laboratoire d'Économie d'Orléans (LEO), Université d'Orléans, Rue de Blois B.P. 6739, 45067 Orléans Cedex 2

Remerciements

Je ne saurais trop remercier Jean-Paul Pollin, mon directeur de thèse, d'abord de m'avoir proposé ce sujet de thèse passionnant. Ensuite, son encadrement attentif a été déterminant, tant dans l'orientation que dans le contenu de cette thèse. Sa disponibilité a été égale à la passion, la rigueur et la pédagogie qu'on lui connaît. Le dévouement et la promptitude avec lesquels il a répondu à chacune de mes hésitations m'ont aidé à écarter les doutes qui accompagnent l'accomplissement d'une thèse.

Je remercie Pierre Morin et Patrick Villieu, pour les précieux conseils et les remarques éclairées qu'ils m'ont apportés lors de la présoutenance. J'espère y avoir répondu de manière satisfaisante.

Je tiens aussi à remercier Alexis Penot pour son aide inestimable, tant sur le plan technique que théorique. D'abord, son travail a constitué une source d'inspiration intarissable. Ensuite, sa complicité m'a été tout aussi agréable que déterminante. La gentillesse et la patience avec lesquelles il a répondu à mes nombreuses questions n'ont fait qu'accroître toute l'estime que je porte à son égard.

Je souhaite témoigner toute ma gratitude aux chercheurs du Laboratoire d'Economie d'Orléans. Leur disponibilité a permis des échanges particulièrement éclairants. Une mention particulière doit être adressée à Raphaëlle Bellando, pour ses remarques lors des campagnes de commission d'ATER et lors de mes présentations de travaux au séminaire du LEO. Je mesure aujourd'hui combien la pertinence de ses suggestions (empreintes de « destruction créatrice ») a permis d'améliorer plusieurs chapitres de ma thèse. J'adresse aussi mes plus sincères remerciements à Gilbert Colletaz, qui a toujours répondu avec gentillesse à mes sollicitations. Ses éclaircissements ont été précieux dans l'accomplissement des travaux économétriques qui figurent dans cette thèse.

Je n'oublie pas le personnel administratif du LEO, et en particulier Renée-Hélène, Pascale et Françoise qui, avec une efficacité admirable, ont l'art de rendre la vie universitaire plus facile.

Au cours de ces années, Anne-Gael Vaubourg et Christophe Blot ont été des compagnons de route très attachants. Les idées et les informations saisies aux détours de nos discussions m'ont été d'une grande utilité. Tous deux ont également consacré du temps à la relecture. Je les en remercie. Merci aussi à Amélie Barbier et Charlotte Lespagnol pour s'être pliées, avec promptitude et application, à la tâche de la relecture.

J'adresse toute ma reconnaissance et mon amitié à Jean-Guillaume Sahuc. Ses commentaires pertinents et son aide pour le chapitre 6 m'ont été très appréciables. J'espère que nos centres d'intérêt communs pourront à l'avenir déboucher sur une collaboration fructueuse.

J'ai bien conscience que le chemin aurait été plus difficile sans la compréhension et le soutien infailible de Sonia. Je me dois ici d'élever ma reconnaissance à la hauteur de sa patience.

Enfin, je remercie mes parents, pour leur soutien et leurs encouragements. Je leur dédie cette thèse. Qu'ils acceptent de partager cet hommage avec Jeanne, promesse stimulante durant les neuf derniers mois de thèse, arrivée à terme peu après le point final.

Sommaire

Introduction Générale	1
Chapitre Introductif Les banques centrales réagissent-elles aux mouvements des prix d'actifs ?	19
1 Spécification et méthode d'estimation des fonctions de réaction	20
2 Règle de type Taylor et prix d'actifs	26
3 Cibles d'inflation et prix d'actifs	30
4 Indicateurs de politique monétaire ou objectifs?	34
5 Comportement asymétrique des banques centrales?	45
I Règles monétaires optimales et taux de change	55
1 Taux de change et politique monétaire : théorie et pratique	57
1.1 Instrument optimal en économie ouverte	59
1.2 Règle optimale en économie ouverte : revue de littérature	79
2 Calibration d'un modèle zone euro / États-Unis avec anticipations rationnelles	101
2.1 Modélisation VAR de la zone euro	103
2.2 Un modèle sous forme réduite de la zone euro	112
3 Règle de Taylor vs Règle-ICM : Application à la zone euro	139
3.1 Règles simples optimales en économie ouverte	141
3.2 Sensibilité des règles monétaires à la nature des chocs	149
3.3 Incertitude sur le taux de change d'équilibre	154
3.4 Taux de change dans la fonction de perte	158
II Cycles de prix d'actifs et Politique Monétaire	169
4 Les canaux de transmission des prix d'actifs sur la sphère réelle	171
4.1 Le canal du ratio Q de Tobin	173
4.2 Les effets de richesse	181
4.3 Coûts d'agence, bilans et cycle d'activité	200
5 Les banques comme vecteurs et amplificateurs des chocs financiers	229
5.1 Sensibilité accrue des banques aux cycles financiers	231
5.2 L'influence des capitaux propres bancaires sur l'offre de crédit	237
5.3 Le canal du capital bancaire : un examen empirique	245
5.4 Un canal de transmission de la politique monétaire?	256

6 Un modèle d'équilibre général dynamique avec accélérateur financier et canal des fonds propres bancaires	273
6.1 Optimisation du comportement des agents	275
6.2 Le modèle calibré sous forme linéaire	288
6.3 Dynamique du modèle	295
6.4 L'incidence du contexte financier	306
7 Cibles de prix d'actifs ou politique prudentielle contra-cyclique?	335
7.1 Cible de prix d'actifs : bilan et interprétation de la littérature	337
7.2 Cible de prix d'actifs <i>vs</i> politique prudentielle contra-cyclique	358
Conclusion Générale	395

Introduction Générale

Dans le sillage de la récession de 1993, tout portait à croire que les économies, en particulier européennes, étaient devenues plus cycliques. Certaines études ont d'ailleurs montré que, à la faveur de la libéralisation financière, les facteurs financiers n'étaient pas étrangers à ce surcroît de cyclicité.

Néanmoins, à la fin des années 1990, l'apparition d'un nouveau régime de croissance, stimulé par l'émergence de nouvelles technologies de l'information, a laissé croire que les économies avaient rompu avec les cycles conjoncturels. Typiquement, l'économie américaine a connu, au cours de cette période, une croissance soutenue sans inflation. D'ailleurs, la rapidité avec laquelle les pays industrialisés sont parvenus à faire chuter l'inflation et l'aptitude avec laquelle ils réussissent aujourd'hui à la maintenir à des niveaux historiquement bas sont saisissantes.

Certes, la plus grande flexibilité des processus de production et du marché du travail ont pu rendre l'offre globale plus réactive aux chocs. Les nouvelles technologies de l'information, qui facilitent la gestion en flux tendus, auraient contribué à la réduction des niveaux et des fluctuations des stocks, ainsi qu'à une gestion plus souple de la main d'œuvre. Dès lors, l'évolution accidentée du rythme de croissance n'engendrerait que de faibles variations des prix et des salaires.

Mais, d'une part, la maîtrise de l'inflation résulte plus sûrement de la mise en œuvre d'arrangements de politique monétaire, faisant écho aux nombreuses exigences reconnues par la littérature théorique sur les règles monétaires. En réconciliant gains de cohérence temporelle et flexibilité, les stratégies de cible d'inflation en particulier sont parvenues à dépasser la stricte dichotomie entre règle et discrétion (Bernanke & Mishkin (1997)). De cette façon, les banques centrales ont réussi à convaincre qu'elles avaient la volonté et les moyens de stabiliser les mouvements de prix, brisant alors la spirale des interactions inflationnistes.

D'autre part, les fluctuations cycliques de l'activité ne se sont sans doute pas autant atténuées que prévu. Au vu des chiffres de croissance annoncés pour l'année 2003, on observe qu'à dix ans d'intervalle, la France par exemple enregistre ses plus mauvaises performances depuis 50 ans (alors que vingt années s'étaient écoulées entre 1973 et 1993). Si les rebonds de la fin des années 1980 et 1990 ont été relativement soutenus, les baisses conjoncturelles aussi se sont creusées. Plus précisément, au cours de la décennie passée, la croissance (en volume) du PIB français a oscillé entre -0.9% en 1993 et 3.6% en 2000,

pour s'approcher de zéro en 2003. De même, la croissance allemande est passée de 5% en 1991 à -0.9% en 1993, puis s'est renforcée en 2000 (3%) pour finalement retomber proche de zéro en 2003. Les États-Unis n'échappent pas à ce constat. Le taux de croissance du PIB américain a fluctué entre -0.5% en 1991 et 4.4% entre 1997 et 2000, avant de rechuter autour de 1.2% en 2001. Conjointement, les cycles de crédit sont apparus plus amples que par le passé et plus creusés que les cycles d'activité.

Ainsi, les doutes émis au sujet de la « Nouvelle Économie » conduisent de nouveau à s'interroger sur les déterminants des cycles d'activité, et en particulier sur les liens entre cycle réel et cycle financier. Car quand bien même certains viendraient à douter de la plus forte instabilité des économies modernes en régime permanent, force est de reconnaître au moins que les conséquences des chocs se sont aggravées. L'expérience du Japon et des pays scandinaves témoigne de la sévérité des répercussions de l'alternance bulles-explosions boursières et immobilières sur les systèmes de financement et donc sur l'équilibre macroéconomique. Le cycle financier des années 1990 n'a d'ailleurs pas manqué de faire réagir les autorités monétaires. Dès 1996, A. Greenspan par exemple s'inquiétait publiquement de l'« *exubérance irrationnelle* » des marchés financiers.

S'il n'est pas évident que la volatilité des marchés financiers se soit accrue, l'instabilité quant à elle s'est aggravée avec l'essor de la gestion institutionnelle. Conjointement, comme l'exposition des ménages, des entreprises et des banques aux marchés financiers s'est renforcée, les déconnexions plus fréquentes et persistantes des prix d'actifs à leurs fondamentaux contribuent à rendre les économies plus sensibles aux cycles financiers. Dès lors, nul besoin même d'évoquer le risque systémique que présente la brutalité des mouvements financiers pour s'interroger sur les conséquences de l'instabilité des prix d'actifs et de leur corrélation avec les cycles réels. Le renforcement des liens entre la sphère financière et la sphère réelle constitue une condition déjà suffisante pour se demander quelle attitude les autorités monétaires devraient observer vis-à-vis des mouvements des prix d'actifs.

En effet, si les arrangements de politique monétaire mis en application depuis une quinzaine d'années se sont traduits par une inflation considérablement maîtrisée, certaines questions restent en suspens. D'une part, l'influence accrue des cycles financiers et la multiplication des crises financières rendent plus complexe le lissage du cycle réel. D'autre part, les processus d'innovation et de déréglementation financières des années 1980 ayant remis en cause la stabilité des fonctions de demande de monnaie, les cibles intermédiaires d'agrégat monétaire ont donc dû être abandonnées, *de jure* ou *de facto*. Or, étant donnés les délais d'action longs et variables de la politique monétaire, sa conduite requiert des prévisions d'inflation fiables. Fortes d'une information originale, certaines variables financières (cours boursiers ou immobiliers, *spread* de taux, taux de change, indices synthétiques de prix d'actifs, etc.) pourraient justement constituer des guides pour la conduite de la politique monétaire. Du fait de la nature des marchés sur lesquels ils sont déterminés, les prix d'actifs s'ajustent rapidement aux conditions économiques courantes et futures. L'intégration de ces variables dans le champ de réaction de la règle élargirait l'information susceptible de traduire au mieux les états de la nature à venir.

La problématique de cette thèse s'inscrit donc à la croisée des chemins du constat empirique d'amplification et d'influence accrue des cycles financiers, et des avancées théoriques et pratiques portant sur les règles monétaires. Le débat grandissant qui s'instaure sur ce thème, à la fois dans les milieux académiques et au sein des banques centrales, se polarise autour de deux questions essentielles. Quelles sont les interactions entre les prix d'actifs, la croissance du PIB et l'inflation ? La prise en compte des prix d'actifs dans les décisions de politique monétaire constitue-t-elle le plus grand défi auquel sont aujourd'hui confrontées les banques centrales ?

Le contenu en information des prix d'actifs

Les prix d'actifs comme indicateurs avancés

Les mesures de libéralisation financière se sont traduites par une prolifération d'instruments financiers, dont les prix sont autant de signaux pouvant être exploités en temps réel à des fins informationnels. Premièrement, les anticipations d'inflation pouvant être déduites de certaines variables financières permettent d'apprécier la façon dont la politique monétaire est perçue par les agents. Deuxièmement, l'information contenue dans les mouvements de prix d'actifs peut éclairer les banques centrales sur la nature des chocs qui frappent l'économie. Enfin, les prix d'actifs constituent de précieux guides pour prévoir l'inflation et l'activité. Les cours boursiers par exemple sont censés refléter les anticipations des agents sur la chronique actualisée des bénéfices futurs. De même, le « point mort d'inflation », défini par l'écart entre le rendement nominal d'un titre d'État et le rendement réel d'un titre équivalent mais indexé, permet de déceler l'inflation anticipée (Jaillot & Verdelhan (1999), Vickers (1999), Goodfriend dans Gertler, Goodfriend, Issing & Spaventa (1998)). Les prix d'actifs pourraient donc enrichir le domaine de réaction des banques centrales en passant du statut de simple indicateur à celui de cible.

Les travaux empiriques visant à préciser ce contenu prédictif sont abondants. La synthèse de Stock & Watson (2001) permet de faire le point. Les auteurs passent en revue 66 études réalisées au cours des années 1990. Il en ressort trois constats :

- Certains prix d'actifs bénéficient d'un contenu en information significatif sur la croissance du PIB, dans certains pays et à certains moments. La capacité prédictive des prix d'actifs sur l'inflation est beaucoup plus nuancée ;
- Les prévisions fondées sur un seul indicateur sont instables ;
- La combinaison de plusieurs variables financières permet de générer une prévision plus précise et plus stable, quand bien même les prix d'actifs combinés ne seraient pas individuellement de bons indicateurs avancés.

Le propre examen économétrique de Stock & Watson (2001), couvrant 38 indicateurs dans 7 pays de l'OCDE sur la période 1959-1999 aboutit trait pour trait au bilan qui vient d'être établi : le contenu informationnel des prix d'actifs est difficilement généralisable. Il dépend des pays et des périodes.

Par exemple, la Banque Centrale Européenne (2002) constate que la plupart des retournements conjoncturels en Europe sont annoncés par l'inflexion des indices boursiers, avec une avance de deux trimestres environ. L'étude de Mauro (2000), portant sur 8 pays en développement et 17 pays industrialisés, valide également le contenu prédictif des cours boursiers. Barro (1990), Fama (1990*a*) et Schwert (1990) parviennent à la même conclusion pour les États-Unis. Mais les investigations de Choi, Hauser & Kopecky (1999), Cecchetti, Chu & Steindel (2000*a*) et Kozicki (2000) sont plus nuancées ; une seule variable, quelle qu'elle soit, ne permet pas clairement d'améliorer les projections auto-régressives d'inflation ou de PIB. Il est nécessaire d'agréger plusieurs variables financières pour exploiter une information véritablement originale. Enfin, Campbell (1999) et Binswanger (2000) rejettent littéralement l'originalité du contenu informationnel des prix boursiers.

L'exemple des cours boursiers est assez représentatif des doutes qui subsistent sur la qualité informationnelle de la plupart des prix d'actifs. Même le *spread* de taux, défini comme l'écart entre le taux d'intérêt à 10 ans et le taux à 3 mois, qui constitue sans doute le meilleur indicateur avancé, n'échappe pas à ces critiques. Dans la lignée des travaux précurseurs de Harvey (1988) et Stock & Watson (1989), de nombreuses études se sont accumulées au cours des années 1990 pour approuver la qualité prédictive de la courbe des rendements sur l'activité (Plosser & Rouwenhorst (1994), Estrella & Mishkin (1998), Haubrich & Dombrosky (1996), Dotsey (1998)) et l'inflation (Estrella & Mishkin (1997)) aux États-Unis¹. Malgré tout, certaines études soulignent que la mesure de ce pouvoir prédictif est sensible à la méthode économétrique employée (Sédillot (1999)), à la période d'estimation (Schich (2000)) et au régime de politique monétaire (Estrella (1997), Smets & Tsatsanoris (1997)). Selon ce dernier point, une banque centrale qui agirait exclusivement sur la base de l'information fournie par le *spread* se retrouverait alors dans la position du *serpent qui se mord la queue*. Cette circularité est démontrée par Fuhrer & Moore (1992) et Levieuge (2002).

En plus de l'inconstance du contenu en information qu'il délivre, le signal issu des prix d'actifs peut être brouillé (Poole (2001)), ce qui réduit la fiabilité des prévisions. Le problème du décryptage des informations n'est pas nouveau. Paul Samuelson souligne, en 1960, que « *The stock market has predicted nine out of the last five recessions* ». Il n'empêche que selon les pays et selon les périodes, il est possible d'extraire de certaines variables financières une information originale. Ce faisant, les prix d'actifs pourraient élargir le tableau de bord des banques centrales. Gramlich (2001), dirigeant de la Fed, souligne : « *The Federal Reserve must take an active interest in all the factors that affect economic performance, including [...] of course asset prices. We take the level of the stock market into account when we consider the economic outlook and monetary policy* ». De même, le taux de change, le *spread* de taux et les cours boursiers figurent officiellement dans la large gamme d'indicateurs formant le second pilier de la politique monétaire de la BCE.

¹Le contenu informationnel de la structure par terme des taux d'intérêt est également validé en Europe. Voir Dubois & Janci (1994) et Bonser-Neal & Morley (1997) par exemple.

Les prix d'actifs dans la définition de l'inflation

La dimension informationnelle des prix d'actifs a contribué à la résurgence des arguments développés il y a une trentaine d'années par Alchian & Klein (1973). Selon ces auteurs, les achats d'actifs représentent un report de consommation dans le temps. La préservation de cette réserve de pouvoir d'achat justifierait que les prix d'actifs soient intégrés dans la mesure de l'inflation. Goodhart (1999) résume en ces termes cette problématique : « *The standard definition of inflation is that it is a fall in the value of money, not a rise in the consumer price index. If I spend my money now on obtaining a claim on future housing services by buying a house, or on future dividends by buying an equity, and the price of that claim on housing services or on dividends goes up, why is that not just as much inflation as when the price of current goods and services rises ?* ».

Or, si le coût de la vie courante est déjà difficile à mesurer (il existe un biais dans la mesure de l'inflation-IPC), les considérations d'ordre intertemporel complexifient davantage encore la mesure de l'inflation. Le concept théorique proposé par Alchian & Klein est difficile à appliquer, faute de marchés contingents pour les biens futurs.

Néanmoins, sous l'hypothèse de marchés financiers efficients, les prix des actifs doivent théoriquement refléter les prix courants et futurs. Suivant cette optique, Shibuya (1992) construit une mesure d'inflation *intertemporelle* définie comme une somme pondérée de l'inflation des prix des biens et des prix des actifs. Shiratsuka (1999), qui applique ce concept pour le Japon, assigne une très forte pondération à la croissance des prix d'actifs (97%, contre 3% pour l'inflation des prix des biens et services). Sans surprise, un tel indice de prix signale que l'inflation nippone a été beaucoup plus forte dans les années 1980 et beaucoup plus faible dans les années 1990 que ce que suggèrent les indices usuels. Filardo (2000) observe que l'inflation *intertemporelle* devance de 3 à 4 ans les mouvements de l'inflation sous-jacente aux États-Unis. Mais l'analyse approfondie de Shiratsuka (2000) rejette la capacité prédictive d'un tel indice de prix.

En outre, une mesure d'inflation intégrant les variations des prix d'actifs s'avère être particulièrement volatile. Pour corriger ce problème, Cecchetti, Genberg, Lipsky & Wadhvani (2000b) calculent un indice des prix pondérés par les variances (*Variance Weighted Price Index*), où le poids de chaque prix est inversement proportionnel à sa volatilité. L'exercice consiste à gommer les mouvements de prix relatifs pour conserver uniquement des informations relatives à la tendance commune à l'ensemble des prix. Comme les prix les plus volatils sont susceptibles d'être essentiellement influencés par des facteurs qui leur sont propres, ils doivent être sous-pondérés (Dow (1994), Wynne (1999)). Suivant cette approche, Cecchetti et al. (2000b) montrent que la pondération alors assignée aux cours boursiers est très nettement inférieure à celle de Shiratsuka (moins de 2.5% dans les dix pays étudiés).

Ainsi, non seulement les considérations pratiques ont finalement conduit à s'éloigner du concept initial de Alchian & Klein, mais en plus les résultats sont discutables. D'abord, l'examen de Cecchetti et al. (2000b) tend à montrer que l'évolution des indices de prix traditionnels est en définitive très proche des mouvements d'un indice pondéré par les variances. Ensuite, si les prix d'actifs fournissent d'assez bonnes prévisions de l'activité

économique, ils sont moins diserts quant à l'inflation future. Enfin, étant donné le poids des prix d'actifs dans l'inflation de type Alchian & Klein, cibler cette mesure reviendrait à répondre avec vigueur aux mouvements financiers.

Or, une réaction forte aux variables financières volatiles est incompatible avec le comportement graduel des banques centrales. De plus, le risque de circularité est d'autant plus affirmé que les mouvements de prix d'actifs participent pour une large part aux décisions de politique monétaire. Au bout du compte, l'intégration des prix d'actifs dans la mesure d'inflation ciblée par les banques centrales impliquerait des bouleversements considérables dans la conduite de la politique monétaire. Et il reste à prouver qu'une telle stratégie peut améliorer le bien-être collectif.

La pertinence des cibles de prix d'actifs se pose dans les mêmes termes quand on sait les effets des mouvements boursiers et immobiliers sur les bilans des agents (ménages, entreprises, banques) et sur leur solvabilité. Au vu des épisodes de crises financières qui se sont succédés depuis près de deux décennies, la question du contrôle de ces effets constitue certainement le défi le plus décisif auquel sont aujourd'hui confrontées les banques centrales.

Volatilité des prix d'actifs et crises financières

Volatilité et instabilité des prix d'actifs

De façon générale, les prix d'actifs varient beaucoup plus que les grandeurs réelles, qu'il s'agisse de fluctuations au cours du cycle ou de ruptures tendanciennes. L'évolution de l'euro, depuis sa mise en place le 1^{er} janvier 1999, en constitue une première illustration. Comme le montre le graphique 1, la monnaie unique s'est dépréciée de près de 40% entre janvier 1999 et juillet 2001, puis s'est appréciée d'environ 28% jusqu'en octobre 2003. En moins de cinq années, son amplitude de variation a été sans commune mesure avec celle du PIB, de l'inflation, ou des taux d'intérêt. Or, les variations de taux de change, du fait de l'internationalisation croissante des portefeuilles et de l'essor des marchés financiers, sont à même d'influencer des volumes de capitaux considérables, liés aux opérations de « bas de balance ».

Les cours boursiers présentent la même caractéristique de volatilité, dont une bonne partie échappe d'ailleurs aux modèles traditionnels de dividendes actualisés (Jondeau (2001*b*)). En d'autres termes, les prix d'actifs présentent une volatilité excessive par rapport à leurs fondamentaux. Cette forte variabilité brouille l'information pouvant être exploitée et participe à l'apparition de distorsions de prix relatifs.

Les trois indices qui figurent sur le premier cadran du graphique 2 tendent à indiquer que les cycles boursiers se sont amplifiés depuis les années 1970. L'évolution du S&P 500 et du DAX 30 témoigne de l'extraordinaire envolée des cours boursiers à la fin des années 1990. Dans un contexte de croissance modérée en Europe, cette flambée boursière est apparue anormale *ex post*. Conformément au concept de bulle spéculative (Blanchard & Watson (1982)), les anticipations euphoriques et les comportements homogènes des investisseurs ont été à l'origine d'une divergence nette entre l'évolution des cours boursiers et la

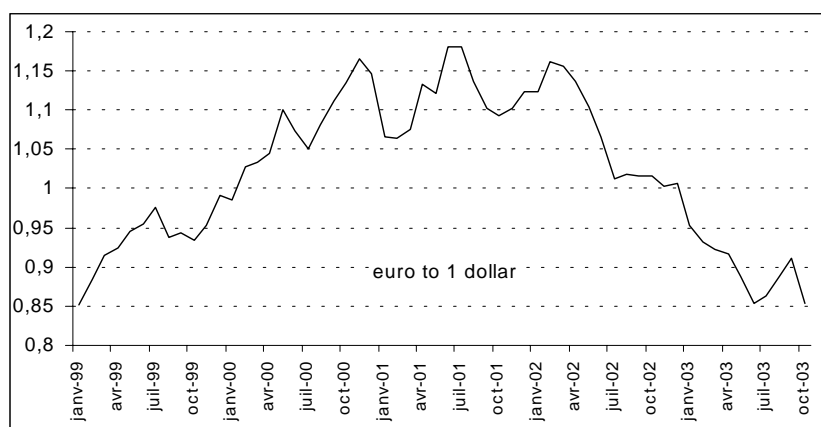


FIG. 1: Taux de change euro/dollar

conjoncture macroéconomique (bénéfices, dividendes, taux d'intérêt, etc.). Si la croissance américaine a été beaucoup plus soutenue au cours de cette période, il est également difficile d'admettre que la valorisation boursière, outre-atlantique, a été fidèle aux fondamentaux. Le retournement de tendance a été spectaculaire dans tous les pays. En trois ans, l'indice américain a perdu près de 43%, tandis que l'indice allemand reculait d'environ 70%. Pour la première fois depuis la crise de 1929, tous les grands indices boursiers ont connu trois années de baisse consécutives, avec une chute cumulée comprise entre 43% pour le Footsie et 73% pour le Nasdaq². Le cycle boursier du Japon apparaît décalé. Après avoir été multiplié par 2.8 entre mars 1986 et janvier 1990, le Nikkei a connu un effondrement exceptionnel : la valorisation boursière nipponne a été divisée par 5 entre le pic de 1989 et 2003.

Le second cadran montre que ce dernier cycle s'est étalé sur 8 années. La similitude entre l'indice européen et l'indice américain est frappante. Le coefficient de corrélation atteint 97% sur la période 1995-2003. Bien que les cycles économiques diffèrent sensiblement d'un pays à l'autre, la très forte interdépendance entre les places financières (Japon mis à part) constitue une autre caractéristique des cycles financiers récents. Ce phénomène accroît les risques de contagion³.

L'instabilité des marchés financiers est d'ailleurs frappante si on se réfère aux 30 dernières années. En mesurant les évolutions des prix d'actifs à l'aide d'un indice synthétique (combinant cours boursiers et immobiliers), Borio, Kennedy & Prowse (1994) relèvent que l'amplitude des cycles financiers a été plus importante dans les années 1980 par rapport à la décennie 1970 et que les phases baissières ont été plus brutales. Bordo & Jeanne (2002) identifient plusieurs épisodes de *boom and bust* depuis les années 1970. Ils précisent que cette alternance de bulle-explosion est plus fréquente sur les marchés immobiliers. Sur les 24 épisodes de très forte croissance relevée pour les marchés boursiers, un faible nombre a

²Pour la seule année 2002, le Nasdaq, le CAC40, l'Euro Stoxx 50, le DAX et le Footsie ont perdu en moyenne 35% de leur valeur.

³Le FMI (2000, p.88) relève de très fortes corrélations entre le Canada, le Royaume-Uni et les États-Unis d'une part, la France, la Hollande et l'Allemagne d'autre part.

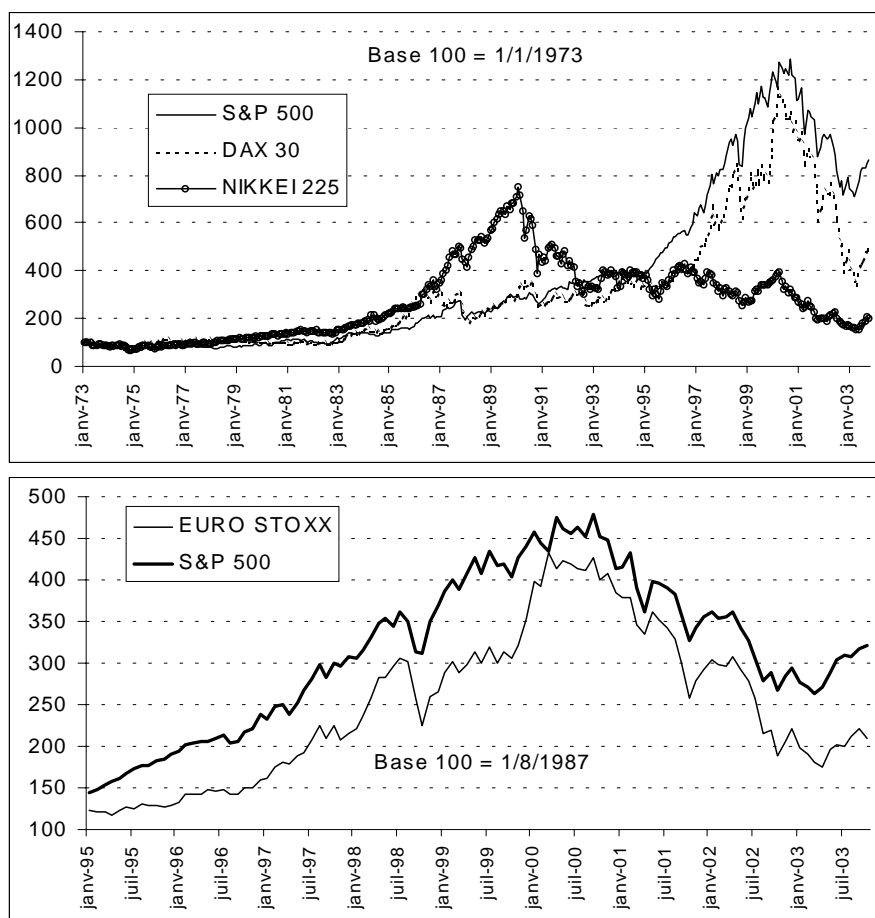


FIG. 2: Cycles des cours boursiers

effectivement été suivi d'un krach : la Finlande (1988), le Japon (1989), l'Espagne (1988), voire l'Italie et la Suède. En revanche, 10 des 19 booms décelés sur les marchés immobiliers se sont soldés par un krach (pays nordiques, Japon, Royaume-Uni, Hollande et Italie). L'exceptionnelle amplitude des cycles immobiliers est également rapportée par Girouard & Blondal (2001). Le Japon par exemple a enregistré une augmentation des cours de plus de 75% entre 1985 et 1990, puis un effondrement de plus d'un tiers. En Suède, Norvège, Danemark et Finlande, les prix immobiliers se sont accrus d'environ 30 à 50% à la fin des années 1990, pour chuter d'autant au début des années 1990.

Pourtant, les indicateurs usuels ne témoignent pas clairement d'un accroissement de la volatilité. Le tableau 1 reproduit les écarts-types sur un mois du rendement quotidien des cours boursiers, des taux d'intérêt et du taux de change calculés par Grunspan (1999). Ils ne permettent pas de conclure à l'accroissement de la volatilité financière au cours des années 1990.

En fait, une augmentation lente mais régulière de la volatilité serait plus évidente depuis la fin des années 1990 (Banque de France (2001)). C'est ce qu'observent Grouard, Lévy &

Cours boursiers	CAC	DAX	S&P	Nikkei	Footsie
1987-1993	18.3	15.6	15.3	18.5	14.7
1993-1999	18.2	13.9	12.3	15.2	13.0
Taux d'intérêt	France	Allemagne	États-Unis	Japon	Roy-Uni
1987-1993	10.3	8.9	12.3	14.6	10.8
1993-1999	13.1	11.8	13.5	24.5	13.3
Taux de change	DM/USD	USD/JPY	USD/GBP	DM/GBP	JPY/GBP
1987-1993	11.4	10.2	11.5	5.8	8.6
1993-1999	9.4	11.9	8.3	7.5	11.9

Source : Grunspan (1999).

TAB. 1: Volatilité des cours boursiers, des taux d'intérêt et des taux de change

Lubochinsky (2003) pour le CAC40, le FTSE100 et le S&P 500. Depuis 1997, la volatilité historique à un an de ces indices s'est établie à des niveaux supérieurs de 15 à 20 points de pourcentage au-dessus de leur valeur moyenne estimée sur 15 ans. Par exemple, en 2002 et 2003, les volatilités historiques à un an et à 20 jours du CAC40 ont respectivement dépassé 28% et atteint 60%. Pour la plupart des places financières, les pics de volatilité ont été plus fréquents et plus longs. Mais le niveau de volatilité constaté sur cette période aux États-Unis n'est pas exceptionnel ; il est équivalent à celui observé lors du krach de 1929, du déclenchement de la seconde guerre mondiale, du choc pétrolier de 1973 et du krach de 1987.

Ainsi, malgré l'observation de pics de volatilité depuis la fin des années 1990, il est difficile de voir dans la période d'agitation actuelle une tendance structurelle à l'accroissement de la volatilité. Les analyses sur le long terme relativisent l'importance des chocs récents ; le début du siècle dernier est caractérisé par une volatilité plus importante que celle que nous connaissons aujourd'hui.

Mais, au-delà des discussions qui gravitent autour de sa définition, la volatilité est un indicateur insuffisant, car elle sous-estime les dysfonctionnements des marchés. Ce qui importe, en réalité, c'est moins la variabilité des prix d'actifs que l'importance de leurs écarts aux fondamentaux. Or, les mesures usuelles de volatilité (écart-type de la rentabilité associée à un actif) n'appréhendent pas ces déséquilibres de manière satisfaisante. Les cours boursiers peuvent en effet s'éloigner durablement et régulièrement de leurs fondamentaux sans que les indicateurs de volatilité ne le décèlent (un effondrement continu des prix d'actifs sur une période donnée peut très bien coïncider avec une volatilité nulle). De plus, avec le renforcement observé des sur-réactions aux nouvelles macroéconomiques, les découplages des prix d'actifs avec leurs fondamentaux seraient devenus plus fréquents et persistants. Partant, même si ce phénomène n'apparaît pas clairement dans les données, l'instabilité financière peut s'être accrue.

De nombreuses études cherchent à déceler les raisons de cette instabilité. Aucune base théorique ou empirique solide ne permet d'affirmer que les facteurs structurels ayant trait aux innovations financières de produits et de techniques (gestion alternative, vente à découvert, produits dérivés, etc.) sont intrinsèquement facteurs de déséquilibres. En revanche, les

facteurs comportementaux et institutionnels sont source d'instabilité. Par exemple, la pression croissante des actionnaires en faveur de la création de valeur à court terme implique une allocation du capital sur la base du rendement attendu sur une période de temps relativement courte (*court-termisme*). Or, plus l'horizon est long, plus l'incidence de nouvelles informations sur le prix d'un actif est faible. Quand, au contraire, l'horizon de placement se réduit, les investisseurs ont plutôt intérêt à suivre la tendance, au détriment d'une stratégie de placement fondée sur une analyse fondamentale d'arbitrage. Ce comportement amplifie les déséquilibres ponctuels, aussi bien à la hausse qu'à la baisse.

Les comportements mimétiques produisent le même résultat (Orléan (1986, 1992)). Certes, ils ne sont pas nouveaux. Mais certaines pratiques tendent à les renforcer. Le *benchmarking*, par exemple, est abondamment utilisé pour évaluer les performances des gestionnaires qui, de ce fait, ont tout intérêt à adopter le même comportement que leurs concurrents (Scharfstein & Stein (2000))⁴. La Banque de France (2001) rapporte l'influence déterminante des fonds spéculatifs (*Hedge Funds*) en la matière, qui sont devenus des « leaders d'opinion » et des créateurs de tendance.

De même, la gestion indicielle, qui consiste à répliquer la performance d'un indice, a connu un essor spectaculaire dans l'industrie de la gestion institutionnelle. Comme, sous l'hypothèse de marchés efficients, une gestion active de portefeuille ne peut assurer systématiquement une performance supérieure à celle du marché dans son ensemble, cette approche stipule qu'il est plus raisonnable et moins coûteux d'imiter le marché par le biais d'un portefeuille reproduisant sa performance globale (Haas (2001)). Selon l'*Investment Company Institute*, le nombre de fonds indiciels serait passé de 15 à 193 entre janvier 1990 et décembre 1999 aux États-Unis. Sur la même période, le montant des actifs gérés par les fonds indiciels est passé de 3 à 383 milliards de dollars.

L'homogénéisation des techniques de gestion des risques s'ajoute aux comportements mimétiques et au *court-termisme* pour polariser les conduites autour de consensus souvent infondés au vu des fondamentaux et au détriment de la diversité indispensable au bon fonctionnement des marchés. Ces attitudes s'avèrent particulièrement déstabilisantes puisqu'elles se renforcent mutuellement pour amplifier les chocs.

Crises financières et rôle du crédit

Quand bien même la volatilité des prix d'actifs n'aurait pas véritablement augmenté, cette constatation ne doit pas masquer plusieurs signes de dérèglements, tels que l'essor et la persistance de bulles financières et la montée des risques d'insolvabilité des agents. Les crises financières en sont l'aboutissement ultime. Le FMI en relève plus de 130 sur la période 1980-1998. Borio & Lowe (2003), qui observent les variations annuelles des cours boursiers de 34 pays, identifient 38 épisodes de crises financières sur la période 1960-1999. Ce double constat exige de considérer quel est l'impact des mouvements de prix d'actifs sur les économies, aussi bien en temps normal qu'en temps de crise, et de spécifier ce qu'est une crise financière.

⁴Des indices empiriques de mimétisme sont fournis par Graham (1999), Welch (2000) et Wermers (1999).

Hors des périodes particulières de crises, de nombreuses études relèvent la sensibilité de la demande globale aux prix d'actifs. Goodhart & Hofmann (2001) constatent que les mouvements de cours boursiers et immobiliers ont un impact hautement significatif sur l'output gap de 17 pays industrialisés depuis le début des années 1970⁵. L'exceptionnelle croissance boursière de la seconde moitié des années 1990 a aussi alimenté la dépense des ménages américains par effets de richesse (Marquis (2002)). Girouard & Blondal (2001) révèlent quant à eux le lien très étroit entretenu par le cycle des cours immobiliers et le cycle réel. Alors que l'effondrement des valeurs immobilières a coïncidé avec les retournements conjoncturels au Japon et dans certains pays nordiques, les pics de croissance sont souvent allés de pair avec une valorisation particulièrement favorable des cours immobiliers. Le tableau 2 rapporte quelques coefficients de corrélation proposés par Girouard & Blondal (2001). Le lien entre les deux cycles apparaît particulièrement étroit au Royaume-Uni, en Allemagne et dans les pays nordiques. Le FMI (2000) reconnaît également cette forte corrélation. Dans cette lignée, Hofmann (2001) rejoint Borio et al. (1994) pour mettre en exergue la relation significative entretenue par le PIB, les cours immobiliers et les crédits dans 16 pays industrialisés.

	Danemark	Finlande	France	Allemagne	Italie
1970-1999	0.32	0.49	0.21	0.57	0.20
1990-1999	0.74	0.23	0.55	0.74	0.74
	Norvège	Espagne	Suède	Roy-Uni	États-Unis
1970-1999	0.40	0.54	0.63	0.50	0.33
1990-1999	0.85	0.65	0.37	0.19	0.63

Source : Girouard & Blondal (2001).

TAB. 2: Coefficients de corrélation : output gap et croissance des cours immobiliers

L'implication du crédit dans les fluctuations des prix d'actifs et dans les crises financières est en effet patente (Borio & Lowe (2003), White (2000)). Cette imbrication relève d'une double dynamique auto-entretenu. D'une part, les emprunteurs peuvent facilement accroître leur position en titres et leur effet de levier au moyen de financements garantis par la valorisation des actifs préalablement acquis, ce qui en retour valorise les prix d'actifs. D'autre part, les prêteurs, sous l'effet d'un sentiment de sécurité ou de myopie procurée par la collatéralisation, ont tendance à relâcher leur vigilance et la surveillance des risques. Des crédits sont alors accordés de manière excessive.

Une fois que la tendance de marché se brise, l'effondrement des prix d'actifs affecte lourdement les firmes cotées, mais aussi et surtout les bilans des créanciers. Les banques, qui avaient préalablement cédé à l'euphorie en accordant massivement des prêts risqués, enregistrent alors des pertes importantes, et ne peuvent pas compter sur les garanties (dépréciées) pour limiter les dégâts. Les prises de risque excessives des intermédiaires financiers et la détérioration consécutive de leurs comptes sont souvent tenues pour responsable de l'envolée et de l'effondrement des cours boursiers. *In fine*, la dégradation des bilans

⁵Il est néanmoins difficile de distinguer le rôle « passif » (prédicatif) des prix d'actifs de leur impact direct sur l'activité économique.

bancaires se traduit par une phase de perturbation des mécanismes de financement : les bailleurs de fonds ne peuvent ou ne veulent plus prêter (*credit crunch*). La Banque de France (2001) souligne sur ce point que « *la solidité des institutions financières a tendance à être plus étroitement corrélée aux fluctuations économiques que par le passé, contribuant à l'amplification du cycle de crédit* ».

Ainsi, une crise financière coïncide avec un effondrement du pouvoir allocatif des marchés. Suivant cette logique, la définition de crise financière retenue dans cette thèse répond à la formulation proposée par Mishkin (1999a) : « *A financial crisis is a non-linear disruption to financial markets in which asymmetric information problems (adverse selection and moral hazard) become much worse, so that financial markets are unable to efficiently channel funds to economic agents who have the most productive investment opportunities. A financial crisis thus prevents the efficient functioning of financial markets, which therefore leads to a sharp contraction in economic activity* ».

Le Japon en fournit un exemple criant. Les effets de la libéralisation financière et la volonté des autorités monétaires nippones de soutenir le cours du dollar les ont conduites à observer une orientation assez laxiste au cours des années 1980. Le crédit à bon marché a alors alimenté l'appréciation de la valeur des actifs immobiliers et boursiers (cf. graphique 2). La nomination d'un nouveau gouverneur à la tête de la BoJ, moins enclin à soutenir la parité du Yen avec le dollar et plus hostile à l'inflation (pourtant raisonnable) a coïncidé avec la mise en œuvre d'une politique monétaire plus rigoureuse. Le relèvement des taux d'intérêt opéré au cours de l'année 1990 a fini par avoir raison des anticipations des agents et des bulles immobilière et boursière. L'indice Nikkei a été divisé par 2.5 entre le pic de 1989 et août 1992. Les années qui ont suivi ont été marquées par des faillites bancaires à répétition, et donc par une crise de financement. Pour Bayoumi (1999), le cas japonais est une illustration des mécanismes amplificateurs reposant sur les bilans des firmes, mais aussi des banques⁶.

Il convient aussi de rappeler que les intermédiaires financiers drainent des volumes considérables de liquidités et fournissent des moyens de paiement indispensables au fonctionnement des économies. Cette particularité confère au système de paiement la caractéristique de bien public. Dès lors, les faillites bancaires ou les crises de marché, provoquées par les mouvements amples de prix d'actifs, peuvent déclencher une crise de confiance, creuser et entretenir les récessions. En ce sens, le renforcement des cycles financiers contribue également à accroître le risque systémique.

Au final, les expériences et la définition de crise financière qui viennent d'être exposées soulignent le rôle (pro-cyclique) des banques dans la formation, la transmission et

⁶À l'issue de son analyse, Bayoumi (1999) conclut : « *What the analysis reveals is the central role played by financial intermediation in magnifying the impact of asset prices on the economy. Increases in bank lending, operating both directly and through a self-reinforcing cycle with increases in land prices (the main source of collateral) and stock prices (an important component of bank capital), helps explain much of the expansion in the output gap in the mid- to late-1980s. The reverse process operated with equal force over the contraction, as undercapitalized banks responded to falling asset prices and other balance sheet pressures by restraining lending to maintain capital adequacy standards* ».

l'amplification des chocs. Mais il est important de remarquer que tous les épisodes de bulles-explosions n'ont pas systématiquement été suivis de crises bancaires ou financières. C'est ce qui ressort de l'examen des krachs enregistrés par les États-Unis au cours du siècle dernier (Mishkin & White (2003)). En fait, c'est la qualité des bilans et la santé *ex ante* du système bancaire et financier qui déterminent la vulnérabilité de l'économie aux chocs financiers. Autrement dit, plus la structure bilantaire des banques et des firmes est saine, et moins les chocs risquent d'affecter la stabilité macroéconomique, objectif premier des banques centrales.

Par conséquent, si le cycle d'inflation est considérablement maîtrisé, force est de reconnaître que le traitement de l'instabilité conjoncturelle – accrue par des facteurs financiers – n'est pas satisfaisant. Les arrangements de politique monétaire mis en œuvre au cours des deux dernières décennies ne sont pas étrangers à cela. Car si aujourd'hui les banques centrales ignorent, de fait, les agrégats monétaires et financiers, les transformations dans la conduite de la politique monétaire ne semblent pas s'être traduites en pratique par une vigilance accrue envers les mouvements des variables financières, sinon de façon obscure.

Règles monétaires : la traduction pratique des avancées théoriques

La conception des stratégies de politique monétaire mises en œuvre récemment a été influencée par le débat entre politiques de règles et politiques discrétionnaires. Comme en atteste la norme friedmanienne de croissance constante de la masse monétaire, les règles ont longtemps été comprises comme des politiques impassibles. Or, si une règle prévient les surprises d'inflation, elle souffre de passivité face aux événements particuliers. En même temps, il n'est pas possible de concevoir tous les états futurs de la nature. Mais entre les règles rigides d'une part, qui restent aveugles à l'environnement, et les règles pleinement contingentes d'autre part, qui sont impraticables, un compromis est possible grâce aux règles *actives*. Ces règles suggèrent une réaction des banques centrales aux mouvements de certaines variables clés, représentatives des états de la nature. Chaque information impliquant les variables incluses dans leur champ de réaction conduit dès lors les autorités monétaires à ajuster leur instrument pour rendre l'orientation de la politique monétaire compatible avec ses objectifs. Certes, comme une politique discrétionnaire, une règle *active* implique une modification de l'instrument au gré d'informations contemporaines. Mais à la différence de la première, elle ne répond pas à une optimisation de périodes en périodes. Comme en témoigne la littérature pléthorique consacrée à la règle de Taylor depuis plus d'une décennie, cette stratégie suscite un intérêt et un enthousiasme considérables.

Mais, lorsqu'une banque centrale adopte une règle *active*, elle s'engage sur une longue durée (au risque sinon d'entamer sa crédibilité). Dès lors, bien que la règle ne soit pas complètement rigide, les autorités monétaires se lient les mains et perdent la capacité de répondre à certaines perturbations exceptionnelles. En d'autres termes, il existe un arbitrage entre les gains issus de la cohérence temporelle et les pertes associées au manque de flexibilité.

Une solution consiste à tolérer des écarts ponctuels et justifiés au cadre strict dicté par la règle. Des clauses d'exception peuvent par exemple être évoquées en cas de choc violent ou de contexte particulier (environnement financier par exemple). Mais plus les exceptions à la règle sont nombreuses et moins la politique monétaire est crédible, puisqu'elle tend alors à se rapprocher d'une politique discrétionnaire. Des mécanismes institutionnels sont donc nécessaires pour encadrer une règle *active*.

Les mécanismes institutionnels suggérés en théorie – dont la portée pratique est souvent manifeste – gravitent autour de trois axes de réflexion. D'abord, les modèles de réputation du banquier central mentionnent que la crédibilité ne se décrète pas (Barro & Gordon (1983), Backus & Driffill (1985)), mais qu'elle s'acquiert à force de bonne conduite. Ensuite, les modèles de délégation proposent de transférer la charge de la politique monétaire à un agent qui aurait une aversion pour l'inflation plus marquée que celle du public. Un banquier central conservateur serait moins qu'un autre enclin à atteindre un niveau de production supérieur au potentiel de l'économie (Rogoff (1985), Lohman (1992)). On peut voir dans l'indépendance des banques centrales une concrétisation de cette idée ; en rendant les autorités monétaires indépendantes des pressions politiques, les pays de l'OCDE se sont libérés du risque de biais inflationniste (Alesina & Summers (1993)). Enfin, les modèles de délégation envisagent la mise en place de contrats entre les banquiers centraux et les autorités politiques. Le principe des contrats de Walsh (1995) et de Persson & Tabellini (1993) consiste précisément à imposer une sanction pécuniaire ou non (révocation du banquier central) en fonction de l'inflation. Cette disposition a trouvé une application concrète dans la mise en œuvre de la politique monétaire néo-zélandaise. Ces différents arrangements institutionnels ont participé à la réussite des politiques de désinflation, puis au contrôle remarquable de la croissance des prix. Si bien que le biais inflationniste n'est désormais plus un problème. Plus que leur laxisme, les banques centrales se verraient plutôt reprocher leur excès de rigueur (Dolado, Maria-Dolores & Naveira (2000), Blinder (1997)).

Comme le souligne Penot (2002), ces mécanismes institutionnels répondent donc aux écueils qui légitimaient au préalable l'établissement de règles. Mais l'intérêt de ces dernières n'est pas vain pour autant.

En effet, il serait souhaitable que les règles constituent un outil de décryptage de la politique monétaire pour le public. À cette fin, elles s'avèrent particulièrement précieuses à l'heure où de nombreuses banques centrales ont adopté des stratégies de cibles explicites d'inflation, consistant à établir un objectif d'inflation que les autorités cherchent à atteindre directement. Généralement, les banques centrales n'ont que l'indépendance de leurs instruments, tandis que les objectifs sont fixés par les autorités publiques élues. Dans ce cas, l'avantage immédiat d'une stratégie de cible d'inflation est qu'elle facilite la surveillance de la politique monétaire⁷. La référence unique au niveau d'inflation la rend simple à la fois aux yeux du public et dans sa mise en œuvre. Enfin, ces arrangements de politique moné-

⁷La Banque Centrale Européenne constitue une exception ; elle jouit d'une indépendance complète et échappe de ce fait à tout contrôle démocratique. Comme elle n'a pas de comptes à rendre, sa responsabilité ne peut pas être légalement évoquée. Rien ne l'empêcherait par exemple de mener une politique anti-inflationniste excessive d'un point de vue social.

taire se sont très souvent accompagnés d'un effort accru de communication, de justification des orientations et de transparence⁸.

Dans cet esprit, une règle monétaire devrait aussi être un *guide* ou une *référence* pour les autorités monétaires, selon les termes employés par Angeloni, Gaspar, Issing & Tristani (2001). Car bien entendu, il n'est pas question d'exiger d'une banque centrale le respect intransigeant d'une règle mécanique, la privant de toute initiative. Une règle constitue un point d'appui pour les banquiers centraux qui, par souci ou obligation de transparence, devraient justifier (par l'occurrence de chocs singuliers ou des états du monde particuliers) tout écart entre le taux théorique déduit de la règle et le taux effectif (Begg, De Grauwe, Fabrizi, Giavazzi, Huertas, Portes, Uhlig & Wyplosz (1999)). Ainsi, quelles que soient les causes des écarts au comportement « normal » (de *référence*), les règles monétaires constituent à la fois un moyen de contrôle et un outil très efficace de justification et de transparence⁹.

Dès lors, si les banques centrales se rallient à des règles, abandonnant toute référence aux agrégats, il convient de s'interroger sur le rôle que les prix d'actifs devraient et pourraient revêtir dans les stratégies de politique monétaire. Les banques centrales doivent-elles cibler les prix d'actifs ? Peuvent-elles alors prévenir les crises, ou au moins atténuer leurs effets ? Doivent-elles au contraire se contenter de traiter les déséquilibres devant le fait accompli d'une crise ?

Pour l'heure, les interventions des autorités monétaires en la matière sont apparues, au mieux, discutables. Par exemple, l'abaissement des taux d'intérêt décidé par *Reserve Federal* dans la foulée du krach de 1987 et son empressement à renflouer, à hauteur de 17 milliards de dollars, le fonds spéculatif LTCM en 1998 (mesure s'accompagnant d'une diminution des taux directeurs en septembre et novembre de la même année) ne manquent pas d'alimenter l'idée d'un comportement asymétrique, qui fournit une sorte de police d'assurance aux institutions financières, sans contrepartie. Les seuls effets d'annonce quant à eux se sont révélés stériles.

De même, les premiers pas de la Banque Centrale Européenne illustrent à quel point les mouvements du taux de change peuvent être embarrassants. Lancée à la parité de 1 dollar pour 85 centimes d'euro, la devise européenne n'a cessé de chuter jusqu'en juillet 2001 (cf. graphique 1), faisant craindre des poussées inflationnistes (difficilement supportables pour une institution devant faire ses preuves). Mais il semble que ce soit plus la vigueur du dollar, consécutive à la croissance américaine, que la faiblesse de l'euro qui ait été à l'initiative de ce mouvement. Pourtant, la banque centrale européenne a durci sa politique monétaire à plusieurs reprises, laissant percevoir un creusement du différentiel de croissance entre les États-Unis et l'Europe, source de dépréciation accrue de l'euro. Son obstination a été telle que la politique de relèvement des taux d'intérêt s'est accompagnée d'interventions directes sur le marché des changes. Le véritable statut du taux de change est alors apparu ambigu¹⁰.

⁸La Banque d'Angleterre ou la Banque du Canada par exemple publient à fréquence régulière des « rapports d'inflation » (*Inflation Report*) qui analysent les évolutions macroéconomiques et les prévisions d'inflation qui conditionnent l'orientation de leur politique monétaire.

⁹Pour un exposé détaillé des questions abordées dans cette section, voir Penot (2002).

¹⁰voir Eichengreen (2000) et Favero, Freixas, Persson & Wyplosz (2000).

La condamnation de ces comportements confus ou hésitants n'implique pas que les banques centrales devraient se satisfaire d'une attitude de *douce insouciance* à l'égard des prix d'actifs. Sachant que leurs décisions doivent être prospectives, et que certaines variables financières contiennent des informations avancées, les prix d'actifs pourraient constituer de précieux indicateurs, voire des cibles pertinentes intégrant explicitement le champ de réaction des règles suivies. En outre, le seul constat d'amplification des effets des prix d'actifs sur l'activité économique, et donc sur la stabilité macroéconomique, devrait *a priori* suffire pour accorder aux prix d'actifs un rôle de première importance dans la conduite de la politique monétaire.

Il importe donc de clarifier quel devrait être le comportement des banques centrales vis-à-vis des variables financières. Plutôt que se concentrer sur le contenu prédictif des prix d'actifs pour prévoir les variables objectifs des banques centrales – question qui mobilise de plus en plus des techniques complexes issues de la finance¹¹ –, cette thèse entend apporter une réponse à la façon dont les autorités monétaires devraient considérer les effets déstabilisants des cycles financiers. De la même façon que les débats théoriques des années 1980-1990 ont pesé sur la mise en œuvre effective de la politique monétaire dans de nombreux pays, il y a beaucoup à attendre de cette question.

Les banques centrales doivent-elles cibler les prix d'actifs ?

Conformément à la conception des règles monétaires qui vient d'être présentée, la question posée dans cette thèse est de savoir si les prix d'actifs doivent intégrer la fonction de réaction des banques centrales¹².

Étant données les préférences des autorités monétaires et le modèle de l'économie, cette investigation consiste à évaluer les capacités stabilisatrices de différentes règles monétaires se rattachant à une stratégie de cible d'inflation. Concrètement, le traitement consistera à déterminer si une règle de Taylor augmentée des prix d'actifs (appelée par la suite *cible de prix d'actifs*) constitue une référence acceptable en *temps normal*. Cette étude portera essentiellement sur le taux de change et les cours boursiers¹³.

Avant de répondre à cette problématique, le chapitre introductif vise à déceler si les banques centrales réagissent effectivement aux mouvements des prix d'actifs. Pour ce faire, les fonctions de réaction de plusieurs banques centrales sont estimées. Leur comportement effectif constitue une base de travail somme toute intéressante : ont-elles raison ou non de se comporter comme le prétendent les résultats des estimations ?

¹¹Voir par exemple Bellando & Colletaz (1999) et Jondeau & Rockinger (1997).

¹²Les termes « réagir aux prix d'actifs » et « répondre aux prix d'actifs » seront synonymes de « cibler les prix d'actifs » tout au long de cette thèse.

¹³Les cours immobiliers sont évoqués dans la deuxième partie, mais la modélisation concerne en premier lieu les cours boursiers.

La thèse s'organise ensuite en deux parties. La première a pour but de déterminer si le taux de change peut constituer un argument à part entière dans les règles monétaires. La question se pose dans les mêmes termes pour les cours boursiers dans la seconde partie.

Le taux de change constitue la variable financière qui a le plus d'influence sur les économies. Elle affecte l'inflation, l'objectif final des banques centrales, indirectement par un effet-compétitivité et directement par le biais de l'inflation importée. Ces canaux de transmission et le comportement de la BCE, relevé plus haut, conduisent à s'interroger : si l'euro a effectivement un impact non négligeable sur l'activité et sur les prix, la BCE ne gagnerait-elle pas à l'intégrer explicitement dans sa fonction de réaction ?

Le chapitre 1 détaille les mécanismes de transmission du taux de change et met en évidence certaines lacunes de la littérature sur les règles monétaires en économie ouverte, dont la principale conclusion est que l'instrument optimal de la politique monétaire est une combinaison du taux de change et du taux d'intérêt (Indice des Conditions Monétaires). Pour étudier la pertinence d'une telle politique dans une perspective européenne, le chapitre 2 est voué à la construction d'un modèle à deux pays, zone euro / États-Unis. Celui-ci est utilisé dans le chapitre 3 pour évaluer les qualités stabilisatrices d'une règle-ICM et les comparer aux performances affichées par la règle de Taylor standard. En outre la robustesse d'une règle-ICM est mesurée à l'aune de sa capacité à répondre à des chocs de différentes natures. Enfin, nous observons comment se comporte une règle optimale lorsqu'il existe, comme c'est le cas en pratique, une incertitude plus ou moins forte sur la valeur d'équilibre de la parité euro/dollar.

Si le PIB et l'inflation sont plus sensibles au taux de change qu'à toute autre variable financière, l'incidence de la valeur externe de la monnaie est essentiellement linéaire. En revanche, les mécanismes relayant les bulles-explosions boursières font que l'impact des cours boursiers et immobiliers sur la sphère réelle ne l'est pas. Partant, la capacité de nuisance des cycles de prix d'actifs est plus forte, plus subtile et plus complexe que celle du taux de change¹⁴. Les mouvements des cours boursiers et l'incidence de ces mouvements pourraient-ils être contrôlés si les banques centrales ciblaient les prix d'actifs ?

Avant d'analyser les propriétés stabilisatrices des cibles de prix d'actifs, le chapitre 4 rappelle les canaux de transmission empruntés par le cycle financier pour interférer sur le cycle réel. Les trois principaux mécanismes, traduits par les effets de richesse, le canal du ratio Q de Tobin et l'accélérateur financier sont certes très riches d'enseignements, mais ils ne sont pas suffisants : ils ignorent en grande partie la participation du comportement procyclique des intermédiaires financiers dans les épisodes de bulles-explosions. Le chapitre 5 propose donc d'éclaircir le mécanisme par lequel les banques contribuent à transmettre et à amplifier les chocs financiers. Ce *canal des fonds propres bancaires* s'ajoute à celui de l'accélérateur financier pour expliquer les liens étroits qui existent entre les prix d'actifs, la structure financière du bilan des banques et des firmes, le crédit et l'activité économique.

¹⁴Notons que si la dette domestique est libellée en monnaie étrangère, les variations du taux de change peuvent être à l'initiative d'un mécanisme de crise financière. Voir Céspedes, Chang & Velasco (2000) sur ce point. Pour une illustration du renforcement de la transmission internationale des chocs transitant par le taux de change dans un cadre théorique reproduisant un mécanisme d'amplification financière, voir Gilchrist, Hairault & Kempf (2001).

Le chapitre 6 propose d'insérer l'ensemble de ces mécanismes dans un modèle d'équilibre général dynamique, inspiré de Bernanke, Gertler & Gilchrist (1999). Plus exactement, comme le modèle original inclut déjà les effets de richesse, le canal du ratio Q de Tobin et un mécanisme d'accélérateur financier, l'amendement proposé revient à enrichir le modèle d'un secteur bancaire explicite. Sous l'hypothèse d'asymétrie d'information entre les intermédiaires financiers et leurs créanciers (les ménages), les conditions auxquelles les banques se financent dépendent de la structure de leurs bilans. Dès lors, tout choc négatif (en particulier financier) pèse sur les fonds propres des établissements de crédit, avec le déclin de l'activité et l'augmentation des dotations pour provisions. Les banques doivent alors supporter une prime de financement externe plus élevée. Comme les intermédiaires financiers répercutent en partie cette hausse sur les conditions auxquelles ils prêtent aux firmes, les entreprises voient leur prime augmenter, indépendamment de leur propre structure financière. Mais cette dernière a aussi une incidence, au travers du mécanisme d'accélérateur financier : le relèvement de la prime de financement externe des firmes est d'autant plus violent que leur richesse nette elle-même se dégrade avec le ralentissement économique. Ainsi, le modèle BGG enrichi du canal des fonds propres bancaires génère une amplification des chocs plus marquée que le modèle originel. En outre, ce modèle « complet » permettra d'étudier l'amplitude des cycles selon la structure financière initiale des bilans des banques et des firmes.

Ainsi, ce modèle permet d'illustrer la puissance amplificatrice des chocs qui transitent par les effets de bilan. En outre, comme il est possible de simuler plusieurs types de chocs (chocs technologiques et bulles en particulier), il se prête à la recherche des performances stabilisatrices des cibles de prix d'actifs. Ce dernier examen figure dans le chapitre 7.

L'analyse qui suit se nourrit des enseignements extraits des trois chapitres précédents et des résultats mis en évidence dans la littérature relative aux cibles de prix d'actifs. Plusieurs difficultés sont d'emblée relevées. En particulier, les économistes soulignent qu'une telle stratégie est très vulnérable aux multiples formes d'incertitude qui entourent l'impact des prix d'actifs, l'incidence des orientations de la politique monétaire sur les marchés financiers et la valeur d'équilibre des prix d'actifs. Mais une nouvelle voie, tracée par Bordo & Jeanne (2002), conduit à repenser la question des cibles de prix d'actifs sous le spectre des changements de régime de politique monétaire. En effet, il serait plus ou moins opportun d'ajuster l'orientation de la politique monétaire au gré des mouvements boursiers selon le contexte *financier* (représenté dans le modèle par la qualité des bilans à l'équilibre). Cette idée est débattue à la lumière des simulations du modèle « complet ». En somme, cette première analyse visera à répondre aux deux questions suivantes. Quels sont les avantages des cibles de prix d'actifs, étant donné que les économies connaissent des chocs de différentes natures ? Comment le *contexte* financier influe-t-il sur la réponse optimale des banques centrales à l'encontre des mouvements de prix d'actifs ?

Ensuite, comme la qualité du bilan des banques influe sur la vigueur avec laquelle les chocs se transmettent à l'économie, il convient de s'interroger sur les bénéfices d'une politique prudentielle contra-cyclique, traduite dans le modèle par une mesure réglementaire de type provisionnement dynamique. Les propriétés stabilisatrices d'une telle mesure sont évaluées et comparées à celles des cibles de prix d'actifs. Cette ultime analyse devrait permettre d'établir si, réellement, le lissage des cycles financiers et/ou la neutralisation de leurs effets doivent incomber à la politique monétaire.

Chapitre Introductif

Les banques centrales réagissent-elles aux mouvements des prix d'actifs ?¹

Alors que dans l'environnement financier prévalant jusqu'à la moitié des années 1980 la monnaie pouvait se définir comme la somme des passifs des établissements de crédit, les mutations financières orchestrées depuis ont considérablement bouleversé cette définition. Partant, le rythme de croissance monétaire, qui jouissait du statut d'objectif intermédiaire de politique monétaire dans de nombreux pays, a dû être abandonné en raison de la confusion des informations fournies par les agrégats. À de rares exceptions près, les stratégies de politique monétaire consistent désormais à fixer un objectif quantitatif d'inflation que les autorités monétaires cherchent à atteindre directement.

Cette transformation dans la conduite de la politique monétaire n'est pas exempte de difficultés pratiques. Ne serait-ce qu'en raison des délais d'action, les décisions des banques centrales doivent se fonder sur l'anticipation des conditions économiques devant prévaloir à un certain horizon. Or prévoir l'évolution des prix n'est pas une tâche aisée, d'autant plus qu'il n'existe pas de lien direct entre l'inflation et les instruments dont disposent les banques centrales. En d'autres termes, il n'y a plus de variables capables de satisfaire les qualités requises (facilité de mesure, corrélation forte et stable avec la dépense, facilité de contrôle par le biais des taux directeurs) pour accéder au rang d'objectif intermédiaire. Pour cette raison, les banques centrales s'efforcent de traiter une information suffisamment vaste, fondée sur des données d'enquêtes de conjoncture, des enseignements issus de modèles macroéconométriques, des prévisions diverses, etc. Fortes de leur qualité prédictive, certaines variables financières (taux d'intérêt de long terme, taux de change, structure par terme des taux, cours boursiers et immobiliers, etc.) peuvent venir compléter l'information nécessaire pour anticiper la conjoncture.

Outre l'apport informationnel nécessaire pour une conduite prospective de la politique monétaire, il est d'autres raisons qui peuvent amener les banques centrales à veiller de près à l'évolution des prix d'actifs. Les mouvements de déréglementation financière se sont accompagnés d'une recrudescence des cycles économiques selon Borio et al. (1994). Dans

¹Ce chapitre constitue une version détaillée de l'article paru dans la Revue Française d'Économie, n.4, volume XVI, pp 25-57, avril 2002, sous le titre « *Banques Centrales et Prix d'Actifs : Une étude empirique* ».

la mesure où il est avéré que la sphère financière a un tel impact sur l'inflation et la conjoncture², il peut être du ressort de la politique monétaire de prendre en compte les évolutions financières.

Avant d'analyser, tout au long de cette thèse, s'il est optimal ou non que les banques centrales réagissent aux mouvements des prix d'actifs, il est utile d'étudier comment elles se comportent en pratique. Accordent-elles une importance particulière au taux de change, aux cours boursiers, au *spread* de taux ? En fait, peu de travaux empiriques - si ce n'est Smets (1997) - se sont interrogés sur le comportement effectif des banques centrales à l'égard des variables financières. Pourtant, les enquêtes révèlent que de nombreuses banques centrales reconnaissent recourir aux informations de marché, que ce soit pour obtenir des renseignements sur les chocs, sur l'inflation future ou sur la crédibilité de la politique monétaire (Mylonas & Schich (1999)). Seules cinq des vingt banques centrales de pays industrialisés interrogées par Roger & Sterne (1999) affirment négliger les évolutions financières. De même, Sterne (1999) relève qu'un nombre croissant de banques centrales jugerait effectivement utile de contrôler les incidences des évolutions du change sur l'inflation.

S'inspirant des travaux de Clarida, Gali & Gertler (1998), ce chapitre vise à examiner ces impressions. Si effectivement les banques centrales reconnaissent la nécessité de prendre en compte les prix d'actifs, que ce soit pour des motifs de stabilisation macroéconomique ou de recherche d'information, est-ce que ce recours aux informations de marché est suffisamment éloquent pour être révélé par l'estimation de leur fonction de réaction ?

Après avoir spécifié le type de règle monétaire étudié et détaillé la technique d'estimation utilisée (section 1), nous procéderons à l'estimation de fonctions de réaction des pays du G3 (section 2), puis à celle de l'Australie, de la Nouvelle-Zélande et du Canada, trois pays qui ont en commun l'adoption, au début des années 1990, d'une stratégie de cible d'inflation (section 3). Parce qu'il est nécessaire de s'interroger sur la vraisemblance des résultats, la section 4 s'efforce de tester leur robustesse. Enfin la section 5 revient sur l'interprétation des résultats économétriques et cherche à déceler la présence d'un comportement asymétrique de la Banque du Japon vis-à-vis des cours boursiers. Les effets d'une telle asymétrie sont également discutés.

1 Spécification et méthode d'estimation des fonctions de réaction

1.1 Définition de la fonction de réaction estimée

Dans la lignée des travaux entrepris depuis Taylor (1993), on peut définir une règle monétaire de la façon suivante :

$$r_t^* = \bar{r} + \beta[E_t(\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi^*] + \gamma[E_t(y_t|\Omega_t) \Leftrightarrow y_t^*] \quad (1)$$

²Voir en particulier les chapitres 4 et 5.

On suppose que les autorités monétaires définissent un sentier d'évolution pour le taux d'intérêt de court terme r_t^* , compatible avec l'objectif final de stabilité des prix (elles effectuent à cet effet les opérations adéquates à *l'open market* ou plus généralement gèrent l'évolution de la base monétaire). La valeur recherchée de r_t^* dépend d'une part de l'écart entre l'inflation anticipée à l'horizon $t + n$ à sa cible π^* et d'autre part de l'output gap courant. \bar{r} représente le taux d'intérêt nominal d'équilibre de long terme. y_t^* définit le produit potentiel. E_t est l'opérateur d'espérance, conditionnel à l'ensemble de l'information Ω_t disponible à l'instant t où la banque centrale prend une décision.

Comme le soulignent Judd & Rudebusch (1998), résumer le comportement des banques centrales à l'aune d'une règle de Taylor se contentant de caractériser la réaction des autorités monétaires aux variations de prix et à l'output gap peut apparaître réducteur. Cependant, un grand nombre d'études suggère qu'en dépit de leur simplicité, les spécifications de type Taylor sont capables de capter les orientations essentielles des régimes s'attachant les services d'un grand nombre de variables.

Toutefois, la spécification (1) ne saurait correctement décrire le comportement effectif des banques centrales sans l'introduction d'une forme de gradualisme. De nombreux travaux en effet montrent que les autorités monétaires s'efforcent de lisser l'évolution de leurs taux directeurs. Plusieurs arguments théoriques et empiriques peuvent justifier un tel comportement³. Des mouvements brusques de taux d'intérêt risqueraient de troubler les marchés de capitaux et les anticipations des agents, venant obscurcir les orientations à long terme de la politique monétaire (Sack & Wieland (1999)). Mais surtout, il apparaît que sous hypothèse d'anticipations rationnelles⁴ (et de théorie pure des anticipations), une variation des taux directeurs faible mais anticipée comme persistante permet de mieux stabiliser l'économie tout en modérant la volatilité des taux d'intérêt (Levin, Wieland & Williams (1998), King (1999, p.12)). Jondeau & Le Bihan (2000) montrent que moins la demande globale est sensible au taux d'intérêt de long terme et plus l'« inertie » de la politique monétaire doit être forte, car il faut plus de temps pour ramener l'économie à son équilibre. Par extension, ce « canal des anticipations » concrétise la recherche d'un engagement anti inflationniste optimal.

Ce comportement peut être reproduit en supposant que le taux d'intérêt suit un processus d'ajustement AR(1) tel que :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)r_t^* + \rho r_{t-1} + \vartheta_t \quad (2)$$

où le coefficient $\rho \in [0, 1]$ traduit le « degré de gradualisme ». ϑ_t représente un choc aléatoire traduisant le contrôle imparfait des autorités monétaires sur le taux ciblé ou l'ajustement discrétionnaire du taux directeur. Il est important de supposer que $\vartheta_t \sim i.i.d.$ Cette hypothèse est d'ailleurs vérifiable par le biais du test de suridentification (test de

³Voir par exemple Castelnuovo (2003).

⁴Taylor (1999) montre que dans les modèles sans anticipations rationnelles, une règle avec taux d'intérêt retardé ne parvient pas à mieux stabiliser l'inflation que la règle de Taylor originale. Au contraire, Levin & Williams (2003) rapportent que les modèles *forward-looking* s'accommodent volontiers de règles monétaires très inertielles, voire « super inertielles » (avec $\rho > 1.0$ dans (2)).

Hansen) mené par la suite : si on est conduit à accepter les restrictions de suridentification, cela signifie que ϑ_t est bien *i.i.d.* ou bien que ce choc est négligeable⁵.

On pose $\alpha \equiv \bar{r} \Leftrightarrow \beta\pi^*$ et $x \equiv y_t \Leftrightarrow y_t^*$. En combinant (1) avec l'ajustement partiel défini par (2), on obtient :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho) \{ \alpha + \beta\pi_{t+n} + \beta[E_t(\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi_{t+n}] + \gamma x_t + \gamma[E_t(x_t|\Omega_t) \Leftrightarrow x_t] \} + \rho r_{t-1} + \vartheta_t$$

On élimine enfin les variables anticipées en réécrivant la règle en termes de variables réalisées, afin d'obtenir la spécification qui sera estimée :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

avec $\varepsilon_t = (1 \Leftrightarrow \rho) \{ \beta[(E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi_{t+n}] + \gamma[E_t(x_t|\Omega_t) \Leftrightarrow x_t] \} + \vartheta_t$. Le terme d'erreur est une combinaison linéaire des erreurs de prévision d'inflation et de production, auquel s'ajoute un choc ϑ .

L'estimation de la règle monétaire (3) requiert certaines mises en garde économétriques, en raison à la fois du risque d'endogénéité des variables explicatives, de la non linéarité et de la présence du terme avancé π_{t+n} . D'abord, la valeur réalisée de π_{t+n} est en effet égale à sa prévision plus l'erreur de prévision (ε_t). Par conséquent, la condition d'orthogonalité entre la variable explicative π_{t+n} et le résidu de l'équation (3) est violée. C'est pourquoi on définit un vecteur de variables instrumentales u_t , prises dans l'ensemble de l'information dont disposent les banques centrales au moment où elles prennent une décision, qui vont instrumenter π_{t+n} . Cet ensemble de variables instrumentales peut inclure à la fois des variables passées corrélées à l'inflation future et l'output gap courant et des variables courantes, pourvu qu'elles ne soient pas corrélées au choc ϑ_t . Il doit satisfaire les propriétés suivantes : $u_t \in \Omega_t$ et $u_t \perp \varepsilon_t$. Les coefficients α , β , γ et ρ sont estimés suivant la méthode des moments généralisés en deux étapes⁶. Florens, Jondeau & Le Bihan (2001) montrent que cette méthode est performante pour estimer des fonctions de réaction de type (3). Si le nombre d'observations est assez grand – ce qui est le cas en données mensuelles sur une vingtaine d'années – les estimateurs obtenus sont semblables à ceux du maximum de vraisemblance.

Ensuite, le calcul du taux d'inflation annuel génère un phénomène d'*overlapping* qui fait que le résidu ε suit un processus de moyenne mobile d'ordre $n \Leftrightarrow 1$, soit un *MA(11)* dans notre cas (corrigé suivant la procédure proposée par Newey & West (1994)). Comme le nombre d'instruments (ou de conditions d'orthogonalité) est supérieur au nombre de coefficients estimés, le modèle est suridentifié. Il est alors possible de tester les restrictions de suridentification grâce au test de Hansen (1982). Celui-ci peut être interprété comme un test joint permettant de valider la significativité de l'ensemble des coefficients estimés (au même titre que le test de Fisher dans une régression standard) et la viabilité des instruments choisis.

⁵De fait, aucune des estimations réalisées dans ce chapitre ne conduit à rejeter les restrictions de suridentification.

⁶*two-step nonlinear two-stage least squares*.

L'objet de ce chapitre étant d'estimer dans quelles mesures certaines informations de marché sont prises en compte par les autorités monétaires, d'autres variables explicatives z_{it} seront introduites dans la règle (3)⁷. Cette dernière servira uniquement de référence (modèle de base). C'est la spécification suivante qui fera l'objet d'une attention toute particulière :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+n} + \gamma x_t + \theta z_{it}] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

avec

$$\varepsilon_t = (1 \Leftrightarrow \rho) \{[\beta(E_t\pi_{t+n}|\Omega_t) \Leftrightarrow \pi_{t+n}] + \gamma[E_t(x_t|\Omega_t) \Leftrightarrow x_t] + \theta[E_t(z_{it}|\Omega_t) \Leftrightarrow z_{it}]\} + \vartheta_t$$

La fonction de réaction ainsi obtenue peut se définir comme une règle augmentée d'un facteur discrétionnaire (ϑ_t). Conformément à Clarida et al. (1998), nous utilisons des données mensuelles, plus riches en information qu'en fréquence trimestrielle, dans la mesure où il n'est pas rare que les autorités monétaires soient amenées à modifier leurs taux plusieurs fois de suite au cours d'un trimestre. Néanmoins, ce choix impose l'utilisation de la production industrielle plutôt que celle du PIB pour calculer l'output gap. Ce dernier est alors défini comme l'écart de la production industrielle (en log) à son trend quadratique. Le taux d'inflation annuel est obtenu à partir des indices de prix à la consommation. Le taux d'intérêt directeur est le taux des fonds fédéraux pour les États-Unis, le taux au jour le jour pour l'Allemagne et le taux « *Call Money Rate* » pour le Japon. La période initiale des estimations correspond approximativement à la date à partir de laquelle ces pays ont clairement orienté leur politique monétaire à des fins de désinflation. Pour ces trois pays, cela correspond au début des années 1980. Pour les pays ayant adopté une stratégie de cible d'inflation (section 3) au début des 1990, les estimations porteront naturellement sur cette seule décennie.

1.2 Les variables financières considérées

A priori, une réaction systématique des banques centrales aux mouvements financiers impliquerait une volatilité excessive du taux directeur, et n'est donc pas souhaitable. Il est donc peu probable que les autorités monétaires réagissent aux évolutions à très court terme des prix d'actifs. C'est pourquoi les variables z_i suivantes sont retenues (cf. tableau 14 en annexe) :

- l'évolution, au cours du trimestre passé du *spread* de taux (*tdcsp*) défini comme l'écart entre les taux d'intérêt à 10 ans (sur titres publics) et le taux d'intérêt à 3 mois.
- L'évolution au cours du trimestre passé du taux d'intérêt de long terme domestique (*tdcrl*).
- Le taux de croissance annuel de l'indice boursier défini par la différence logarithmique des indices en glissement annuel (*tdcpa*) .
- Le taux de croissance semestriel du taux de change (côté au certain pour le pays étudié). Suivant la règle estimée, nous considérons le taux de change vis-à-vis du dollar (*dtcdol*), du yen (*dtcycen*) et / ou de l'euro (*dtdeuro*)⁸.

⁷leurs valeurs passées seront alors ajoutées à la liste des instruments.

⁸Avant le 1/1/1999, il s'agit de l'Ecu.

- L'évolution au cours du trimestre passé du taux d'intérêt de long terme américain (*tdcrlus*).

De nombreuses contributions ont étudié le contenu informationnel de la pente de la courbe des taux et s'accordent à conclure qu'il constitue un indicateur avancé fiable, aussi bien pour prévoir l'évolution de la production (Smets & Tsatsanoris (1997), Bonser-Neal & Morley (1997), Dotsey (1998), Levieuge (2003)) que celle des prix (Estrella & Mishkin (1997)). Certes, ces travaux traitent du *spread* en niveau et pas de sa croissance trimestrielle. C'est pourtant cette dernière qui est retenue ici, pour deux raisons. D'abord, les tests de stationnarité (ADF) concluent que le *spread* en niveau est intégré d'ordre 1 sur la période d'étude (quel que soit le pays). Ensuite, pour les raisons évoquées ci-dessus, il est plus probable que les autorités monétaires réagissent à une évolution clairement identifiée du *spread* de taux (par exemple son évolution sur 3 mois) sous peine sinon d'accroître la volatilité des taux en réagissant à mauvais escient. Quoi qu'il en soit, l'interprétation du contenu prédictif de la croissance trimestrielle du *spread* reste identique : une évolution positive (négative) annonce une croissance de la production industrielle (récession) et une hausse (baisse) des prix. θ devrait donc être positif.

La prise en compte de l'évolution du taux d'intérêt de long terme est également envisagée. Il constitue un indicateur des conditions de crédit et peut fournir des enseignements assez utiles quant aux anticipations de marché concernant l'inflation future (cf. Goodfriend (1995), Smets & Tsatsanoris (1997)). Une fois de plus, l'évolution trimestrielle semble être à priori un assez bon compromis entre le risque d'agir trop tard et celui d'agir à mauvais escient. Il permet en outre de manipuler une série stationnaire.

Le taux de croissance annuel des indices boursiers constitue une autre variable susceptible d'influencer la conduite de la politique monétaire. De nombreuses études montrent que les cours boursiers tendent à devancer les évolutions conjoncturelles et par extension, celles des prix (Asprem (1989), Fama (1990b), Choi et al. (1999)). Mauro (2000) montre que ce contenu prédictif est robuste, quelles que soient les méthodes économétriques retenues ou la période d'estimation, et demeure significatif quand sont introduites d'autres variables telles que le taux d'intérêt ou la croissance d'un agrégat monétaire. Notons que le taux de croissance semestriel des cours immobiliers⁹ (*tdchouse*) sera introduit dans la fonction de réaction des États-Unis (mais pas pour les autres pays, faute de données exploitables). Le FMI (2000) et Girouard & Blondal (2001) montrent en effet que les prix immobiliers sont très liés au cycle conjoncturel dans les pays industrialisés. Nous verrons si la Fed intègre cette source d'information.

La significativité du taux de croissance semestriel du taux de change dans la règle (4) sera également examinée. Certes, les pays du G-3 n'ont pas d'objectif explicite de change et mènent, de l'aveu général, une politique *a priori* indépendante des conditions externes. Cependant, comme le montre l'expérience des pays tels que le Canada ou l'Australie qui ont adopté un Indicateur des Conditions Monétaires comme cible opérationnelle, le change

⁹Il s'agit uniquement de l'immobilier résidentiel et plus exactement de la valeur de vente des maisons individuelles (moyenne de tous les États).

est un canal de politique monétaire qui ne peut être complètement ignoré. En particulier, il est peu probable qu'un pays adopte perpétuellement un comportement de *benign neglect* concernant la parité de sa monnaie vis-à-vis du dollar. Autrement dit, au-delà des arrangements de change officiels, il existe des externalités (*spillovers*) qui peuvent, ne serait-ce qu'épisodiquement, influencer la mise en œuvre de la politique monétaire (Jaillet & Verdelhan (1999)).

Enfin, certaines études indiquent que l'interdépendance entre places financières s'est sensiblement accrue dans les années 1990. En ce sens, les taux d'intérêt de long terme sont de plus en plus corrélés et il est communément admis que la causalité se fait essentiellement dans le sens des États-Unis vers les autres places financières. Par conséquent, introduire l'évolution trimestrielle du taux long américain dans les fonctions de réaction des autres pays industrialisés peut fournir quelques enseignements sur la gestion de cette externalité par les banques centrales des pays « périphériques ». Comme le soulignent Jaillet & Verdelhan (1999), l'existence d'un tel effet de domination internationale peut s'avérer très perturbateur, en particulier concernant les taux longs, puisque un pays peut se voir imposer une courbe des taux incompatible avec les conditions économiques et les orientations de la politique monétaire domestique. Ce problème est renforcé quand le financement de l'économie s'effectue majoritairement à long terme. C'est pourquoi l'évolution trimestrielle du taux long américain sera introduite dans les fonctions de réaction étudiées.

1.3 Le principe des tests

La démarche empruntée est la suivante. Dans un premier temps, la règle (4) sera estimée en fixant n à 0 conformément à la règle de Taylor originale. Autrement dit, est-ce qu'en prenant uniquement en compte l'information dont dispose la banque centrale en t (à savoir l'inflation courante, l'output gap courant et le taux d'intérêt passé) les variables financières considérées peuvent nous fournir des enseignements complémentaires sur le comportement des autorités monétaires ? Si oui, autrement dit si une variable financière est statistiquement significative à l'issue de cette première régression, trois raisons peuvent expliquer ce résultat :

- Soit la banque centrale lisse l'évolution de ce prix d'actif (objectif¹⁰ supplémentaire).
- Soit il y a dans cette variable financière une information que la banque centrale utilise pour prévoir l'inflation et l'output gap (indicateur avancé).
- Soit la variable financière considérée contient une information que la banque centrale utilise effectivement, mais qui est ignorée dans la règle de base. Or, comme les banques centrales et les marchés financiers utilisent une information commune, la significativité de ladite variable s'expliquerait alors par une erreur de spécification.

La troisième hypothèse peut-être immédiatement testée en introduisant dans la règle une information suffisamment synthétique et représentative des données censées intéresser les

¹⁰Alors qu'habituellement le terme d'*objectif* renvoie à la fonction de perte et celui de *cible* à la fonction de réaction des banques centrales, ces termes sont confondus dans ce chapitre. En toute rigueur, une variable financière qui s'avère être significative doit être interprétée comme une *cible*. Par extension, nous interprétons ce résultat comme un *objectif* de lissage de ladite variable. La distinction entre *cible* et *objectif* sera opérée dans les chapitres suivants.

banques centrales. Les indices de conjoncture (ou de confiance des consommateurs ou entrepreneurs) constituent à cet égard de bonnes *proxies* de l'ensemble des informations manquantes susceptibles d'être redondantes avec le contenu informationnel de certains prix d'actifs.

Dans un second temps, le passage de π_t à π_{t+12} (de $n = 0$ à $n = 12$) devrait permettre de discriminer entre les deux hypothèses restantes¹¹. En effet, soit la variable financière perd sa significativité, auquel cas elle constituerait un indicateur avancé (dont la présence n'est plus probante une fois explicitement prise en compte l'inflation future) pour les autorités monétaires, soit elle résiste à l'introduction de π_{t+12} , auquel cas il s'agirait d'une cible supplémentaire pour la banque centrale.

2 Règle de type Taylor et prix d'actifs

Nous allons dans un premier temps estimer les fonctions de réaction des pays du G3 (États-Unis, Japon et Allemagne) afin d'évaluer dans quelles mesures ces banques centrales prennent en compte l'évolution de certaines variables financières. Le tableau 3 indique les résultats obtenus pour les États-Unis. Les écarts types sont rapportés entre parenthèses. Comme selon Clarida et al. (1998), un ajustement partiel du second ordre convient mieux à l'évolution du taux d'intérêt directeur de la Fed, ce dernier est défini tel que :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho_1 \Leftrightarrow \rho_2)r_t^* + \rho_1 r_{t-1} + \rho_2 r_{t-2} + \vartheta_t$$

Les coefficients du modèle de base (règle 3) sont significatifs au seuil de 1%. Les valeurs de ces coefficients seront discutées en détail dans la section 4. Dans un premier temps, une place plus importante est accordée au coefficient de réaction θ associé aux différents prix d'actifs considérés.

Contrairement à ce qu'indiquent Bernanke & Gertler (1999), la seconde ligne du tableau 3 tendrait à montrer que la Fed n'est pas insensible au taux de croissance annuel de l'indice boursier. Certes, cette réponse est faible (une hausse de l'indice boursier de 1% impliquerait une hausse du taux directeur d'environ 10 points de base) mais n'en est pas moins significative au seuil de 1%. En revanche, il apparaît qu'en dépit de la bonne qualité prédictive des cours immobiliers sur l'output gap (FMI (2000, tab. 3.4 p. 96)), les autorités monétaires américaines sont insensibles à cette information.

La croissance du taux d'intérêt de long terme au cours du trimestre passé semble également compter dans les décisions de la Fed : une hausse de 10% (en cas par exemple de brusques montées des anticipations d'inflation) du taux long au cours du trimestre passé inciterait la banque centrale américaine à relever ses taux d'environ 50 points de base.

¹¹ Comme la politique monétaire est par nature prospective, dans la pratique $n > 0$. Il existe néanmoins une incertitude quand à l'horizon d'action de la banque centrale. Fixer un horizon annuel ($n = 12$) semble être un bon compromis : d'une part, il correspond à peu près aux délais d'action de la politique monétaire. D'autre part, étant donné les propriétés asymptotiques des estimateurs de GMM, ceci limite une perte trop importante de degrés de liberté. Déjà lorsque n vaut 12, la période d'estimation doit se terminer douze mois avant la dernière donnée disponible.

(1980 : 1 ⇔ 1999 : 5)	$\rho_1 + \rho_2$	β	γ	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.919*** (0.020)	0.958*** (0.074)	0.257*** (0.066)	- (-)	- (-)	I_{US}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.924*** (0.020)	1.059*** (0.105)	0.221*** (0.074)	- (-)	0.099*** (0.028)	I_{US}
Modèle avec cours immobiliers (<i>tdchouse</i>)	0.919*** (0.018)	0.950*** (0.072)	0.261*** (0.065)	- (-)	0.036 (0.026)	I_{US} + <i>tdchouse</i>
Modèle avec <i>spread</i> de taux (<i>tdcsp</i>)	0.918*** (0.027)	0.978*** (0.081)	0.247*** (0.068)	- (-)	⇔0.003 (0.003)	I_{US}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.942*** (0.024)	0.613*** (0.135)	0.171* (0.095)	- (-)	0.051*** (0.008)	I_{US}
Modèle avec taux de change <i>yen to US dollar</i> (<i>dtncyen</i>)	0.921*** (0.020)	0.946*** (0.089)	0.265*** (0.067)	- (-)	⇔0.006 (0.014)	I_{US}
Modèle avec taux de change <i>euro to US dollar</i> (<i>dtdeuro</i>)	0.924*** (0.022)	1.364*** (0.102)	0.184*** (0.066)	- (-)	0.012 (0.025)	I_{US} + Δ <i>tdcecu</i>
Modèle avec <i>tdcpa</i> et Δ <i>napm</i>	0.934*** (0.021)	1.099*** (0.124)	0.759*** (0.099)	0.026*** (0.004)	⇔0.009 (0.023)	I_{US} + Δ <i>napm</i>
Modèle avec <i>tdcpa</i> et Δ <i>conf</i>	0.928*** (0.017)	1.237*** (0.082)	0.355*** (0.053)	0.008*** (0.001)	0.018 (0.023)	I_{US} + Δ <i>conf</i>
Modèle avec <i>tdcrl</i> et Δ <i>conf</i>	0.941*** (0.022)	0.968*** (0.099)	0.282*** (0.077)	0.008*** (0.001)	0.039*** (0.007)	I_{US} + Δ <i>conf</i>

$I_{US} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta \log(pa_{t-1}), \dots, \Delta \log(pa_{t-6}), \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, tdcrl_{t-1}, \dots, rl_{t-6}, dtncyen_{t-1}, \dots, dtncyen_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base : $\chi_{(38)} = 14.64$ avec SL = 0.999

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 3: Estimation de la règle (4) pour les États-Unis ($n = 0$)

Certes, de telles circonstances sont rares – encore que selon Smets & Tsatsanoris (1997) les États-Unis sont plus sujets à ce type d'« *inflation scares* » que l'Allemagne – et l'ampleur de la réaction est faible, mais il n'est néanmoins pas possible de rejeter la significativité du coefficient θ au seuil de 1%. En revanche, ni le *spread* de taux ni le taux de change ne sont statistiquement significatifs. S'il n'est pas surprenant que la banque centrale américaine ait mené pendant deux décennies une politique indépendante (en moyenne) des considérations de change, on peut être surpris du peu d'attention manifestée à l'égard de la pente des taux, alors que de nombreux travaux depuis Estrella & Hardouvelis (1991) ont montré qu'elle constituait un indicateur avancé.

Afin d'évincer le risque d'erreur de spécification qui consisterait à omettre certaines informations pertinentes de la règle « canonique » également contenues dans les prix d'actifs, l'indice conjoncturel *NAPM* ainsi qu'un indice de confiance des consommateurs sont successivement introduits en différence première dans la règle (4). La seconde partie du tableau 3 montre que l'information contenue par les cours boursiers est effectivement redondante avec celle contenue dans les deux indices conjoncturels : le coefficient de réaction θ associé au taux de croissance de l'indice boursier n'est plus significatif. Notons que l'ampleur de la réaction au taux d'intérêt de long terme est elle-même affectée (θ passe de

0.051 à 0.039), sans qu'il ne soit cependant possible de rejeter sa significativité¹². Au final, parmi les variables financières considérées, seule l'évolution du taux de long terme aurait influencé le comportement de la Fed.

(1980 : 7 ⇔ 1999 : 5)	ρ	β	γ	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.958*** (0.004)	1.123*** (0.387)	0.423*** (0.042)	- (-)	- (-)	I_{JP}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.959*** (0.006)	1.601*** (0.217)	0.251*** (0.056)	- (-)	0.093*** (0.017)	I_{JP}
Modèle avec <i>spread</i> de taux (<i>tdcsp</i>)	0.984*** (0.004)	1.006* (0.557)	0.417*** (0.106)	- (-)	0.021** (0.008)	I_{JP} + <i>tdcsp</i>
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.956*** (0.004)	1.413*** (0.545)	0.307*** (0.078)	- (-)	0.085*** (0.023)	I_{JP} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux de change <i>yen to US dollar</i> (<i>dtcdol</i>)	0.950*** (0.004)	0.121 (0.838)	0.734*** (0.280)	- (-)	⇔0.553** (0.248)	I_{JP} + <i>dtcdol</i>
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US (<i>tdcrlus</i>)	0.958*** (0.004)	1.718*** (0.268)	0.292*** (0.077)	- (-)	0.022*** (0.006)	I_{JP} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec <i>tdcrl</i> et écart de taux (<i>ectx</i>)	0.963*** (0.004)	1.518*** (0.477)	0.287*** (0.075)	0.006 (0.006)	0.087*** (0.019)	I_{JP} + <i>ectx</i> + <i>tdcrl</i>
Modèle avec <i>tdcpa</i> et Δ <i>tankan</i>	0.953*** (0.065)	0.464** (0.204)	0.387*** (0.045)	0.009*** (0.002)	0.042*** (0.011)	I_{JP} + Δ <i>tankan</i>
Modèle avec <i>tdcsp</i> et Δ <i>tankan</i>	0.952*** (0.005)	0.257 (0.227)	0.436*** (0.053)	0.015*** (0.002)	⇔0.001 (0.003)	I_{JP} + Δ <i>tankan</i>
Modèle avec <i>dtcdol</i> et Δ <i>tankan</i>	0.962*** (0.005)	0.284 (0.230)	0.492*** (0.056)	0.013*** (0.002)	⇔0.031 (0.021)	I_{JP} + Δ <i>tankan</i>

$I_{JP} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trst_{t-1}, \dots, trst_{t-6}, \Delta \log(pa_{t-1}), \dots, \Delta \log(pa_{t-6}), \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, trsus_{t-1}, \dots, trsus_{t-6}$
Test de Hansen pour le modèle de base : $\chi_{(33)} = 12.68$ avec SL = 0.999

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 4: Estimation de la règle (4) pour le Japon ($n = 0$)

Le tableau 4 reproduit les résultats obtenus pour la Banque du Japon. Une fois de plus, les coefficients du modèle de base sont tous statistiquement différents de zéro (au seuil de 1%). La première partie du tableau révèle d'abord que la Banque du Japon a été sensible aux évolutions des cours boursiers avec un coefficient de réaction θ égal à 0.093. Il en va de même pour l'évolution du *spread*, du taux de long terme domestique (*tdcrl*) et du taux de long terme américain (*tdcrlus*). Toutefois, la significativité de ce dernier risque d'être imputable aux mouvements communs observés par les taux longs domestique et américain (cf. tableau 17 en annexe). Or comme le premier semble être un argument significatif dans la fonction de réaction de la Banque du Japon, par transitivité, le second l'est aussi. Une façon de contourner cette collinéarité consiste à estimer à la fois la réaction des autorités monétaires aux évolutions du taux long domestique (θ) et aux évolutions de l'écart entre le taux long américain et domestique (ζ)¹³. Cette estimation montre que la Banque du Japon n'a pas réagi de façon systématique aux mouvements du taux long américain (ζ n'est pas

¹²Ne sont reproduits que les résultats sensiblement différents de ceux initialement obtenus.

¹³Puisque la corrélation est forte entre taux long domestique et taux long américain, nous pouvons considérer que l'évolution du taux long américain est égale à celle du taux domestique plus une évolution propre qui serait le résultat de la différence (*ectx*) entre les deux. Ceci permet d'estimer l'éventuelle réaction des banques centrales aux trajectoires particulières du taux long américain.

significatif). Notons enfin que le coefficient de réaction associé au taux de change (côté au certain vis-à-vis du dollar) est également significatif.

La seconde partie du tableau 4 indique que l'introduction de l'indice *Tankan*, issu des enquêtes de conjoncture, permet de rejeter le *spread* de taux ainsi que le taux de change, ces deux variables dispensant une information redondante avec celle connue des autorités monétaires en t . L'ampleur de la réaction de la BoJ au taux de croissance annuel de l'indice boursier est également affectée par cette introduction (θ passant de 0.093 à 0.042). Mais il n'est pas possible de rejeter sa significativité¹⁴. Au final, si on considère uniquement l'information dont dispose la banque centrale japonaise en t , il apparaît que les cours boursiers et le taux de long terme domestique ont une influence sur son comportement.

(1980 : 1 \Leftrightarrow 1999 : 1)	ρ	β	γ	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.948*** (0.007)	0.623*** (0.129)	0.680*** (0.075)	- (-)	- (-)	I_{AI}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.948*** (0.006)	0.624*** (0.122)	0.677*** (0.068)	- (-)	\Leftrightarrow 0.0005 (0.007)	I_{AI} $+\Delta\log(pa)$
Modèle avec <i>spread</i> de taux (<i>tdcsp</i>)	0.949*** (0.006)	0.627*** (0.113)	0.672*** (0.073)	- (-)	\Leftrightarrow 0.004 (0.004)	I_{AI} $+tdcsp$
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.955*** (0.006)	0.620*** (0.122)	0.640*** (0.076)	- (-)	0.043*** (0.007)	I_{AI} $+tdcrl$
Modèle avec taux de change <i>US dollar to DM</i> (<i>dtcdol</i>)	0.953*** (0.008)	0.145 (0.204)	0.890*** (0.144)	- (-)	\Leftrightarrow 0.196*** (0.038)	I_{AI} $+dtcdol$
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US (<i>tdcrlus</i>)	0.951*** (0.007)	0.616*** (0.123)	0.733*** (0.081)	- (-)	0.015*** (0.003)	I_{AI} $+tdcrlus$
Modèle avec <i>tdcrl</i> et écart de taux (<i>ectx</i>)	0.956*** (0.006)	0.612*** (0.119)	0.655*** (0.078)	\Leftrightarrow 0.0003 (0.006)	0.040*** (0.003)	$I_{AI} + ectx$ $+tdcrl$

$I_{AI} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trst_{t-1}, \dots, trst_{t-6}, \Delta tcdol_{t-1}, \dots, \Delta tcdol_{t-6}$
 $\Delta\log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta\log(m2)_{t-6}$
 Test de Hansen pour le modèle de base (1) : $\chi_{(27)} = 14.74$ avec SL = 0.973

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 5: Estimation de la règle (4) pour l'Allemagne ($n = 0$)

Enfin le tableau 5 reproduit les estimations de la fonction de réaction de la Bundesbank. Les coefficients du modèle de base sont tous significatifs au seuil de 1%. Il apparaît d'emblée que ni les cours boursiers ni le *spread* de taux ne sont des arguments significatifs. En revanche, la sensibilité de la Bundesbank au taux de long terme domestique, ainsi qu'au taux de change (côté au certain vis-à-vis du dollar) est statistiquement probante. Cette apparente importance du taux de change est aussi rapportée par Raynaud (2001).

La réaction des autorités monétaires allemandes aux mouvements du taux long américain est uniquement mentionnée à titre indicatif, eu égard au problème de collinéarité

¹⁴Notons que la prise en compte de l'indice *Tankan* fait chuter la valeur de β . Par extension, cet indice constitue un indicateur supplémentaire des pressions inflationnistes latentes, et comme les banques centrales réagissent davantage au taux d'inflation anticipé qu'à sa valeur courante, il n'est pas surprenant que la prise en compte du *Tankan* – qui intègre des informations sur la conjoncture future – affecte le coefficient de réaction β .

entre $tdcrl$ et $tdcrlus$. La dernière ligne importe davantage puisqu'elle associe dans la même fonction de réaction les mouvements du taux domestique et ceux propres au taux américain ($ectx$). Cette dernière estimation indique que de façon générale, la Bundesbank n'est pas sensible aux évolutions du taux long américain. L'introduction de l'indice IFO ne bouleverse en aucun cas ces résultats. Ainsi, globalement, l'évolution du taux long domestique et celle du taux de change apportent un supplément d'information sur le comportement de la Bundesbank.

3 Cibles d'inflation et prix d'actifs

À la faveur du processus d'innovation et de déréglementation financières des années 1980 qui ont remis en cause la stabilité des fonctions de demande de monnaie, un grand nombre de pays se sont détournés des objectifs monétaires internes pour adopter des stratégies de cible d'inflation (cf. Bernanke & Mishkin (1997)). La Nouvelle-Zélande, le Canada et l'Australie en constituent un exemple.

3.1 Indices des Conditions Monétaires

Dans la lignée de la Banque du Canada, la majorité des banques centrales ayant adopté un régime de cible d'inflation ont développé un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM) pour guider leur politique monétaire et évaluer son orientation. L'ICM est une moyenne pondérée du taux d'intérêt (de court terme) et du taux de change¹⁵ (Freedman (1995), Frochen (1996), Smets (1997)). Les pondérations sont calculées suivant la sensibilité relative de la demande globale aux évolutions du change et du taux d'intérêt. Le calcul de cet indicateur a pour but de prendre en compte les effets de la politique monétaire qui transitent, dans une économie ouverte, par le canal du taux de change. Toutefois, son utilisation diffère selon les pays. Au Canada et en Nouvelle-Zélande, il bénéficie du statut de cible opérationnelle. En Suède, en Finlande, en Norvège ou en Australie, il n'a qu'un statut de simple indicateur utilisé pour évaluer l'orientation de la politique monétaire.

Ce faisant, si la spécification (4) devrait *a priori* convenir pour estimer la fonction de réaction de la Banque australienne, il est nécessaire de s'interroger sur le bien-fondé de cette définition pour le Canada et la Nouvelle-Zélande. Comment considérer le taux de change et l'ICM ? Suivant Smets (1997) et Gerlach & Smets (2000), une règle fondée sur un ICM peut se définir de la façon suivante :

$$r_t + \lambda s_t = ICM_t^{opt} = \varphi_1 \varepsilon_t^d + \varphi_2 \varepsilon_t^s \quad (5)$$

où s représente le taux de change, ICM_t^{opt} le niveau souhaité (visé) pour l'ICM, ε^d et ε^s respectivement un choc de demande et d'offre. La valeur de λ dépend de la sensibilité de la demande agrégée aux évolutions du change, tandis que les coefficients φ_i dépendent de l'élasticité de la demande au taux de change et au taux d'intérêt. Concrètement, les autorités monétaires établissent des prévisions (d'inflation, de croissance, etc.) en tenant compte des chocs (ε) qui ont touché l'économie, et déterminent ainsi une orientation souhaitée

¹⁵Le chapitre 1 revient en détail sur la légitimation et la construction des ICM.

pour la politique monétaire. En d'autres termes, elles fixent, conditionnellement à ε , un niveau d'ICM « optimal » à atteindre grâce à une gestion appropriée du taux directeur.

Ainsi, l'interprétation de la relation (5) suggère que l'utilisation d'un ICM comme cible opérationnelle ne peut se résumer à une stratégie de cible de taux de change, car la réaction des autorités monétaires à l'égard de cette variable n'est ni systématique ni univoque. Elle est conditionnelle à l'évolution désirée des conditions monétaires. L'ICM et le taux de change doivent donc tous deux incorporer la fonction de réaction du Canada et de la Nouvelle-Zélande. C'est pourquoi la spécification de base retenue pour ces deux pays est la suivante :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+12} + \omega_1\Delta MCI_{t+1} + \omega_2\Delta TWI_t + \theta z_{it}] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

où ω_2 et ω_1 représentent respectivement les coefficients de réaction associés à l'évolution courante du taux de change effectif¹⁶ et à celle souhaitée pour l'indice des conditions monétaires. Nous supposons que les séries d'ICM effectif publiées par les banques centrales correspondent aux ICM ciblés.

Alors qu'une stratégie de cible de taux de change impliquerait une relation négative entre l'évolution du change et celle du taux directeur, le signe de cette relation n'est *a priori* pas défini dans le cadre d'une politique fondée sur un ICM. Supposons par exemple que les autorités monétaires souhaitent aborder une orientation plus restrictive (se traduisant par une hausse de l' ICM^{opt}) en réponse à un choc de demande favorable. Il est alors possible de distinguer deux configurations qui vont déterminer l'effort à réaliser par la banque centrale pour parvenir à cet objectif :

- soit, parallèlement à ce choc, le taux de change courant se déprécie (*configuration 1*). La banque centrale doit alors augmenter son taux d'intérêt (pour atteindre ICM^{opt}), d'autant plus que la dépréciation du change tend au contraire à détendre les conditions monétaires. Elle espère ainsi faire remonter le taux de change et contrer les tensions inflationnistes. Le coefficient de réaction associé au taux de change (ω_1) devrait être négatif et relativement élevé.
- soit le taux de change courant s'apprécie (*configuration 2*). L'effort à réaliser en termes de hausse des taux s'en trouve amoindri. À la limite, si l'appréciation du taux de change permet à elle seule d'atteindre l' ICM^{opt} dans (5), il n'est pas nécessaire à la Banque de relever ses taux. Dans ce cas, ω_1 devrait être nul ou faiblement positif si la banque centrale souhaite accompagner la hausse du taux de change.

Les estimations qui seront menées plus loin dans la section 4 montrent que la règle (6) est adaptée à ce type de stratégie.

3.2 Résultats des estimations

Comme pour les pays du G3, n est d'abord fixé à 0. Conformément à l'attente, le modèle de base pour la banque centrale néo-zélandaise indique que le coefficient de réaction

¹⁶Il s'agit du *Trade-Weighted Index* pour la Nouvelle-Zélande et du Taux de Change C-6 pour le Canada. Les devises retenues ainsi que les pondérations qui leur sont attribuées sont détaillées sur les sites web des banques centrales concernées.

associé à l'*ICM* est positif tandis que celui associé au taux de change (côté au certain) est négatif. De plus, tous les coefficients du modèle de base sont statistiquement significatifs. Il apparaît que les cours boursiers (significatifs à 5%), ainsi que les taux de long terme domestique (à 1%) et américain (à 1%) influencent la mise en œuvre de la politique monétaire néo-zélandaise. Il n'est pas possible de remettre en cause ces résultats, que ce soit par l'introduction de plusieurs variables significatives ou celle d'un indice de conjoncture (calculé par l'OCDE).

(1991 : 1 ↔ 1999 : 8)	ρ	β	ω_1	ω_2	ζ	θ	Inst.
Modèle de base	0.951*** (0.007)	0.798*** (0.209)	0.218*** (0.083)	↔0.051** (0.026)	↔ (↔)	↔ (↔)	I_{NZ}
Modèle avec indice boursier <i>tdcpa</i>	0.948*** (0.006)	1.176*** (0.313)	0.256** (0.104)	↔0.069** (0.034)	↔ (↔)	0.170** (0.086)	I_{NZ}
Modèle avec taux de long terme	0.957*** (0.005)	1.098*** (0.171)	0.156*** (0.040)	↔0.064*** (0.017)	↔ (↔)	0.095*** (0.029)	I_{NZ} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux US (<i>tdcrlus</i>)	0.968*** (0.005)	1.164*** (0.209)	0.203*** (0.062)	↔0.074*** (0.026)	↔ (↔)	0.132*** (0.041)	I_{NZ} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec écart de taux (<i>ectx</i>) et <i>tdcrl</i>	0.962*** (0.004)	1.139*** (0.141)	0.147*** (0.032)	↔0.073*** (0.017)	0.058*** (0.017)	0.124*** (0.029)	I_{NZ} + <i>ectx</i> + <i>tdcrl</i>

$I_{NZ} = \text{constante}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, dlpa_{t-1}, \dots, dlpa_{t-6}, \Delta TWI_{t-1}, \dots, \Delta TWI_{t-6}$
 $\Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta MCI_{t-1}, \dots, \Delta MCI_{t-6}$
 Test de Hansen pour le modèle de base : $\chi^2_{(32)} = 10.24$ avec SL = 0.999

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 6: Estimation de la règle (6) pour la Nouvelle - Zélande ($n = 0$)

La première ligne du tableau 7, qui reproduit les résultats de l'estimation de la règle de base pour le Canada, permet de nouveau d'illustrer la nécessité de prendre en compte à la fois le taux de change et l'*ICM* (significatifs à 5%) quand les autorités monétaires assignent à ce dernier un rôle de cible opérationnelle. En revanche, sans véritable surprise, β n'est pas significatif : de façon générale, les banques centrales réagissent plus à l'inflation future qu'à l'inflation courante. La suite du tableau indique que le taux de long terme domestique semble être la seule variable financière probante de la fonction de réaction des autorités monétaires canadiennes (avec un coefficient de réaction égal à 0.085, insensible à l'introduction d'un indice conjoncturel).

Enfin, comme la politique australienne ne s'appuie pas sur un *ICM*, il est légitime d'utiliser la spécification (3) plutôt que (6) – output gap mis à part – pour estimer la fonction de réaction de la Banque d'Australie. Parmi les variables financières introduites dans la règle, il semble que les autorités monétaires australiennes fondent une partie de leur décision sur les mouvements du taux long domestique (cf. tableau 8). Si de prime abord le taux de change et le taux de long terme américain ne sont pas négligeables, leur significativité ne résiste pas à l'introduction d'un indice conjoncturel de l'OCDE.

(1989 : 1 ⇔ 1999 : 5)	ρ	β	ω_1	ω_2	ζ	θ	Inst.
Modèle de base	0.972*** (0.005)	⇔1.263 (1.372)	0.462** (0.195)	⇔0.098** (0.038)	⇔ (⇔)	⇔ (⇔)	I_{CA}
Modèle avec indice boursier <i>tdcpa</i>	0.968*** (0.007)	⇔0.637 (0.917)	0.329** (0.135)	⇔0.069*** (0.026)	⇔ (⇔)	⇔0.064 (0.041)	I_{CA}
Modèle avec taux de long terme	0.967*** (0.004)	0.401* (0.242)	0.102*** (0.013)	⇔0.040*** (0.011)	⇔ (⇔)	0.085*** (0.010)	I_{CA} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux US (<i>tdcrlus</i>)	0.967*** (0.004)	⇔0.410 (0.518)	0.222*** (0.055)	⇔0.069*** (0.015)	⇔ (⇔)	0.118*** (0.028)	I_{CA} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec écart de taux (<i>ectx</i>) et <i>tdcrl</i>	0.964*** (0.004)	0.572** (0.176)	0.089*** (0.011)	⇔0.036*** (0.005)	⇔0.013 (0.007)	0.068*** (0.008)	I_{CA} + <i>ectx</i> + <i>tdcrl</i>

$I_{CA} = \text{constante}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, tdcpa_{t-1}, \dots, tdcpa_{t-6}, dtdc6_{t-1}, \dots, dtdc6_{t-6}$
 $\Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta ICM_{t-1}, \dots, \Delta ICM_{t-6}$
 Test de Hansen pour le modèle de base : $\chi^2_{(38)} = 10.02$ avec SL = 0.999

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 7: Estimation de la règle (6) pour le Canada ($n = 0$)

(1989 : 1 ⇔ 1999 : 5)	ρ	β	ζ	θ	Instruments
Modèle de base	0.945*** (0.008)	1.526*** (0.098)	⇔ (⇔)	⇔ (⇔)	I_{Au}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.945*** (0.008)	1.485*** (0.118)	⇔ (⇔)	⇔0.018 (0.019)	I_{Au}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.952*** (0.004)	1.531*** (0.098)	⇔ (⇔)	0.034*** (0.004)	I_{Au} + <i>tdcrl</i>
Modèle avec taux de change (ΔTWI)	0.940*** (0.006)	1.560*** (0.087)	⇔ (⇔)	⇔0.409*** (0.081)	I_{Au} + <i>TWI</i>
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US (<i>tdcrlus</i>)	0.946*** (0.006)	1.549*** (0.094)	⇔ (⇔)	0.010*** (0.003)	I_{Au} + <i>tdcrlus</i>
Modèle avec ΔTWI et $\Delta conj$	0.944*** (0.010)	1.235*** (0.375)	⇔0.568 (0.337)	⇔0.169 (0.168)	I_{Au} + $\Delta conj$
Modèle avec <i>tdcrlus</i> et $\Delta conj$	0.944*** (0.005)	1.400*** (0.078)	⇔0.578 (0.092)	⇔0.001 (0.004)	I_{Au} + $\Delta conj$

$I_{Al} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta tdc dol_{t-1}, \dots, \Delta tdc dol_{t-6}$
 $\Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}$
 Test de Hansen pour le modèle de base : $\chi_{(28)} = 9.94$ avec SL = 0.999

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 8: Estimation de la règle (4) pour l'Australie ($n = 0$)

4 Indicateurs de politique monétaire ou objectifs ?

4.1 Passage de π_t à π_{t+12}

La significativité de certaines variables financières mérite un effort d'interprétation. Ces dernières sont-elles des indicateurs avancés auxquels les banques centrales se réfèrent pour déceler l'évolution future des prix ou sont-elles des objectifs qui viendraient s'ajouter à celui de la stabilité des prix ?

Pour répondre à cette question, la démarche suivie consiste à considérer que la banque centrale réagit non plus à l'inflation courante (π_t) mais à l'inflation anticipée (π_{t+12}), configuration plus conforme à la pratique¹⁷. Étant donnée l'existence de délais d'action, les banques centrales se doivent d'agir de manière préventive. Sinon, comme le souligne Mishkin (1999b), les agents forment des anticipations d'inflation qui se répercutent dans des processus de formation de prix difficilement réversibles. La politique monétaire doit donc être prospective. Clarida et al. (1998) montrent d'ailleurs qu'une spécification *forward-looking* est empiriquement plus appropriée qu'une règle *backward-looking*.

Dès lors, si suite à cette transformation les prix d'actifs qui étaient significatifs lors des estimations précédentes le demeurent, c'est effectivement qu'ils constituent des objectifs à part entière pour les autorités monétaires (ces dernières s'efforçant de lisser l'évolution de ces prix d'actifs). Dans le cas contraire, les variables financières considérées bénéficieraient plutôt du statut d'indicateur avancé activement suivi par les autorités monétaires et cesseraient logiquement d'être décisives une fois prise en compte l'inflation future (ce dont elles sont censées prévoir).

Même si une configuration prenant en compte π_{t+12} est sans doute plus fondée, encore faut-il s'assurer de la qualité du modèle de base. À défaut de bénéficier d'une mesure standard du type coefficient de détermination, eu égard à la méthode économétrique utilisée, un contrôle graphique peut être mené en comparant l'évolution du taux d'intérêt effectif et celui calculé à partir des coefficients estimés. Pour ce faire, une première méthode consiste à calculer une série de taux d'intérêt (« estimés ») en prenant le taux d'intérêt effectif comme taux passé (simulation *statique*). Comme l'importance du coefficient autorégressif ρ risque de surestimer la qualité de l'ajustement, une seconde méthode est envisagée : elle consiste à calculer une série de taux d'intérêt en reprenant pour le taux d'intérêt retardé la valeur estimée en $t \Leftrightarrow 1$ et non plus la valeur observée (simulation *dynamique*). Le cumul des erreurs conduit alors à un résultat généralement moins favorable. En outre, il est possible de contrôler la viabilité des résultats en calculant, à partir des résultats de la régression (3), une estimation de la cible d'inflation (π^*) sur la période d'estimation. Étant donné $\alpha \equiv \bar{r} \Leftrightarrow \beta\pi^*$ et $\bar{r} \equiv \bar{r\bar{r}} + \pi^*$, où $\bar{r\bar{r}}$ traduit le taux d'intérêt réel d'équilibre (fixé à

¹⁷Les anticipations des banques centrales sont issues de la projection de π_{t+12} sur les instruments, autrement dit sur un ensemble d'informations disponible au moment où la banque centrale prend une décision.

la moyenne sur la période d'étude), la cible d'inflation *implicite* est définie par :

$$\pi^* = \frac{\overline{r\overline{r}} \Leftrightarrow \alpha}{\beta \Leftrightarrow 1} \quad (7)$$

Enfin, comme la nouvelle configuration doit permettre de se rapprocher du comportement effectif des banques centrales, les paramètres ρ , β et γ quelque peu passés sous silence jusqu'à présent pourront faire l'objet d'une attention plus particulière. Le tableau 9 synthétise les effets de cette modification pour les pays du G3.

États-Unis	$\rho_1 + \rho_2$	β	γ	θ	Instruments
Modèle de base	0.928*** (0.017)	1.774*** (0.162)	0.146*** (0.056)	- (\Leftrightarrow)	I_{US}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.939*** (0.021)	1.289*** (0.187)	0.087 (0.071)	0.045*** (0.006)	I_{US}
<i>I_{US} = constante, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta pa_{t-1}, \dots, \Delta pa_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, tdcrl_{t-1}, \dots, rl_{t-6}, dtdcyen_{t-1}, \dots, dtdcyen_{t-6}</i>					
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi_{(38)} = 15.24$ avec SL = 0.999					
Estimation (1980 : 1 \Leftrightarrow 1999 : 5), $\pi^* = 3.04$					
Japon	ρ	β	γ	θ	Instruments
Modèle de base	0.955*** (0.006)	1.993*** (0.226)	0.138*** (0.037)	- (\Leftrightarrow)	I_{JP}
Modèle avec indice boursier (<i>tdcpa</i>)	0.950*** (0.007)	1.741*** (0.287)	0.165*** (0.048)	0.038*** (0.013)	I_{JP}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.958*** (0.006)	1.925*** (0.198)	0.115*** (0.034)	0.032*** (0.007)	$I_{JP} + tdcrl$
<i>I_{JP} = constante, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, \Delta \log(cpi)_{t-1}, \dots, \Delta \log(cpi)_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta \log(pa)_{t-1}, \dots, \Delta \log(pa)_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, trsus_{t-1}, \dots, trsus_{t-6}</i>					
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi_{(33)} = 14.52$ avec SL = 0.997					
Estimation (1980 : 7 \Leftrightarrow 1999 : 5), $\pi^* = 2.22$					
Allemagne	ρ	β	γ	θ	Instruments
Modèle de base	0.905*** (0.011)	1.585*** (0.129)	0.182*** (0.057)	- (\Leftrightarrow)	I_{AI}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.924*** (0.007)	1.459*** (0.105)	0.208*** (0.061)	0.023*** (0.003)	$I_{AI} + tdcrl$
Modèle avec taux de change <i>US dollar to DM</i> (<i>dtcdol</i>)	0.919*** (0.009)	1.296*** (0.126)	0.319*** (0.059)	$\Leftrightarrow 0.065$ *** (0.019)	$I_{AI} + trsus$
<i>I_{AI} = constante, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta tcdol_{t-1}, \dots, \Delta tcdol_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}</i>					
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi_{(27)} = 14.26$ avec SL = 0.978					
Estimation (1980 : 1 \Leftrightarrow 1999 : 1), $\pi^* = 2.15$					

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 9: Estimation de la règle (4) pour les pays du G3 ($n = 12$)

Concernant les États-Unis, les valeurs des coefficients du modèle de base sont cohérentes avec les résultats obtenus par Clarida et al. (1998) et Bernanke & Gertler (1999). Le coefficient de réaction β relatif à l'inflation anticipée est supérieur à l'unité (1.77), ce qui garantit une hausse en termes réels du taux d'intérêt en réponse à une augmentation anticipée des prix. Le coefficient γ représentant l'opiniâtreté de la réponse de la Fed aux

écarts du PIB par rapport à son potentiel est égal à 0.146. Un accroissement de 1% de l'output gap au cours du mois entraînerait un relèvement du taux directeur de l'ordre de 15 points de base. Enfin, la somme des coefficients ρ_1 et ρ_2 (0.92) atteste du gradualisme des décisions de la banque centrale américaine. Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 1% et la cible d'inflation implicite vaut 3.04% .

La qualité de l'ajustement obtenu pour le modèle de base peut être appréciée à l'aune du graphique 3. Le taux estimé est assez éloigné du taux effectif en début de période (l'écart atteint presque 3 points à la fin de l'année 1980 et presque autant en juillet 1981 en simulation statique). Notons que l'année 1980 est caractérisée par un très fort accroissement du taux de court terme (février) aussitôt infléchi au cours du deuxième trimestre. Ces hésitations sont assez logiquement mal prises en compte par la fonction de réaction estimée¹⁸. Toutefois, si l'on exclut les six premiers mois d'estimation, le modèle obtenu est de bonne qualité puisque l'erreur moyenne entre taux effectif et taux simulé en statique est faible (0.023). Par ailleurs, le tableau 9 indique qu'il n'est pas possible de rejeter la significativité du coefficient de réaction θ associé à l'évolution du taux de long terme ; une hausse de 10% de ce dernier entraînant un relèvement du taux directeur de 45 points de base.

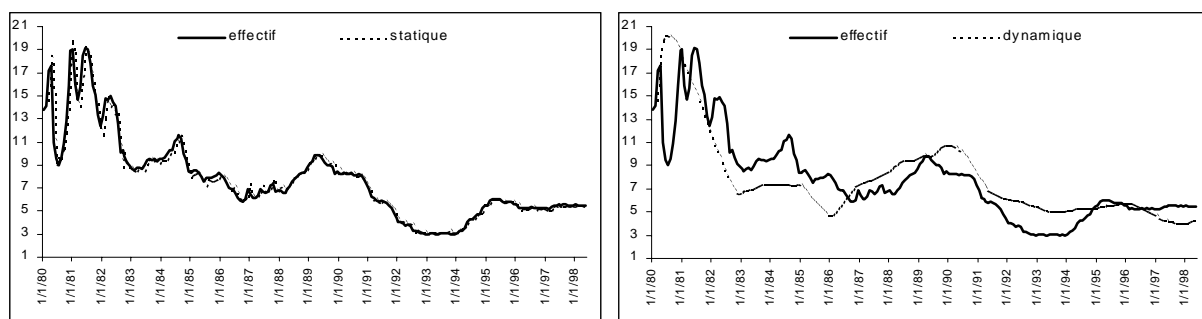


FIG. 3: Série effective et série estimée - États-Unis

La seconde partie du tableau 9 concerne la fonction de réaction de la Banque du Japon. Une fois de plus, les valeurs des coefficients du modèle de base sont assez proches de ceux obtenus par Bernanke & Gertler (1999). L'importance du paramètre relatif à l'inflation anticipée témoigne d'un engagement ferme à l'encontre de la hausse des prix. En outre, l'output gap n'est pas neutre, contrairement à ce que trouvent Clarida et al. (1998), puisqu'une hausse de 1% du PIB par rapport à son potentiel implique une hausse de 14 points de base du taux directeur. Tous les coefficients du modèle de base sont significatifs au seuil de 1%.

Toutefois, la politique de « taux zéro » caractéristique de la fin de période peut être de nature à troubler les résultats, dans la mesure où les autorités monétaires se sont efforcées de maintenir les taux à des niveaux historiquement bas, indépendamment des objectifs traditionnels. En toute fin de période, les conditions économiques du Japon sont telles que

¹⁸Dans ce cette veine, voir Fair (2001).

la règle monétaire estimée suggère des taux d'intérêt négatifs (graphique 4). Ceci contribue naturellement à creuser un écart entre la série estimée et la série effective. Malgré tout, la qualité de l'ajustement est globalement bonne puisque la moyenne de cet écart vaut 0.0013 en simulation statique. Il n'excède pas 1.16 points de pourcentage. La cible d'inflation ainsi estimée est de 2.22%, un chiffre tout à fait plausible qui conforte la vraisemblance des estimations.

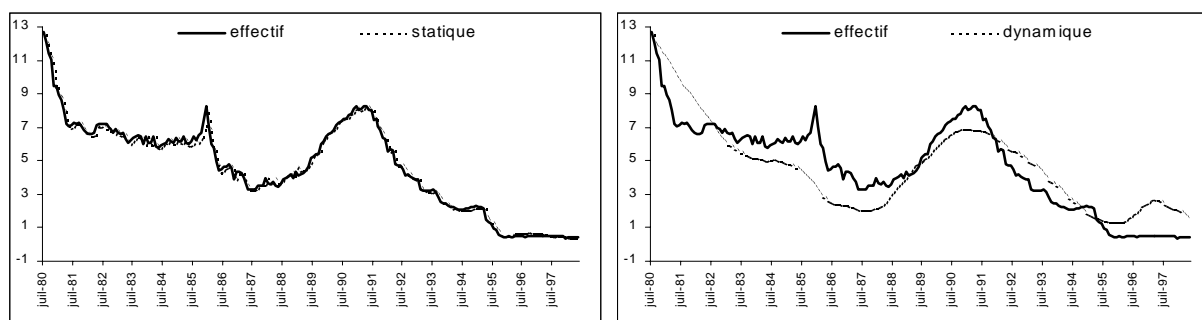


FIG. 4: Série effective et série estimée - Japon

Une nouvelle fois, la substitution de π_t par π_{t+12} ne permet pas de rejeter la significativité (à 1%) des coefficients de réaction associés au taux de croissance annuel des cours boursiers et à l'évolution trimestrielle du taux d'intérêt de long terme domestique. Tout juste relève-t-on la légère baisse de valeur de ces coefficients par rapport aux estimations de la section 2 (passant respectivement de 0.042 à 0.038 pour les cours boursiers et de 0.085 à 0.032 pour le taux long).

Enfin, la règle (4) permet également de bien caractériser le comportement de la Bundesbank, comme le montre le graphique 5. L'écart moyen entre le taux effectif et le taux calculé à partir des coefficients estimés du modèle de base est de -0.019 et n'excède pas 0.8 points si on exclut les deux premières années d'estimation. Certes ce résultat peut être a priori surprenant si on considère le fait que l'Allemagne a officiellement poursuivi une stratégie de cible d'agrégat monétaire au cours de cette période. En fait, rétrospectivement, le régime de politique monétaire allemand s'avère être très éloigné d'une règle friedmanienne de croissance monétaire à taux constant. Dans la pratique, la Bundesbank a manqué sa cible près d'une fois sur deux, parfois à cause d'autres objectifs tels que l'output ou le taux de change. De plus, elle a autant si ce n'est plus poursuivi un objectif direct d'inflation qu'un objectif intermédiaire de ciblage monétaire. Les résultats de l'estimation du modèle de base confirment donc les analyses de Bernanke & Mishkin (1997) et de Mishkin (1999b) qui qualifient la politique monétaire allemande de « cible d'inflation hybride ».

La comparaison de l'estimation du modèle de base avec celle de Clarida et al. (1998) indique que le comportement de la banque centrale allemande a été stable au cours des années 1990, avec un coefficient de réaction β égal à 1.58 et un coefficient γ situé aux alentours de 0.2. La cible d'inflation (π^*) estimée à partir de la relation (7) est égale à 2.15%. Quoi qu'assez sensiblement affecté en valeur, le coefficient de réaction θ associé

successivement au taux de long terme domestique et à l'évolution semestrielle du taux de change demeure significatif.

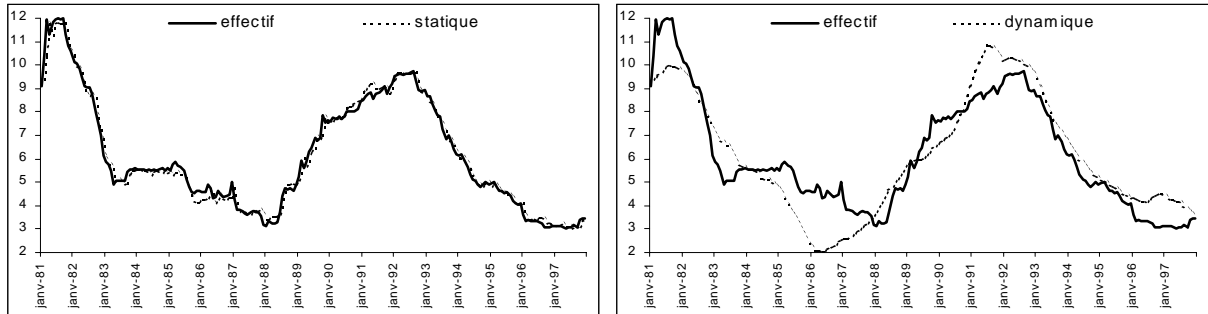


FIG. 5: Série effective et série estimée - Allemagne

Le tableau 10 témoigne des effets du passage de π_t à π_{t+12} pour les trois pays à régime de cible d'inflation. L'estimation de la règle de base de la Banque de Nouvelle-Zélande révèle que les coefficients de réaction associés au change et à l'ICM sont significativement différents de zéro. La cible d'inflation implicite π^* s'élève à 1.85%, soit une mesure cohérente avec la fourchette officielle de 0%-3%. Le graphique 6 atteste de la qualité de l'ajustement obtenu. La moyenne des écarts entre la série estimée et effective (en statique) vaut ≈ 0.0006 avec un écart maximal n'excédant pas 1.4 points de pourcentage.

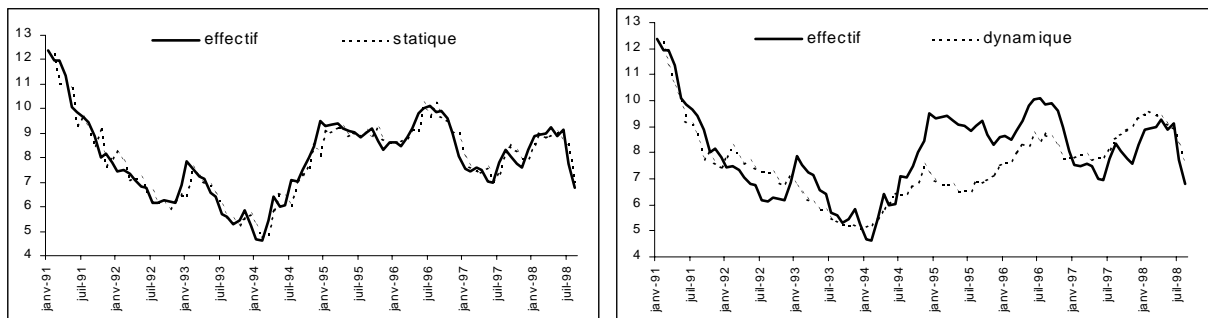


FIG. 6: Série effective et série estimée - Nouvelle - Zélande

Afin d'étudier plus finement la pertinence de la spécification de la règle (6), la définition de variables *dummy*¹⁹ va permettre d'estimer les valeurs des coefficients ω_1 et ω_2 suivant les deux configurations évoquées dans la section 3. Les résultats sont reproduits dans les deuxième et troisième lignes du tableau 10.

¹⁹Les modalités et les détails des résultats figurent en annexe p. 50.

N-Zélande	ρ	β	ω_1	ω_2	θ	Instruments
Modèle de base	0.958*** (0.004)	2.815*** (0.319)	0.074*** (0.009)	\Leftrightarrow 0.037*** (0.009)	\Leftrightarrow (\Leftrightarrow)	I_{NZ}
Configuration 1	0.958*** (0.005)	2.141*** (1.102)	0.112*** (0.033)	\Leftrightarrow 0.854*** (0.274)	\Leftrightarrow (\Leftrightarrow)	I_{NZ}
Configuration 2	0.958*** (0.005)	2.141*** (1.102)	0.112*** (0.033)	0.004 (*)	\Leftrightarrow (\Leftrightarrow)	I_{NZ}
Modèle avec indice boursier <i>tdcpa</i>	0.955*** (0.005)	2.857*** (0.320)	0.067*** (0.008)	\Leftrightarrow 0.030*** (0.008)	\Leftrightarrow 0.023* (0.012)	I_{NZ}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme	0.959*** (0.005)	2.356*** (0.598)	0.111*** (0.025)	\Leftrightarrow 0.084*** (0.023)	0.088*** (0.028)	$I_{NZ} + tdcrl$
Modèle avec taux d'intérêt de long terme US	0.964*** (0.005)	3.433*** (0.715)	0.111*** (0.025)	\Leftrightarrow 0.075*** (0.020)	0.095*** (0.022)	$I_{NZ} + tdcrlus$
Modèle avec écart de taux (<i>ectx</i>)	0.951*** (0.004)	2.976*** (0.761)	0.129*** (0.030)	\Leftrightarrow 0.097*** (0.035)	0.074*** (0.020)	$I_{NZ} + ectx + tdcrl$
$I_{NZ} = \text{constante}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, dlpa_{t-1}, \dots, dlpa_{t-6}, \Delta TW I_{t-1}, \dots, \Delta TW I_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta MCI_{t-1}, \dots, \Delta MCI_{t-6}$						
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi^2_{(38)} = 8.41$ avec SL = 0.999						
Estimation (1991 : 1 \Leftrightarrow 1999 : 8), $\pi^* = 1.85$, (*) : $\chi^2_{(1)} = 0.026$ avec SL = 0.87						
Canada	ρ	β	ω_1	ω_2	θ	Instruments
Modèle de base	0.942*** (0.007)	2.080*** (0.078)	0.085*** (0.014)	\Leftrightarrow 0.016*** (0.004)	\Leftrightarrow (\Leftrightarrow)	I_{Ca}
Configuration 1	0.934*** (0.006)	2.126*** (0.079)	0.072*** (0.010)	\Leftrightarrow 0.032*** (0.007)	\Leftrightarrow (\Leftrightarrow)	I_{Ca}
Configuration 2	0.934*** (0.006)	2.126*** (0.079)	0.072*** (0.010)	\Leftrightarrow 0.004 (*)	\Leftrightarrow (\Leftrightarrow)	I_{Ca}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme	0.940*** (0.005)	1.796*** (0.088)	0.083*** (0.012)	\Leftrightarrow 0.016*** (0.004)	0.042*** (0.006)	$I_{Ca} + tdcrl$
$I_{NZ} = \text{constante}, x_{t-1}, \dots, x_{t-6}, ldcpi_{t-1}, \dots, ldcpi_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, tdcpa_{t-1}, \dots, tdcpa_{t-6}, dtdc6_{t-1}, \dots, dtdc6_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta MCI_{t-1}, \dots, \Delta MCI_{t-6}$						
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi^2_{(38)} = 10.00$ avec SL = 0.999						
Estimation (1989 : 1 \Leftrightarrow 1999 : 5), $\pi^* = 2.10$, (*) : $\chi^2_{(1)} = 0.34$ avec SL = 0.56						
Australie	ρ	β	ω_1	ω_2	θ	Instruments
Modèle de base	0.955*** (0.003)	3.048*** (0.154)	- (\Leftrightarrow)	- (\Leftrightarrow)	- (\Leftrightarrow)	I_{Au}
Modèle avec taux d'intérêt de long terme (<i>tdcrl</i>)	0.958*** (0.002)	3.004*** (0.122)	- (\Leftrightarrow)	- (\Leftrightarrow)	0.005 (0.006)	$I_{Au} + tdcrl$
$I_{Au} = \text{constante}, inf_{t-1}, \dots, inf_{t-6}, trs_{t-1}, \dots, trs_{t-6}, \Delta pa_{t-1}, \dots, \Delta pa_{t-6}, \Delta \log(m2)_{t-1}, \dots, \Delta \log(m2)_{t-6}, \Delta tdc dol_{t-1}, \dots, \Delta tdc dol_{t-6}$						
Test de Hansen (pour le modèle de base) : $\chi^2_{(28)} = 9.42$ avec SL = 0.999						
Estimation (1989 : 1 \Leftrightarrow 1999 : 5), $\pi^* = 3.15$						

***, **, * : significativité aux seuils respectifs de 1, 5 et 10%

TAB. 10: Estimation de la règle des pays à cible d'inflation ($n = 12$)

Dans le premier cas (hausse de l'ICM désiré et dépréciation du taux de change), on constate que les autorités monétaires réagissent très vigoureusement à la baisse du change : ω_2 vaut -0.854. Dans le second cas (hausse de l'ICM désiré et appréciation du change), la réaction de la Banque Centrale Néo-Zélandaise à l'égard du change est négligeable (positive et non significative). En d'autres termes, dans une telle configuration, la banque centrale laisse le taux de change resserrer les conditions monétaires dans le sens requis sans intervenir. La relation (6) retenue pour estimer les fonctions de réaction des banques centrales utilisant un ICM comme cible opérationnelle semble donc appropriée. Par ailleurs, le taux de croissance de l'indice boursier apparaît significatif (à 10%) mais, curieusement, avec un signe négatif²⁰. De plus, les taux d'intérêt de long terme domestique et américain sont significatifs à 1%.

La seconde partie du tableau 10 reproduit les résultats obtenus pour le Canada. Conformément à l'attente, le coefficient ω_2 est négatif et plus faible qu'en Nouvelle-Zélande, où le poids attribué au change (λ) dans le calcul de l'ICM est plus élevé. Tous les coefficients sont significativement différents de zéro. La cible d'inflation implicite, égale à 2.10%, est compatible avec la fourchette officielle de 1-3% et avec le taux d'inflation moyen (2.40%). Le graphique 7 permet d'apprécier les erreurs commises par rapport à la série de taux effectif. La moyenne des écarts est très faible (0.0006). L'écart maximal ne dépasse pas 1.60 points de pourcentage. Concernant l'étude des deux configurations, il apparaît d'abord que lorsque l'ICM désiré s'accroît, alors que le taux de change se déprécie, le coefficient ω_2 est deux fois plus élevé que dans la configuration de base. Ensuite, comme dans le cas néo-zélandais, la Banque du Canada ne réagit pas au change (ω_2 non significatif) lorsqu'une hausse de l'ICM désiré est associée à une hausse du taux de change. Enfin, le taux de long terme domestique résiste à la présence de π_{t+12} .

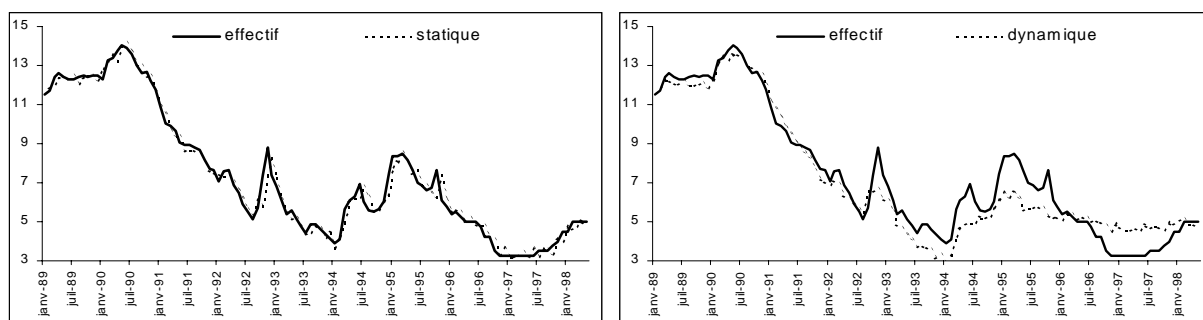


FIG. 7: Série effective et série estimée - Canada

La dernière partie du tableau 10 résume les résultats obtenus pour l'Australie. Le modèle de base indique que la réaction au taux d'inflation anticipé est forte (3.05). La cible calculée à partir des estimations (3.15%) correspond approximativement à la borne haute de la fourchette officielle de 2%-3% et s'avère être proche de l'inflation moyenne (3.04%). Le graphique 8 montre qu'on parvient assez bien à décrire le comportement des autorités monétaires australiennes à l'aide des seuls taux d'inflation anticipée et taux d'intérêt

²⁰Ce résultat n'est cependant pas robuste, voir plus loin.

retardé. La moyenne des écarts en simulation statique est de -0.004 . L'écart maximal ne dépasse pas 0.98 point de pourcentage en valeur absolue. On constate que le taux de long terme ne résiste pas à l'introduction de π_{t+12} . Ceci permet d'affirmer que la banque centrale australienne utilise le taux de long terme domestique comme simple indicateur avancé.

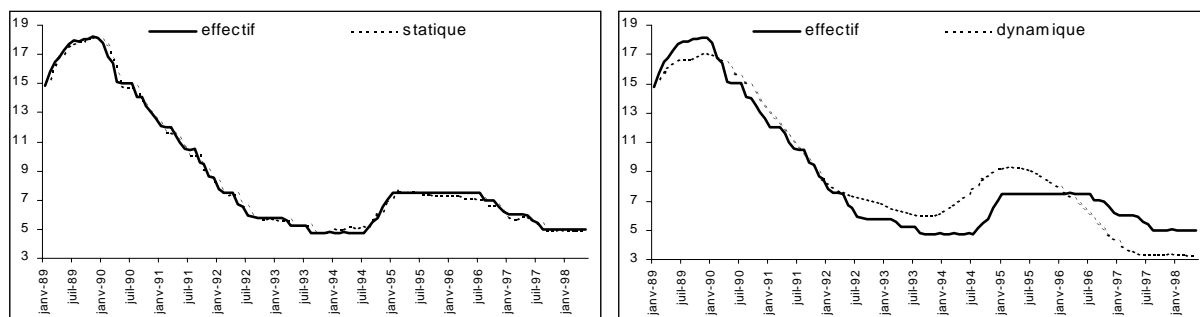


FIG. 8: Série effective et série estimée - Australie

4.2 Étude de la robustesse des résultats

Si une estimation sur longue période permet d'accroître la qualité de la régression, il est peu probable que des changements de régime n'aient pas modifié les fonctions de réaction des banques centrales. Les résultats d'une estimation réursive (depuis le premier point jusqu'au début 1987, puis en ajoutant successivement un point jusqu'à la fin de l'échantillon) des fonctions de réaction des pays du G3 confirment que les coefficients ρ_1 , ρ_2 , γ et β ont bougé, de façon plus ou moins prononcée, au cours du temps. Les résultats figurent sur le graphique 9.

Concernant les États-Unis d'abord, le coefficient de réaction associé à l'inflation est relativement faible dans les années 1980 (β proche de 1.1). L'investiture de A. Greenspan est marquée par une augmentation progressive de β , qui se stabilise aux alentours de 1.7 depuis 1994. Il en va de même pour le « degré de gradualisme » : la somme des coefficients ρ_1 et ρ_2 ne cesse de s'accroître entre 1987 à 1994, pour s'établir autour de 0.9. L'interprétation des mouvements du coefficient de réaction associé à l'output gap est moins évidente, en particulier au tournant des années 1980-1990 où γ est négatif. Ce constat traduit sans doute la limite inhérente à l'utilisation de la production industrielle dans le calcul de l'output gap. Les valeurs de γ sont donc sans doute erronées par rapport au véritable comportement des banques centrales.

La fonction de réaction de la Banque du Japon est de loin la moins stable. Le coefficient de réaction relatif à l'inflation (β) est très faible durant la décennie 1980 (environ 0.6). Ce n'est qu'à partir de 1992 qu'il s'accroît à un rythme soutenu pour atteindre finalement 2.0 en fin de période. Ce constat se traduit dans les faits par une politique laxiste dans les années 1980, suivie d'un régime de politique monétaire très rigoureux dans les années 1990. L'évolution de γ suscite les mêmes ambiguïtés que dans le cas américain. Cette instabilité tranche véritablement avec le comportement de la Bundesbank qui, à l'aune du

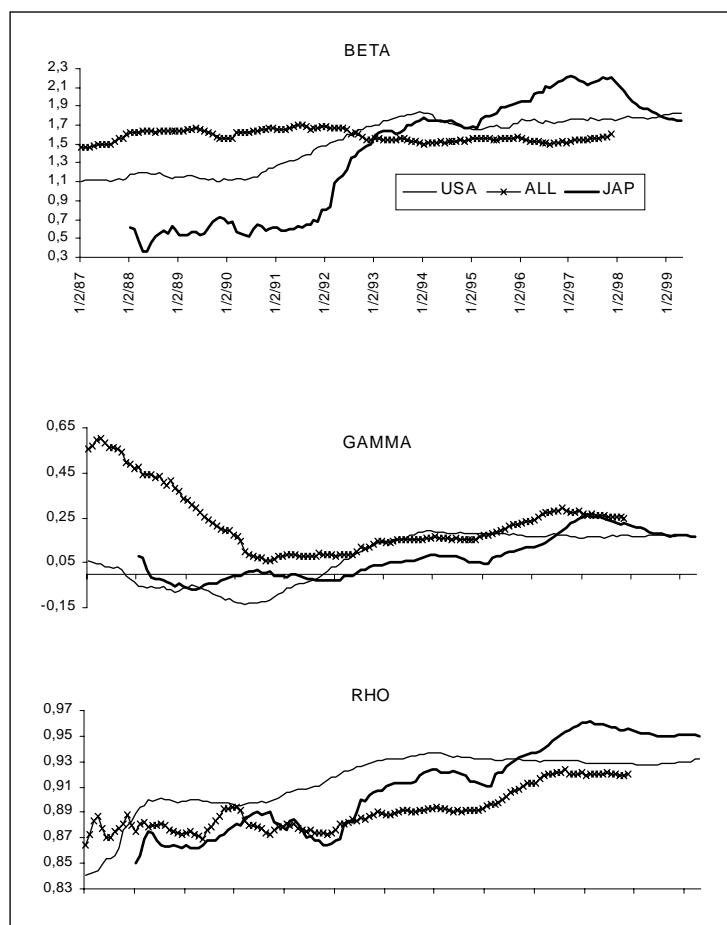


FIG. 9: Evolution des paramètres de la règle de base (Pays du G3)

graphique 9, témoigne d'une grande régularité (β est toujours proche de 1.5 et ρ oscille entre 0.87 et 0.90). Seule l'évolution du coefficient de réaction γ soulève, de nouveau, quelques interrogations.

Le constat établi au sujet du coefficient de réaction associé à l'output gap suscite la mise en œuvre de deux tests complémentaires : l'un sans l'output gap et l'autre en utilisant le PIB plutôt que la production industrielle. À cet effet, les séries trimestrielles de PIB sont mensualisées (en supposant des taux de croissance mensuels constants au sein d'un même trimestre).

Au-delà des limites inhérentes à la construction des séries d'output gap, le rejet fréquent de l'hypothèse nulle du test de *Student* constaté précédemment pourrait provenir de la spécification « abusivement » prospective de la règle estimée. Car en pratique, les séries de PIB ou de production industrielle sont soumises à de nombreuses révisions. Dès lors, si les banques centrales sont tenues de réagir aux évolutions anticipées de l'inflation et de l'output gap, elles doivent aussi intégrer les erreurs de mesure passées dans leurs décisions. Alors que cette information (les corrections statistiques) est absente des arguments de

base de la règle, la significativité de certaines variables financières insérées dans la règle (4) pourrait uniquement provenir de leur forte réactivité à ce type de *news*.

Pour valider une telle hypothèse, l'idéal serait de construire une série d'erreurs d'anticipation, en comparant par exemple les prévisions publiées des variables objectifs à leur réalisation, pour introduire ensuite les erreurs dans la règle. Il n'existe malheureusement pas d'historique exploitable pour les prévisions de type *consensus forecast*. Une autre façon de procéder consiste à introduire des variables passées dans l'estimation (en particulier pour les séries d'output gap construites à partir des indices définitifs de production industrielle). Le tableau 11 reproduit les configurations donnant lieu à des modifications notables. Lorsque les valeurs passées de l'output gap sont prises en compte, la somme des coefficients estimés ($\sum \gamma_i$) est rapportée.

	ρ	β	γ	$\sum \gamma_i$	θ	
États-Unis						
Ogap PIB	0.927***	1.236***	0.601***	\Leftrightarrow	0.037***	
<i>tdcrl</i>	(0.024)	(0.145)	(0.119)	\Leftrightarrow	(0.005)	
Ogap (PI) décalés	0.949***	2.110***	\Leftrightarrow	0.266**	0.018***	
<i>tdcrl</i>	(0.018)	(0.257)	\Leftrightarrow	(*)	(0.007)	
Japon						
Ogap (PI) décalés	0.952***	1.614***	\Leftrightarrow	0.159***	0.024*	
<i>tdcpa</i>	(0.006)	(0.265)	\Leftrightarrow	(**)	(0.014)	
Allemagne						
Sans Ogap	0.881***	1.857***	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow 0.001	
<i>dtcdol</i>	(0.012)	(0.115)	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	(0.015)	
	ρ	β	γ	ω_1	ω_2	θ
N-Zélande						
Ogap PIB	0.947***	2.341***	0.820***	0.056***	\Leftrightarrow 0.025***	\Leftrightarrow 0.0007
<i>tdcpa</i>	(0.007)	(0.474)	(0.132)	(0.009)	(0.008)	(0.016)
(*) Test de restriction ($\sum \gamma_i = 0$) : $\chi^2_{(1)} = 6.31$ avec $SL = 0.012$ ($lags = 3$)						
(**) Test de restriction ($\sum \gamma_i = 0$) : $\chi^2_{(1)} = 11.74$ avec $SL = 0.000$ ($lags = 2$)						

TAB. 11: Robustesse des résultats ($n = 12$)

Concernant les États-Unis, l'introduction de l'output gap calculé à partir du PIB mensualisé ou celle de l'output gap passé font sensiblement baisser le coefficient de réaction associé au taux de long terme. Mais ce dernier demeure significatif. De même, le coefficient de réaction de la Banque du Japon associé aux cours boursiers perd près d'un tiers de sa valeur lorsque le passé de l'output gap est explicitement pris en compte, mais il reste significatif au seuil de 10%. Cette transformation n'a en revanche aucun effet sur la réaction estimée au taux de long terme domestique. Sans surprise, c'est pour l'Allemagne que le retrait de l'output gap a le plus d'effet : dans ce cas, il n'est en effet plus possible

d'affirmer que le change est un objectif pour la Bundesbank. Enfin, concernant la banque néo-zélandaise, le coefficient de réaction relatif aux cours boursiers n'est plus significatif une fois considéré l'output gap calculé à partir du PIB. Aucun effet notable n'est à signaler pour le compte du Canada.

Par conséquent, les hypothèses soulevées ci-dessus s'avèrent éloquentes, et la prise en compte de l'output gap passé tout comme celle du PIB remettent en cause une partie des résultats précédents. Le tableau 12 propose de dresser un bilan des résultats obtenus. À la question est-ce que telle banque centrale réagit à l'évolution de telle variable financière, si la réponse est « oui » en italique, cela signifie que le prix d'actif en question est utilisé comme simple indicateur, tandis que figurent en caractères gras les prix d'actifs qui s'avèrent être des objectifs de politique monétaire à part entière.

	Actions	Immobilier	<i>Spread</i>	Taux longs	Taux longs US	Taux de change
États-Unis	non	non	non	oui	-	non
Allemagne	non	-	non	oui	non	<i>oui</i>
Japon	oui	-	non	oui	non	non
N.-Zélande	<i>oui</i>	-	-	oui	<i>oui</i>	oui
Canada	non	-	-	oui	non	oui
Australie	non	-	-	<i>oui</i>	non	non

TAB. 12: Récapitulatif des résultats

Ainsi, le taux de change apparaît comme un indicateur avancé pour les autorités monétaires allemandes. La sensibilité de la Bundesbank au taux de change est d'ailleurs rapportée par Clarida & Gertler (1996) et Bernanke & Mihov (1997). Les cours boursiers et le taux d'intérêt de long terme domestique sont également des indicateurs suivis respectivement par la Banque de Nouvelle-Zélande et la banque centrale australienne. Sans surprise, le taux de change constitue aussi un objectif final pour les autorités néo-zélandaises et canadiennes. Comme Bernanke & Gertler (1999), nous montrons que la Banque du Japon a activement cherché à lisser les évolutions boursières au cours des deux précédentes décennies.

Enfin, toutes les autorités monétaires – moins la banque centrale australienne – semblent assigner au taux long un rôle de premier plan. Deux arguments peuvent expliquer ce résultat. Comme le taux long se définit suivant une moyenne pondérée des taux courts courant et futurs, et comme les banques centrales s'efforcent de lisser l'évolution de leurs taux directeurs, alors le statut de cible prêté au taux long est le corrolaire du comportement graduel des autorités monétaires²¹. Une explication alternative est fournie par Mehra (2001). Concrètement, il part de la relation (8) et estime la règle (9) intégrant le taux d'intérêt réel de long terme :

$$i_t = (1 \Leftrightarrow \rho) [\alpha + aE_t\pi_{t+n} + bE_t y_{t+n} + crl_t] + \rho i_{t-1} + \vartheta_t \quad (8)$$

²¹ Comme les banques centrales lisent l'évolution des taux courts, elles lisent de ce fait celle des taux longs.

$$\Leftrightarrow i_t = (1 \Leftrightarrow \rho) [\alpha + dE_t\pi_{t+n} + bE_t y_{t+n} + c(r^l_t \Leftrightarrow E_t\pi_{t+n})] + \rho i_{t-1} + \vartheta_t \quad (9)$$

avec $d = a + c$.

D'une part, Mehra (2001) constate que les périodes au cours desquelles le modèle estimé sans réaction au taux long (avec $c = 0$ comme contrainte) s'écarte nettement du taux court effectif coïncident avec des phases de mouvements amples du taux d'intérêt de long terme. Ces épisodes sont qualifiés d' « *inflation scares* » par Goodfriend (1993). D'autre part, il montre que le coefficient de réaction à l'inflation (a) est le même avant et après 1979 (proche de 1). En revanche, alors que le coefficient d ($= a + c$) est inférieur à 1 avant 1979, il est nettement supérieur à l'unité après 1979. Par conséquent, si la Fed est devenue plus réactive au taux d'inflation, c'est essentiellement parce qu'elle réagit désormais de façon systématique aux anticipations d'inflation contenues dans le taux d'intérêt de long terme (i.e. parce que $c > 0$)²².

Toutefois, l'argumentaire de Mehra (2001) se heurte à deux critiques. D'une part, le coefficient estimé c est proche de 1 après 1979. Si effectivement le taux long est une moyenne pondérée des taux courts, alors une telle règle monétaire devrait générer une forte instabilité, imputable à la circularité induite (Woodford (1994), Levieuge (2003)). D'autre part, l'auteur prétend que ce sont les mouvements de taux long qui expliquent les principaux écarts observés entre le taux directeur suggéré par le modèle de base (avec $c = 0$) et le taux des fonds fédéraux effectif. Mais cette causalité n'est pas évidente. Les déviations de la Fed par rapport à son comportement « habituel » (tel qu'il est décrit par le modèle de base) correspondent à des réactions particulières en périodes de troubles (financiers ou réels) exceptionnels. Or ces phases d'incertitude sont synonymes de variations de la prime de risque sur les titres longs. Il serait donc plus approprié de parler de coïncidence (au sens de simultanéité) que de causalité.

C'est pourquoi il est plus juste de conclure que les banques centrales ne ciblent pas le taux long à proprement parler. Conformément à la première explication, la significativité des taux longs s'explique par le lissage des taux courts²³.

5 Comportement asymétrique des banques centrales ?

D'après les estimations précédentes, les autorités nippones sont les seules à réagir de manière systématique aux mouvements boursiers. Il est d'ailleurs intéressant d'étudier si cette réaction a été symétrique, autrement dit si la BoJ a identiquement réagi à la hausse comme à la baisse du cours des actions. Pour tester cette hypothèse, la règle (4) est augmentée d'une variable dummy D qui vaut 1 si le taux de croissance annuel des cours boursiers (z_t) est négatif et 0 sinon. Soit :

$$r_t = (1 \Leftrightarrow \rho) [\alpha + \beta\pi_{t+12} + \gamma x_t + \theta_1 \times D \times z_t + \theta_2 z_t] + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t$$

²²Le coefficient c est négatif avant 1979.

²³On notera à ce propos que l'introduction du taux de long terme fait chuter le coefficient ρ de moitié dans les estimations de Mehra (2001).

Le tableau 13 rapporte les résultats de cette estimation. Le supplément d'effet des cours boursiers quand ils chutent (par rapport à quand ils augmentent) sur le taux directeur est mesuré par θ_1 . Celui-ci est significatif au seuil de 10% et positif (que les valeurs de l'output gap passé soient introduites ou pas). Au total, le coefficient de réaction ($\theta_1 + \theta_2$) vaut 0.178 (0.132 dans le cas où est introduit l'output gap passé) et la nullité de somme des deux coefficients ne peut être rejetée au seuil de 5% (10%)²⁴. La Banque du Japon a donc eu un comportement asymétrique vis-à-vis des cours boursiers au cours des deux dernières décennies.

	ρ	β	γ	$\sum \gamma_i$	θ_1	θ_2
Modèle avec indice boursier et dummy D	0.957*** (0.008)	1.454*** (0.409)	0.257* (0.084)	\Leftrightarrow (\Leftrightarrow)	0.246* (0.145)	\Leftrightarrow 0.068 (0.057)
Modèle avec indice boursier avec dummy et Ogap décalés	0.954*** (0.008)	1.479*** (0.377)	\Leftrightarrow \Leftrightarrow	0.225*** (*)	0.166* (0.098)	\Leftrightarrow 0.034 (0.054)

(*) Test de restriction ($\sum \gamma_i = 0$) : $\chi_1^2 = 8.97$ avec $SL = 0.002$ ($lags = 2$)

TAB. 13: Comportement asymétrique de la Banque du Japon

Ce résultat n'est guère surprenant. Si la nécessité d'injecter des liquidités et de baisser les taux d'intérêt est une stratégie souvent préconisée et mise en œuvre pour soulager un système financier en proie à de sérieuses difficultés, il est rarement si ce n'est jamais question de resserrer la politique monétaire pour contrer une dynamique pourtant reconnue comme spéculative. En pareils cas, les banquiers centraux se contentent d'effets d'annonce et renoncent à tout relèvement de taux fondé sur cette seule justification. Un tel comportement fait naître l'idée d'une asymétrie dans la réponse des banques centrales à l'égard des prix d'actifs et des cours boursiers en particulier.

Bien que les tests réalisés ici ne permettent pas d'affirmer que la Fed s'est effectivement montrée plus encline à réagir aux cours boursiers lorsqu'ils chutaient, un historique sommaire de ses décisions en période de troubles financiers suggère plutôt le contraire. Le krach de 1987 par exemple a engendré un assouplissement de la politique monétaire américaine. De la même façon, les inquiétudes liées aux difficultés financières du fonds *LTCM* (*Long Term Capital Management*) n'ont pas été étrangères à la baisse des taux, administrée à trois reprises fin 1998.

Plusieurs études rapportent le sentiment de *confiance excessive* qui prévaut de ce fait chez les investisseurs (Shiller (2000)). D'après le questionnaire soumis par Cecchetti et al. (2000b) à des responsables de Fonds et à des économistes, une majorité écrasante de personnes interrogées estime que les banques centrales (la Fed en l'occurrence) ont un comportement asymétrique vis-à-vis des cours boursiers. Les conclusions d'une étude menée par la *SIPC* (*Securities Investor Protection Corporation*) sont révélatrices de la croyance partagée par les investisseurs selon laquelle la Fed leur fournirait une assurance contre les

²⁴Dans le premier cas, le test de restriction indique que le $\chi_{(1)}^2$ vaut 3.83 avec un seuil de significativité égal à 0.05, et dans le second cas $\chi_{(1)}^2 = 2.80$ avec $SL = 0.093$. Certes θ_2 est négatif mais non significatif. De plus, la somme des θ_i est quant à elle positive.

pertes boursières. 80% des 2000 personnes sondées partagent en effet ce sentiment²⁵.

Sur le plan théorique, Miller, Weller & Zhang (2002) montrent qu'en pareil cas, tout se passe comme si les investisseurs bénéficiaient d'une *option de vente* (nommée « *Greenspan put* ») sans échéance, avec un prix d'exercice fixé en référence au précédent pic boursier. Leur modèle indique que l'hypothèse de croyance selon laquelle la Fed pourrait prévenir une baisse du marché de plus de 25% par rapport au précédent pic fait chuter les primes de risque d'un montant compris entre 2.6 et 4.3%. Ce faisant, le comportement asymétrique des banques centrales participe à la surévaluation des marchés boursiers. Il engendre naturellement un problème d'aléa moral qui encourage et cautionne les comportements financiers spéculatifs et risqués.

Relevant eux aussi que la BoJ a réagi de manière significative aux évolutions boursières, Bernanke & Gertler (1999) se montrent par ailleurs très dubitatifs quant aux qualités stabilisatrices des cibles de prix d'actifs²⁶. Ils en déduisent donc que le comportement des autorités monétaires est en grande partie responsable des déboires enregistrés par l'économie japonaise à la fin des années 1980²⁷. Mais une politique délibérément destinée à crever une bulle ne permet pas d'expliquer un choc aussi violent que celui enduré par le Japon. Si la BoJ a une part de responsabilité, l'analyse menée jusqu'ici suggère que c'est plus son comportement asymétrique qui est condamnable que le recours à une cible de cours boursiers²⁸.

6 Conclusion

Plusieurs raisons peuvent conduire les banques centrales à réagir aux évolutions financières. En premier lieu, les mutations financières des années 1980 ont bouleversé le cadre d'exercice de la politique monétaire. En réponse à cela, les banques centrales se sont tournées vers un objectif quantitatif d'inflation qu'elles cherchent à atteindre directement. Or comme certaines variables financières délivrent des informations avancées, ou bien des signaux ayant trait à la nature des chocs, aux anticipations des agents et à la crédibilité de la politique monétaire, elles peuvent légitimement intéresser les autorités monétaires. En

²⁵Le détail de ce questionnaire est disponible sur le site <http://www.sipc.org/release0.html>. Au-delà même du sentiment de comportement asymétrique, les investisseurs sont intimement persuadés que la Fed réagit aux mouvements boursiers. C'est ce qui ressort des travaux de Rigobon & Sack (2001). S'appuyant sur une technique d'identification originale, leurs résultats suggèrent qu'un accroissement de 5% du S&P500 sur une journée fait grimper de moitié la probabilité d'un relèvement de 25 points de base des taux d'intérêt. Ceci ne démontre pas que la Fed cible effectivement les cours boursiers, sinon que les agents financiers le supposent et intègrent cette croyance dans leurs anticipations : « *We attribute this response to the anticipated reaction of monetary policy to an exogenous movement in stock prices* » (p.20).

²⁶Voir la revue de littérature sur les cibles de prix d'actifs qui figure dans le chapitre 7.

²⁷Bernanke & Gertler (1999) soulignent précisément : « *The rate increase was undertaken with the intention of curbing the stock market and the attempt was too successful for the good of the economy. Asset prices collapsed; and because Japan's financial arrangements were particularly sensitive to asset values, the real economy collapsed as well* ».

²⁸À ce stade de l'analyse, rien ne permet en effet d'affirmer qu'une cible de prix d'actifs n'est absolument pas souhaitable.

second lieu, dans la mesure où des dysfonctionnements financiers tels que le développement de bulles spéculatives ont de sévères répercussions sur la sphère réelle (à en juger par exemple par les expériences japonaise, scandinave ou britannique), les banques centrales peuvent chercher à contrer des évolutions financières jugées incompatibles avec la stabilité macroéconomique.

De ce fait, les conclusions des enquêtes selon lesquelles les banques centrales font de plus en plus référence aux variables financières ne sont pas étonnantes. La tentation est alors forte d'estimer dans quelles mesures les autorités monétaires réagissent aux prix d'actifs. S'inspirant de la voie tracée par Clarida et al. (1998) en matière d'estimation de règles monétaires, diverses variables financières ont été introduites dans les fonctions de réaction des pays du G3, puis dans celles de trois pays qui se sont récemment ralliés à une stratégie de cible d'inflation.

Les premiers tests, qui consistent à estimer des règles monétaires en ne considérant explicitement que la seule information disponible en t (l'inflation et l'output gap courants), indiquent qu'un certain nombre de variables financières ne peuvent être exclues des fonctions de réaction, même lorsqu'un indice synthétique de conjoncture est pris en compte. Le passage de π_t à π_{t+12} permet toutefois de rejeter la significativité de certains prix d'actifs : nous les interprétons comme des indicateurs avancés. Ils servent effectivement de référence aux autorités monétaires, mais cessent d'être statistiquement significatifs une fois prise en compte l'inflation future (ce qu'ils sont justement censés prévoir). Les variables financières qui au contraire ne peuvent être rejetées – en dépit des tests de robustesse – sont considérées comme des objectifs à part entière, les banques centrales s'efforçant de lisser leurs évolutions.

Ainsi il apparaît d'abord que toutes les banques centrales cherchent à lisser l'évolution des taux d'intérêt de long terme (sauf la Banque australienne pour laquelle le taux long est un simple indicateur). Ce résultat doit être interprété comme le corrolaire du lissage des taux courts, plus que comme un ciblage à proprement parler des taux longs. Ensuite, comme les autorités monétaires néo-zélandaises et canadiennes utilisent officiellement un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM) comme cible opérationnelle, le taux de change constitue logiquement un objectif de politique monétaire dans ces deux pays. En outre, le taux de change (vis-à-vis du dollar) et les taux longs américains se révèlent être des indicateurs avancés respectivement pour la Bundesbank et la Banque de Nouvelle-Zélande. Enfin, les cours boursiers constituent également un indicateur pour cette dernière.

Ces conclusions ne signifient pas que les banques centrales étudiées ne se réfèrent jamais aux prix d'actifs dont la significativité a pourtant été rejetée. Les conditions financières peuvent épisodiquement influencer la politique monétaire. Si bien qu'au-delà des arrangements officiels, une sous-évaluation importante du change peut par exemple conduire les banques centrales soucieuses du niveau d'inflation à relever leurs taux directeurs. Cependant, la technique d'estimation utilisée ici n'est pas capable de rendre compte de ces événements.

Enfin, la Banque du Japon est la seule qui semble avoir activement réagi aux évolutions boursières, une variation de 10% de l'indice *Topix* entraînant un mouvement des taux

(dans le même sens) de l'ordre de 25 points de base. Motivés par un sentiment d'asymétrie amplement partagé, des tests complémentaires indiquent que la Banque du Japon a réagi environ une fois et demi plus fortement lorsque les cours chutaient que lorsqu'ils augmentaient. D'ailleurs, bien qu'il n'ait pas été possible de le démontrer économétriquement, le comportement de la Fed suggère la même asymétrie : alors que les autorités monétaires américaines ont par exemple renoncé à contrer la bulle spéculative de la fin des années 1990, elles n'ont pas hésité à assouplir leur politique face à des menaces de crise financière, comme en 1987 ou 1998. Assurément, cette asymétrie crée un aléa moral qui encourage les comportements risqués et spéculatifs, et s'avère contre-productif. Par conséquent, si la Banque du Japon a une part de responsabilité dans la crise financière nippone, c'est avant tout son comportement asymétrique qui est condamnable.

Si une réponse asymétrique est contestable, une cible systématique de prix d'actifs permet-elle aux banques centrales de mieux stabiliser l'activité et l'inflation ? La suite de cette thèse vise à répondre à cette question, en commençant par le bien-fondé d'une réaction aux évolutions du taux de change.

7 Annexe du Chapitre Introductif

7.1 Définition des variables

Désignation	Symbole	formule
Taux directeur	trs	
Indice boursier	pa	
Taux de croissance de l'indice boursier	$tdcpa$	$100 \times (\log(pa_t) \Leftrightarrow \log(pa_{t-n}))$
Indice immobilier (États-Unis)	$house$	
Taux de croissance des cours immo.	$tdchouse$	$100 \times (\log(house_t) \Leftrightarrow \log(house_{t-n}))$
Taux d'intérêt de court terme	rs	
Taux d'intérêt de long terme	rl	
<i>Spread</i> de taux	sp	$rl \Leftrightarrow rs$
Évolution du <i>spread</i>	$tdcsp$	$100 \times (sp_t \Leftrightarrow sp_{t-n})$
Évolution du taux de long terme	$tdcrl$	$100 \times (rl_t \Leftrightarrow rl_{t-n})$
Taux d'intérêt de long terme US	$rlus$	
Évolution du taux de long terme US	$tdcrlus$	$100 \times (rlus_t \Leftrightarrow rlus_{t-n})$
Taux de change vis-à-vis du \$	$tdcdol$	
Évolution du taux de change (/ \$)	$dtcdol$	$100 \times (\log(tcdol_t) \Leftrightarrow \log(tcdol_{t-n}))$
Taux de change vis-à-vis du <i>yen</i>	$tdcyen$	
Évolution du taux de change (/ <i>yen</i>)	$dtdcyen$	$100 \times (\log(tdcyen_t) \Leftrightarrow \log(tdcyen_{t-n}))$
Taux de change vis-à-vis de l' <i>euro</i>	$tdceuro$	
Évolution du taux de change (/ <i>euro</i>)	$dtdeuro$	$100 \times (\log(tdceuro_t) \Leftrightarrow \log(tdceuro_{t-n}))$
Taux de change effectif (Canada)	$tdc6$	
Taux de change effectif (N-Z et Aust.)	TWI	
Indice <i>IFO</i> (All.) en différence première	ΔIFO	$100 \times (IFO_t \Leftrightarrow IFO_{t-1})$
Indice <i>Tankan</i> (Jap.) en différence première	$\Delta Tankan$	$100 \times (Tankan_t \Leftrightarrow Tankan_{t-1})$
Indice <i>NAPM</i> (USA) en différence première	$\Delta NAPM$	$100 \times (NAPM_t \Leftrightarrow NAPM_{t-1})$
Différentiel d'évolution de taux	$ectx$	$tdcrlus \Leftrightarrow tdcrl$

$n > 1$. Pour $n = 1$ (différence première), les symboles sont précédées de Δ
 Les variables insérées dans les relations estimées sont stationnaires ou, au besoin, stationnarisées.

source : FMI, OCDE

TAB. 14: Définition des variables

7.2 Étude des configurations alternatives pour la Nouvelle-Zélande et le Canada

$$\text{On pose } D = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta TWI > 0; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

$$\text{et } F = \begin{cases} 1 & \text{si } \Delta ICM < 0; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

La règle (6) estimée devient :

$$\begin{aligned}
 r_t = & (1 \Leftrightarrow \rho)[\alpha + \beta\pi_{t+12} + \omega_1\Delta MCI_{t+1} + \omega_{21}\Delta TWI_t \\
 & + \omega_{22} \times D \times \Delta TWI_t + \omega_{23} \times D \times F \times \Delta TWI_t + \omega_{24} \times F \times \Delta TWI_t] \\
 & + \rho r_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \quad (10)$$

Déterminer s'il y a un effet différencié du taux de change sur r_t selon qu'il croît ou pas (alors que l' ICM est croissant) revient à étudier les deux configurations représentées dans le tableau 15. ω_2 représente le coefficient de réaction associé au taux de change.

	$D = 1 (\uparrow \Delta TWI)$	$D = 0 (\downarrow \Delta TWI)$
$F = 0 (\uparrow \Delta ICM)$	<i>configuration 1</i>	<i>configuration 2</i>
	$\omega_2 = \omega_{21} + \omega_{22}$	$\omega_2 = \omega_{21}$

TAB. 15: Détermination d'un effet différencié du taux de change

La configuration telle que $D = 0$ et $F = 0$ constitue la référence. Ainsi ω_{22} représente le supplément d'effet du change sur le comportement des autorités monétaires lorsque le taux de change augmente (par rapport aux cas où il n'augmente pas), toute chose égale par ailleurs (étant donné le fait que $\Delta ICM > 0$). Les résultats des estimations réalisées pour la Nouvelle-Zélande et le Canada sont les suivants :

Coefficient	N-Zélande	Canada
ω_1	0.112*** (0.03)	0.072*** (0.01)
ω_{21}	$\Leftrightarrow 0.854$ *** (0.27)	$\Leftrightarrow 0.032$ *** (0.006)
ω_{22}	0.858*** (0.28)	0.028*** (0.01)
ω_{23}	$\Leftrightarrow 1.665$ *** (0.46)	0.017 (0.01)
ω_{24}	0.759*** (0.24)	0.003 (0.008)

(Les écarts-types figurent entre parenthèses)

TAB. 16: Résultat des estimations avec effets différenciés – Nouvelle-Zélande & Canada

Pour la Nouvelle-Zélande : on constate que dans le cas où une hausse de l' ICM se conjugue avec une baisse du taux de change, la réaction des autorités monétaires au change est bien négative ($\omega_{21} = \Leftrightarrow 0.854$) et significative. Par rapport à cette configuration, ω_{22} représente le supplément d'effet sur la variable dépendante quand le taux de change s'accroît (au lieu de baisser) étant donnée la hausse de l' ICM ; ce supplément d'effet est significativement différent de zéro et positif. Ceci implique une réaction plus faible (en valeur absolue) des autorités monétaires à l'égard du change. Au total le coefficient de réaction associé au change $\omega_2 = \omega_{21} + \omega_{22}$ est égal à 0.004 et la nullité de la somme $\omega_{21} + \omega_{22}$ ne peut être rejetée à 10% ($\chi_1^2 = 0.026$ avec $SL = 0.87$). Par conséquent, lorsque le taux de change

augmente en même temps que l'ICM désiré, les autorités monétaires ne réagissent pas aux évolutions du taux de change, laissant à ce dernier le soin d'assurer le retour à l'équilibre.

Pour le Canada : la valeur de ω_{21} montre qu'une hausse de l'ICM désiré associée à une baisse du taux de change entraîne bien une réaction négative de la Banque du Canada ($\omega_{21} = \hat{\omega}_{21} = -0.032$). Le supplément d'effet induit par une hausse du taux de change (par rapport à la configuration de référence) est mesuré par ω_{22} . Celui-ci est positif et statistiquement différent de zéro (0.028). Au total, le coefficient de réaction associé au change $\omega_2 = \omega_{21} + \omega_{22}$ vaut $\hat{\omega}_2 = 0.028$ et la nullité de la somme $\omega_{21} + \omega_{22}$ ne peut être rejetée ($\chi^2_1 = 0.34$ avec $SL = 0.56$). On parvient aux mêmes conclusions que dans le cas de la Nouvelle-Zélande ; quand l'ICM augmente en même temps que le taux de change, les autorités monétaires ne réagissent pas à l'évolution de ce dernier.

L'étude de ces deux configurations permet d'opérer une distinction claire entre stratégie de cible de taux de change et stratégie monétaire fondée sur un ICM. Pour ce dernier cas, les résultats montrent que la réaction au taux de change n'est pas systématique et que le signe même de la relation entre taux directeurs et taux de change est susceptible de se modifier suivant les configurations. Ce résultat conforte *a posteriori* le bien-fondé du choix de modélisation. pour ces deux pays.

Coefficients de corrélation entre taux d'intérêt de long terme

	Allemagne (1980–2000)	Japon (1980–2000)	N-Zélande (1990–2000)	Canada (1990-2000)	Australie (1990-2000)
<i>tdcrlus</i>	0.59	0.47	0.52	0.65	0.69

TAB. 17: Corrélation entre taux longs domestiques et américains

Première partie

Règles monétaires optimales et taux de change

Introduction à la première partie

Particulièrement volatil²⁹, le taux de change est une première variable financière digne d'intérêt pour les autorités monétaires. En effet, non seulement il constitue un vecteur de chocs international qui se répercute sur l'inflation et l'activité, mais il constitue aussi un instrument indirect de politique monétaire. Face à des tensions inflationnistes latentes, une appréciation de la monnaie dispense les autorités d'un relèvement de ses taux directeurs. Dans le cas où elles souhaitent laisser inchangée l'orientation globale de la politique monétaire, les autorités chercheront au contraire à *neutraliser* cette appréciation de la monnaie domestique. Ainsi, en économie ouverte, la banque centrale doit tenir compte des répercussions de ses décisions sur le taux de change, au risque sinon de se montrer trop restrictive ou trop accommodante. C'est la logique qui préside au fondement des Indicateurs des Conditions Monétaires (ICM), utilisés comme instruments de politique monétaire par la Banque du Canada et la Banque de Nouvelle-Zélande par exemple.

Comme par ailleurs nombreuses sont les études qui concluent que les qualités stabilisatrices de la règle de Taylor originale ne se démentent pas, quel que soit le modèle au sein duquel elle est évaluée, il est intéressant de confronter cette robustesse aux stratégies reposant sur les ICM. Cette partie vise donc à examiner les performances stabilisatrices d'une règle de Taylor augmentée du taux de change. En outre, cette analyse sera l'occasion d'étudier en détail deux des difficultés inhérentes aux cibles de prix d'actifs de façon générale : la conditionnalité de la réponse suivant la nature des chocs et l'impact de l'incertitude concernant la valeur d'équilibre de la variable financière ciblée.

Le traitement de ces questions est réalisé en trois temps. Le chapitre 1 rappelle l'intérêt que doit susciter le taux de change pour les banques centrales, rapporte les arguments théoriques qui justifient le recours aux ICM et présente les modalités d'utilisation de cet indice en pratique. Afin d'examiner la pertinence d'une telle stratégie dans le cadre de la zone euro, le chapitre 2 détaille la construction d'un modèle à deux pays (zone euro / États-Unis) avec anticipations rationnelles.

Le chapitre 3 permet alors dans un premier temps d'évaluer si une règle-ICM est meilleure qu'une règle de Taylor standard dans une économie « peu ouverte », et si dans une telle configuration la dimension « instrument indirect » du taux de change demeure. Dans un second temps, la robustesse d'une telle règle est évaluée à l'aune de sa qualité stabilisatrice selon la nature des chocs et face à l'incertitude concernant la cible de change. Il en découle que si l'inadéquation d'un lien systématique entre l'instrument de politique monétaire et le taux de change (et donc le risque de conflit d'objectif) n'est pas évident dans un modèle dynamique, l'incertitude est en revanche très préjudiciable puisqu'elle tend à faire disparaître le taux de change de la règle simple optimale.

²⁹Voir par exemple Banque de France (2001, p.48) et FMI (1998).

Chapitre 1

Taux de change et politique monétaire : théorie et pratique

Le taux de change fait partie des variables financières dont les mouvements ont le plus d'impact sur les économies. Partant, il n'est pas étonnant que la question de sa stabilité suscite une grande attention. Par le passé, le taux de change a souvent constitué un objectif de politique monétaire de premier plan. Nombreux sont les pays qui ont fixé la valeur de leur monnaie à une marchandise telle que l'or. Plus récemment, les régimes de changes fixes ont consisté à ancrer la valeur de la monnaie domestique à celle d'un pays à faible inflation.

Ce type de politique monétaire, qualifiable de cible de taux de change, présente au moins quatre avantages (Mishkin (1999*b*)). D'abord, une cible de taux de change constitue un ancrage nominal pour l'économie. De plus, si la politique est crédible, elle permet d'ancrer les anticipations d'inflation au taux d'inflation du pays ancre. Dans le cadre du SME par exemple, l'objectif était clairement d'importer la crédibilité monétaire allemande. En outre, accompagnée d'un mécanisme de pré-engagement, une telle stratégie dicte une règle de conduite qui limite le problème d'incohérence temporelle. En effet, la règle du resserrement (relâchement) monétaire en cas de dépréciation (appréciation) rend impossible la conduite d'une politique discrétionnaire. Enfin, une cible de taux de change est à la fois simple et claire. La justification des orientations de la politique monétaire s'en trouve facilitée. Du fait de ces avantages, les politiques fondées sur un objectif de change ont contribué à faire chuter l'inflation dans certains pays comme la France ou le Royaume-Uni. Malgré tout, certaines expériences nuancent fortement l'aptitude des objectifs de change à stabiliser les prix (Israël, Amérique Latine par exemple).

Obstfeld & Rogoff (1995) rapportent les nombreux problèmes que pose une telle stratégie. D'abord, dans un contexte de libre circulation des capitaux elle réduit les marges de manœuvre de la politique monétaire en limitant sa capacité de réponse aux chocs domestiques indépendants du pays ancre. De plus, comme le pays ancré doit suivre les orientations politiques dictées par le pays ancre, les aléas qui touchent ce dernier sont directement transmis au premier. Le choc provoqué au sein du SME par la réunification allemande en fournit un exemple criant. Un autre problème de taille concerne la vulnérabilité de la politique éco-

nomique aux attaques spéculatives, en particulier quand les conditions macroéconomiques domestiques divergent nettement de celles du pays ancre et laissent planer un doute sur la véritable capacité de la banque centrale domestique à maintenir le cap sur une parité fixe.

Les attaques spéculatives perpétrées en septembre 1992 à l'encontre du Franc et de la Livre en fournissent l'illustration. La réponse distincte de la France et du Royaume-Uni suite à cette crise de change permet également d'illustrer le coût d'une telle stratégie. La France, fidèle à l'ancrage sur le Mark se trouva dans l'incapacité d'utiliser sa politique monétaire à des fins domestiques, au détriment de la croissance et de l'emploi. À l'opposé, le Royaume-Uni qui, se retira du SME pour adopter un régime de cible d'inflation, afficha une croissance économique plus forte sans pour autant connaître plus d'inflation que la France. Malgré ces limites, Mishkin (1999b) note qu'une cible de taux de change est recommandable pour les pays qui connaissent une forte inflation ; elle constitue un signal sur la volonté des autorités monétaires de lutter contre la croissance des prix.

Avec l'avènement de la monnaie unique, le thème de l'ancrage d'une monnaie sur une autre a été relayé au second plan. Si la question de la place du taux de change dans la conduite de la politique monétaire est aujourd'hui évoquée, c'est essentiellement dans le but de déterminer s'il est optimal ou pas pour les banques centrales de lisser ses évolutions, dans la mesure où celles-ci ont des répercussions - directes et indirectes - sur l'inflation.

Les canaux par lesquels les mouvements du taux de change affectent l'inflation et l'activité (les deux variables objectifs des banques centrales), ainsi que les prises des autorités monétaires sur cette variable sont étudiés dans la première section de ce chapitre. Les modélisations théoriques et les indices empiriques reconnaissent aux mouvements du taux de change un pouvoir de nuisance potentiel, *via* un mécanisme d'inflation importée et un effet compétitivité, que les autorités monétaires auraient tout intérêt à contrôler (section 1.1.1). Pour ce faire, nous rappelons qu'elles jouissent de plusieurs instruments plus ou moins efficaces : contrôle des changes, intervention directe sur le marché des changes et politique de taux d'intérêt. Dans l'optique ultime des règles monétaires intégrant le taux de change comme cible, il est intéressant de se concentrer sur ce dernier point, à savoir le lien entre le taux d'intérêt et le taux de change. Cet examen est d'ailleurs l'occasion de souligner que ce lien confère au taux de change un statut d'instrument indirect de politique monétaire ; les mouvements des taux directeurs entraînent des variations du taux de change qui peuvent, en certaines circonstances, suppléer l'action de la banque centrale.

Ainsi, en économie ouverte, l'instrument optimal de politique monétaire n'est pas le seul taux d'intérêt mais une combinaison du taux d'intérêt et du taux de change. La section 1.1.2 montre que c'est la logique qui préside à la construction des Indicateurs des Conditions Monétaires (ICM). Les justifications théoriques sont à cet égard étayées par la politique monétaire canadienne, qui a fait de cet indice sa cible opérationnelle. Mais les ICM sont aussi (et de plus en plus) utilisés par les banques centrales et les organismes internationaux comme de simples indicateurs, au même titre que bien des variables macroéconomiques et financières. La section 1.1.3 expose en détail et sous un regard critique la construction des ICM en pratique. Le relevé des méthodes employées et des résultats

obtenus permettent d'apprécier au passage l'importance relative des mouvements du taux de change dans les pays membres de la zone euro. De plus, cette littérature a connu des extensions intéressantes, qui suggèrent notamment la prise en compte d'autres variables telles que les cours boursiers, les prix immobiliers, ou bien encore les taux d'intérêt de long terme, pour définir un Indicateur des Conditions Monétaires et Financières. Cependant, ces constructions suscitent encore de nombreuses interrogations. En particulier, eu égard aux délais d'action distincts du taux d'intérêt et du taux de change, il apparaît difficile de maîtriser l'horizon informationnel de l'ICM.

Sur le plan théorique, les stratégies fondées sur un ICM ont généralement été traduites par des règles d'instrument, du type règle de Taylor augmentée du taux de change. La section 1.2 expose les résultats obtenus au sujet des qualités stabilisatrices d'une telle règle monétaire. Que les modèles soient *backward* ou *forward looking*, il apparaît que l'apport du taux de change est somme toute limité. Plusieurs pistes sont envisagées pour expliquer ce résultat récurrent : redondance de l'information délivrée par le taux de change, inadéquation d'un lien systématique entre taux d'intérêt et taux de change, incidence de l'incertitude. Enfin, cet examen permet d'identifier plusieurs zones d'ombre et suscite certaines interrogations qui sont rappelées en conclusion, et qui seront étudiées avec attention dans les chapitres suivants.

1.1 Instrument optimal en économie ouverte

Cette première section a tout d'abord pour but d'identifier les canaux par lesquels les mouvements du taux de change affectent l'activité et l'inflation, et d'étudier quelle est la prise des banques centrales sur la valeur externe de la monnaie domestique. Puis, il est démontré comment les ICM traduisent le résultat suivant lequel, en économie ouverte, le taux de change constitue un instrument indirect de politique monétaire. Enfin, la dernière sous-section présente les méthodes de construction des ICM dans la pratique.

1.1.1 Canaux de transmission et instruments d'intervention

1.1.1.1 L'importance du taux de change pour la conduite de la politique monétaire

Les abstractions en économie fermée se contentent de modéliser le canal de l'output gap comme principal mécanisme de transmission de politique monétaire : toute variation du taux d'intérêt en t entraîne une réaction du PIB une période plus tard, qui à son tour se répercutera sur l'inflation à la période suivante c'est-à-dire en $t + 2$ (voir par exemple Ball (1997) ou Rudebusch & Svensson (1999)). Lorsque le modèle est au moins partiellement *forward-looking*, le canal des anticipations vient s'ajouter au premier : si la règle monétaire est claire et crédible, alors tout accroissement de l'inflation ou de l'output au-dessus respectivement de sa cible et de son potentiel entraîne une anticipation de hausse des taux d'intérêt de court terme qui se répercute instantanément sur les taux longs et réduit les délais d'action de la politique monétaire (voir par exemple Jondeau & Le Bihan (2000)).

En économie ouverte, en plus de l'effet traditionnel des taux d'intérêt sur l'output gap, il est nécessaire de prendre en compte celui du taux de change sur la demande agrégée : en effet, le taux de change affecte le prix relatif entre biens domestiques et étrangers, ce qui influe sur la demande de biens domestiques. Par exemple, les simulations du FMI (1998), réalisées à partir du modèle MULTIMOD, estiment qu'une appréciation temporaire de 15% du dollar vis-à-vis de l'euro entraîne une chute du PIB d'environ 0.5% par an sur les deux années suivant le choc. La baisse de la demande étrangère (d'environ 1% au cours des deux premières années) en est grandement responsable. Notons que cet impact ne s'entend pas *toute chose égale par ailleurs*, puisque les simulations prennent en compte la baisse induite des taux d'intérêt. Autrement dit, cette estimation constitue une borne basse, et l'effet dépressif serait plus important sans l'accompagnement de la politique monétaire. Dans la même veine, selon l'OFCE, une baisse de 10% du dollar relativement à l'Euro – comme celle observée entre avril et début mai 2003 – aurait un impact négatif de 0.8% sur le PIB de la zone euro la première année, puis de 1.6% les deuxième et troisième années¹. Même si l'économie est peu ouverte, les variations du taux de change ont un impact non négligeable sur l'activité.

Ainsi, le taux de change renforce le canal de l'output gap dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire : c'est l'effet indirect du change sur l'inflation. Il existe également un canal direct : le taux de change détermine le prix, en monnaie domestique, des biens finals importés qui entrent dans le calcul des indices de prix à la consommation (canal de l'inflation importée). Ceci implique que dans les modèles de taille réduite, le taux de change doit intervenir à la fois dans la courbe de Phillips et dans la courbe IS (Ball (1999), Svensson (2000)). Si elle prend en considération le canal direct, la banque centrale peut agir sur l'inflation moyennant un délai d'action réduit.

Mais la conduite de la politique monétaire n'en est pas pour autant facilitée, car l'ampleur d'une réaction à un choc quelconque doit être soupesée à l'aune des effets potentiels des mouvements de taux d'intérêt sur le taux de change. Walsh (1999) souligne en ce sens que l'arbitrage variation de l'inflation / variation de l'output gap est plus complexe en économie ouverte. À ce titre, Guender (2001) montre que le coefficient de réaction associé à l'activité dans la règle monétaire dépend à la fois des paramètres de la courbe IS et de ceux de la courbe de Phillips. Comme l'impact du taux de change sur l'inflation s'ajoute à celui de l'output gap, les autorités monétaires doivent faire preuve d'un savant dosage lorsqu'elles manient leurs taux. Par exemple, une réaction exagérément forte suite à une hausse de l'output gap se solderait par une rigueur d'autant plus excessive qu'elle impliquerait par ailleurs une augmentation du taux de change.

Batini, Harrison & Millard (2001) modélisent un canal de transmission complémentaire qui transite par l'effet du taux de change sur le prix des biens intermédiaires (biens de production) importés. Associé au canal direct, l'impact du change sur le coût des biens de consommation produits domestiquement, moyennant l'utilisation de biens de production importés, s'en trouve renforcé. L'ensemble de ces relations est reproduit sur le schéma 1.1. Svensson (2000) souligne enfin un enjeu supplémentaire de la prise en compte du taux de

¹Voir Euroframe (2000) pour une estimation comparable.

change dans la conduite de la politique monétaire : comme tout prix d'actif, le taux de change est une variable *forward-looking* très sensible aux anticipations. Ceci contribue à rendre essentielle la question de l'influence de la politique monétaire sur la formation des anticipations.

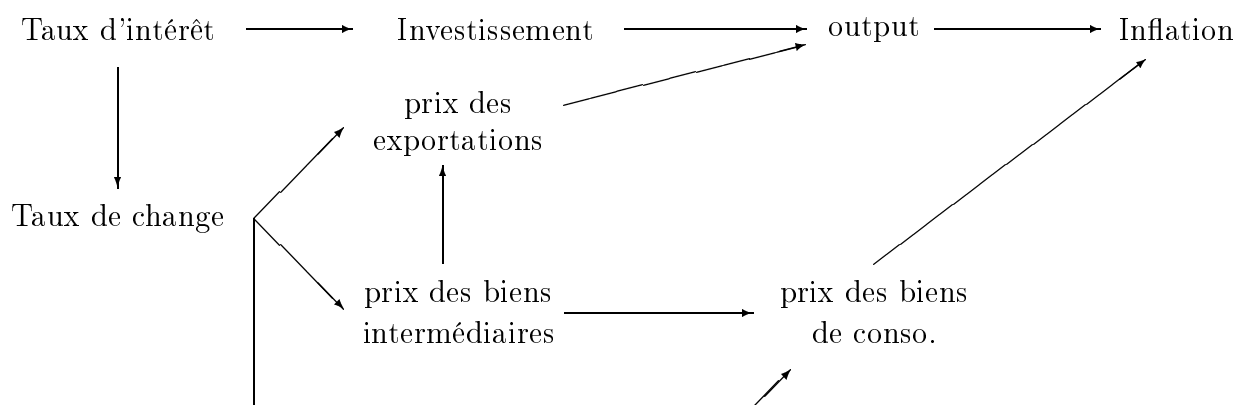


FIG. 1.1: Mécanisme de politique monétaire en économie ouverte

1.1.1.2 Les instruments pour agir sur le taux de change

Eu égard aux mécanismes de transmission relevés précédemment, il peut s'avérer nécessaire pour les banques centrales de chercher à infléchir l'évolution du taux de change. Trois instruments leur confèrent potentiellement une prise sur cette variable.

Le premier instrument est le contrôle direct des changes. Il consiste à restreindre les entrées et sorties de capitaux afin de limiter les déséquilibres brutaux de la balance des paiements et donc les variations du change. Cependant, cette mesure est difficilement applicable du fait des innovations financières, et dans le cadre plus général des règles monétaires optimales, elle est peu intéressante. En effet, ce type d'analyse concerne essentiellement les pays industrialisés où le principe de contrôle des changes se heurte aux mouvements de libéralisation financière qui ont cours depuis presque deux décennies.

Le deuxième instrument consiste à intervenir directement sur le marché des changes pour acheter (vendre) des actifs libellés en devises étrangères afin de faire baisser (monter) le cours de la monnaie domestique. Comme le rapporte Bénassy-Quéré (1999), les interventions des grandes banques centrales ont été fréquentes par le passé. À titre d'exemple, la Fed est intervenue 215 fois sur le marché Dollar / Mark entre 1985 et 1995 pour un montant moyen de 150 millions de dollars. Ces interventions ont en principe un impact sur le taux de change par l'intermédiaire des deux canaux suivants :

- l'effet de portefeuille : l'intervention des autorités monétaires modifie l'équilibre entre l'offre et la demande mondiale d'une monnaie. Néanmoins, leurs moyens d'interven-

tion sont quantitativement limités. On estime que les réserves de change mondiales représentent seulement l'équivalent d'une journée de transaction sur le marché des changes.

- l'effet de signal : en intervenant officiellement sur le marché des changes, la banque centrale révèle une information au marché. Autrement dit, elle cherche clairement à orienter les anticipations des agents (d'autant plus qu'elle a la possibilité d'agir de façon secrète par l'intermédiaire de courtiers ou de banques de second rang) ainsi qu'à attirer leur attention sur une divergence conséquente entre le taux de change et ses déterminants fondamentaux.

Les interventions successives de la BCE en septembre et novembre 2000 sur le marché des changes répondent à ce double objectif. Comme l'a montré cet épisode, l'efficacité de cette démarche est au mieux mitigée et tout au moins discutable. L'étude systématique des interventions montre qu'il est possible de parvenir à soutenir une monnaie, pour peu que l'intervention soit cohérente avec la politique économique et les conditions macroéconomiques domestiques. De plus, il semble que ces interventions accroissent sensiblement la volatilité du taux de change. Enfin, il est fréquent de constater que le soutien d'une monnaie se solde dans le court terme par un résultat opposé à celui escompté². Les banques centrales parviendraient à briser un « mauvais » équilibre, mais pas à polariser les anticipations sur une nouvelle cible. Ceci fait de l'intervention directe sur le marché des changes un instrument très délicat à manier et une procédure vouée à un succès très incertain.

Enfin la politique monétaire *stricto sensu* a une prise sur le taux de change. Toute variation des taux d'intérêt influence l'allocation internationale des capitaux et, étant donnés les volumes échangés, influence immédiatement le taux de change. Cette sensibilité du taux de change à la politique monétaire peut même être antérieure à la modification des taux d'intérêt pourvu que cette dernière soit anticipée.

Dans le contexte de la détermination d'une règle monétaire optimale en économie ouverte, c'est ce dernier instrument qui est privilégié. Généralement, les modèles utilisés décrivent le comportement du taux de change par la relation de parité des taux d'intérêt non couverte (PTINC). En l'absence de prime de risque, le taux de change est censé s'ajuster suivant l'écart entre les taux d'intérêt domestiques et étrangers. Les études empiriques sont toutefois très nuancées, dans la mesure où les périodes de découplage entre taux de change réel et taux d'intérêt sont nombreuses (FMI (1998, p.66), Bansal (1997)). Selon Meese & Rogoff (1983), c'est une marche au hasard qui décrit le mieux le comportement du taux de change. Toutefois, ces constats n'impliquent pas une totale indépendance entre taux de change et taux d'intérêt. So (2001) montre que les mouvements de taux d'intérêt (de court et long terme) américains ont un impact positif sur les mouvements du dollar. Qui plus est, la volatilité des deux variables est très liée (*volatility spillovers*). Toujours est-il que sous couvert de théorie, c'est quand même la PTINC – augmentée d'une prime de risque³ – qui définit l'évolution du taux de change dans la plupart des travaux d'évaluation

²Pour un exposé plus détaillé de ces questions, voir le survey de Sarno & Taylor (2001), ainsi que les travaux récents de Beine, Benassy-Quéré, Dauchy & MacDonald (2002) et Boubel, Dauchy & Lecourt (2001).

³La prime de risque est justifiée à la fois par l'imparfaite substituabilité des actifs étrangers et domestiques et par l'imparfaite mobilité des capitaux. Elle peut être endogène au cycle conjoncturel.

de la politique monétaire en économie ouverte. Même si dans le court terme, la relation entre taux d'intérêt et taux de change se distend, la PTINC peut être vue comme une force de rappel à long terme.

Etant donné la prise potentielle de la politique monétaire sur le change et l'impact théorique de ce dernier sur l'inflation, l'enjeu de la relation entre politique monétaire et taux de change est double : d'une part la banque centrale doit veiller à ce que le change n'affecte pas l'inflation dans le sens contraire à celui désiré, eu égard aux conditions macroéconomiques générales, et d'autre part le taux de change constitue un instrument indirect de politique monétaire qui, combiné à la gestion du taux d'intérêt, permet une conduite plus fine de la politique monétaire. Les cibles de taux de change pures qui feraient dépendre le taux court du seul taux de change ne prennent en compte que la première dimension de cette relation. Les Indicateurs de Conditions Monétaires (ICM), qui définissent l'instrument des autorités monétaires en terme de moyenne pondérée du taux d'intérêt et du taux de change, permettent au contraire de prendre explicitement en compte les deux dimensions du problème. Divers travaux s'accordent à conclure qu'il constitue de ce fait l'instrument optimal des autorités monétaires en économie ouverte. C'est ce que la section suivante cherche à montrer.

1.1.2 Les Indicateurs de Conditions Monétaires comme cible opérationnelle de politique monétaire

Même pour des pays considérés comme peu ouverts, les niveaux de taux d'intérêt réels ne sauraient à eux-seuls correctement résumer l'orientation générale de la politique monétaire. Malgré tout, les travaux sur les mécanismes de transmission de politique monétaire s'attachent généralement à décrire séparément les différents canaux, et en particulier celui du taux d'intérêt et du taux de change. Le souci de disposer d'un indicateur synthétique a conduit certaines banques centrales et organismes internationaux à élaborer un Indicateur des Conditions Monétaires (*ICM*) pondérant le canal du taux d'intérêt et celui du taux de change selon leur impact relatif sur l'inflation ou l'activité. Le recours aux *ICM* trouve une justification théorique chez Gerlach & Smets (2000), en même temps que la conduite de la politique monétaire canadienne illustre la façon dont il peut être utilisé en pratique.

1.1.2.1 Justification théorique

L'article de Gerlach & Smets (2000) permet de clarifier théoriquement la pertinence d'un ICM pour la conduite de la politique monétaire (le modèle et les étapes de résolution figurent en annexe p. 98). En notant r le taux d'intérêt réel de court terme, q le taux de change réel coté au certain, ε^d les chocs de demande, ε^s les chocs d'offre et ε^x les chocs de change, les auteurs démontrent que l'ICM déduit du modèle s'exprime de la manière suivante :

$$(1 \Leftrightarrow \omega) r_t + \omega q_t = ICM_t^{opt} = \theta (\varepsilon_t^d \Leftrightarrow \varepsilon_t^s) \quad (1.1)$$

où le coefficient θ dépend des paramètres structurels du modèle. La partie de gauche constitue la définition (toujours vérifiée) d'un indice des conditions monétaires, à savoir

une somme pondérée du taux d'intérêt et du taux de change exprimés en termes réels, moyennant une pondération ω fonction des élasticités de la demande globale à ces deux instruments. On peut qualifier cette construction observée d'ICM effectif, soit :

$$ICM_t^{eff} = (1 \Leftrightarrow \omega) r_t + \omega q_t \quad (1.2)$$

La partie de droite de l'égalité permet de préciser la procédure exacte qui dicte le comportement d'une politique monétaire fondée sur un ICM : les autorités fixent un objectif à atteindre, considéré comme compatible avec l'objectif final de stabilité des prix. Cet ICM optimal (ICM^{opt}) est déterminé selon les chocs d'offre et de demande qui touchent l'économie, pour justement les combattre, soit :

$$ICM_t^{opt} = \theta (\varepsilon_t^d \Leftrightarrow \varepsilon_t^s)$$

L'égalité définie par la relation (1.1) n'est vraie qu'à l'équilibre. En pratique, l'ICM optimal ciblé ne coïncide pas nécessairement avec l'ICM effectif. L'exercice de la banque centrale consiste justement à manipuler son taux d'intérêt de façon à égaliser $ICM^{eff} = ICM^{opt}$. En d'autres termes, la relation (1.1) peut être interprétée comme une fonction de réaction : par exemple, l'ICM devrait augmenter – c'est-à-dire la politique monétaire devrait se durcir – en cas de choc d'excès de demande ($\varepsilon_t^d > \varepsilon_t^s$) et inversement. Ainsi présentée, la conduite de la politique monétaire fondée sur un ICM se distingue clairement d'une stratégie de cible de taux de change. Supposons qu'un choc de crédibilité fasse chuter le taux de change (baisse de l'ICM effectif à ICM^{opt} constant). La banque centrale intervient en relevant son taux directeur afin de neutraliser la dévaluation de la monnaie domestique. Ce faisant, elle laisse les conditions monétaires inchangées, c'est-à-dire qu'elle rehausse l'ICM effectif au niveau désiré correspondant à ICM^{opt} . En statique, cet effet de *neutralisation* implique⁴ :

$$\Delta r_t = \Leftrightarrow \frac{\omega}{1 \Leftrightarrow \omega} \Delta s_t \quad (1.3)$$

Enfin, en notant $\varepsilon_t^{xd} = \varepsilon_t^d \Leftrightarrow \varepsilon_t^s$ les chocs d'excès de demande, et en supposant que ε^{xd} et ε^x suivent tous deux un processus auto régressif d'ordre un, tels que $\varepsilon_t^{xd} = \eta \varepsilon_{t-1}^{xd} + \xi_t$ et $\varepsilon^x = \delta \varepsilon_t^x + \zeta_t$, Gerlach & Smets (2000) montrent que la règle de taux d'intérêt optimale revêt cette forme :

$$i_t^{opt} = \bar{\pi} + \frac{\beta}{\alpha (1 \Leftrightarrow \delta) + \beta} \varepsilon_t^x + \frac{1 \Leftrightarrow \eta}{\alpha (1 \Leftrightarrow \eta) + \beta} \varepsilon_t^{xd} \quad (1.4)$$

La banque centrale modifie ses taux d'intérêt en réponse aux chocs financiers et aux excès de demande.

Les relations (1.1) et (1.4) décrivent toutes deux la politique monétaire optimale. La seconde indique comment la banque centrale doit manipuler son taux d'intérêt en réponse aux chocs observés. Mais elle suppose connu le processus des chocs. La spécification (1.1) requiert quant à elle la connaissance des seuls chocs d'excès de demande, qui peuvent

⁴En pratique, les considérations dynamiques compliquent sérieusement la détermination de cet effet de neutralisation. Voir le chapitre 3.

être déduits des prix et de l'output courants. Avec cette seule information, les autorités monétaires peuvent ajuster leur politique pour atteindre l'*ICM* désiré. Mais ce dernier résultat n'est pas général ; il découle ici de la forme particulière des relations définissant l'inflation et l'output⁵. Il n'empêche que deux enseignements généraux peuvent être dégagés de ce modèle :

- Utiliser un *ICM* comme cible opérationnelle n'implique pas une réaction systématique à toutes les variations du taux de change, contrairement à une cible de change. Plus précisément, la relation entre le taux de change et le taux d'intérêt n'est pas univoque. Par exemple, la banque centrale sera amenée à relever son taux d'intérêt en réponse à une appréciation du taux de change causée par un excès de demande, dans la mesure où ce dernier augmente la valeur de l'*ICM*^{opt}. Au contraire, la politique monétaire doit s'assouplir en réponse à une appréciation du change provoquée par un choc de crédibilité positif, puisque dans ce cas l'*ICM*^{opt} est inchangé. Ainsi, la corrélation entre variation du taux directeur et variation du taux de change peut être tantôt positive, tantôt négative ;
- Agir conformément à une règle fondée sur un *ICM* ne dispense toutefois pas les autorités monétaires de rechercher la nature des chocs. Il est en effet crucial de distinguer les chocs qui affectent l'*ICM* désiré de ceux qui ne l'influencent pas.

1.1.2.2 L'exemple du Canada

La politique monétaire canadienne témoigne des modalités pratiques qui découlent d'une stratégie fondée sur un *ICM*. En même temps, les réformes entérinées par la Banque du Canada sont très représentatives des motivations qui ont poussé de nombreux pays à adopter des cibles directes d'inflation⁶. Entre 1975 à 1982, la Banque du Canada a utilisé l'agrégat monétaire M1 comme cible intermédiaire. L'instabilité croissante de cet indicateur à partir du début des années quatre-vingt a conduit à son abandon. Depuis, la politique monétaire canadienne fonctionne sans cible intermédiaire, si ce n'est une cible d'inflation anticipée à 8 trimestres dont l'évolution est appréciée au regard de l'objectif final de stabilité des prix⁷. Pendant longtemps, l'instrument de la Banque a été le taux d'intérêt de court terme. Sa cible opérationnelle relève désormais d'une conception élargie des conditions monétaires, englobant non seulement le taux d'intérêt de court terme mais aussi le taux de change⁸. La référence explicite au taux de change est justifiée en ces termes par Freedman (1994) : « *En retenant une combinaison des variations des taux d'intérêt et du*

⁵Cf. les relations (1.22) et (1.27) en annexe.

⁶Les implications pratiques et théoriques de la conduite de la politique monétaire néo-zélandaise, également fondée sur un *ICM*, sont exposées par Mayes & Razzak (1998).

⁷Comme la plupart des banques centrales, l'objectif final de la Banque du Canada est de maintenir la stabilité des prix. En février 1991, la banque centrale et le gouvernement canadien ont conjointement annoncé la mise en place de cibles d'inflation visant à ramener la croissance des prix dans une fourchette de 2 à 4% à l'horizon de 1992, puis de 1 à 3% pour 1995 (prolongée jusqu'en 1998 et de là, jusqu'à la fin 2001). La fourchette cible en place au cours des précédentes années s'étant avérée favorable à une bonne tenue de l'économie, elle a été reconduite en 2001 pour une période de 5 ans. Afin que l'inflation demeure à l'intérieur de l'intervalle ciblé, la Banque vise le point médian de 2%.

⁸Généralement, la littérature sur les règles de taux d'intérêt confond volontairement les termes de «cible intermédiaire» et d'«instrument», étant donné le lien très étroit qu'ils entretiennent.

taux de change, la banque centrale peut éviter en principe l'erreur qui consisterait à stimuler ou à freiner exagérément l'économie du fait qu'elle néglige l'un des deux principaux canaux de transmission de la politique monétaire ».

Concrètement, la Banque du Canada détermine une trajectoire désirée pour la cible opérationnelle, l' ICM , jugée compatible avec la réalisation du taux d'inflation ciblé. Ensuite, la tâche des autorités monétaires consiste d'une part à examiner la compatibilité de l'orientation courante de la politique monétaire avec la trajectoire ciblée et d'autre part à ajuster son instrument si des écarts significatifs sont observés ou anticipés.

On retrouve dans la conception de la politique monétaire canadienne le premier enseignement de l'article de Gerlach & Smets (2000) : la cible opérationnelle optimale est une moyenne pondérée du taux de change et du taux d'intérêt (cf. relation 1.1). Cette contribution théorique indique de plus qu'il n'est pas approprié de répondre à toutes les variations du taux de change. Or la conditionnalité de la réaction des autorités monétaires à la nature des chocs est également présente en pratique dans la conduite de la politique monétaire canadienne. Freedman (1995) décrit le comportement de la Banque du Canada face à trois types de chocs qui font ou pas bouger les valeurs désirées (ICM_t^{opt}) et observées (ICM_t) de l'indicateur des conditions monétaires.

$$i) \Delta ICM_t^{opt} \neq 0 \text{ et } \Delta ICM_t = 0$$

Le premier cas est un choc qui fait varier l' ICM ciblé mais qui laisse inchangé son niveau effectif. En pareilles circonstances, les autorités monétaires doivent intervenir pour inciter les conditions monétaires effectives à s'orienter vers le niveau désiré. C'est concrètement le cas lorsque l'économie subit un choc de demande positif. Les tensions inflationnistes inhérentes obligent la Banque à resserrer les conditions monétaires. Conformément à la relation (1.1), toute hausse de ε_t^d induit une hausse de ICM_t^{opt} qui, d'après (1.4) requiert un relèvement du taux d'intérêt.

$$ii) \Delta ICM_t^{opt} \neq 0 \text{ et } \Delta ICM_t \neq 0$$

Le deuxième scénario implique un choc qui influe à la fois sur les niveaux désirés et effectifs des conditions monétaires. Un accroissement du cours des matières premières peut illustrer cette configuration. Comme il s'agit d'un choc de nature inflationniste, une politique monétaire rigoureuse s'impose. Mais un tel choc s'accompagne généralement d'une appréciation du taux de change observé, ce qui induit un resserrement autonome des conditions monétaires. Dès lors, si l'appréciation du taux de change s'avère suffisante pour assurer l'égalité entre ICM_t^{opt} et ICM_t , alors la banque centrale n'a pas à modifier ses taux d'intérêt. Elle laisse au taux de change le rôle de variable rééquilibrante.

$$iii) \Delta ICM_t^{opt} = 0 \text{ et } \Delta ICM_t \neq 0$$

Le troisième type de choc envisagé est une variation exogène du taux de change, expliquée soit par des motifs politiques, fiscaux ou purement financiers (chocs sur la prime de risque), qui provoque une variation de l' ICM observé alors que le niveau jugé optimal reste constant. Dans ces conditions, la Banque visera à ajuster son taux d'intérêt de sorte

à neutraliser l'incidence de la variation incongrue du taux de change sur la demande globale. La pratique rejoint une nouvelle fois la théorie puisque ce scénario correspond à une variation de ε_t^x dans le modèle de Gerlach & Smets (2000), laquelle ne modifie pas – d'après la relation (1.1) – la valeur de l' ICM^{opt} mais requiert en revanche, selon (1.4), une réaction des autorités monétaires.

Ainsi, une politique monétaire fondée sur un ICM n'implique pas un lien univoque entre taux d'intérêt et taux de change : la relation est positive dans le premier cas, nulle dans le deuxième et négative dans le dernier. Cette stratégie se distingue en cela d'une stratégie de cible pure de taux de change.

Comme le comportement des autorités monétaires est dépendant de la nature des chocs, une politique monétaire fondée sur un ICM requiert une grande transparence et une communication très claire. Freedman (1995) souligne qu'« *il est évident que plus l'interprétation de l'évolution économique que font les marchés se rapproche de celle de la Banque, plus il sera facile d'apporter aux conditions monétaires les ajustements souhaités* ». C'est pourquoi la Banque du Canada publie régulièrement des rapports et des communiqués justifiant ses actions et exposant son jugement sur les conditions économiques. Elle précise à ce sujet : « *Si le taux d'augmentation de l'IPC s'écarte de façon persistante du point médian visé, la Banque veillera tout particulièrement à expliquer dans sa livraison semestrielle du Rapport sur la politique monétaire et la mise à jour de ce rapport les causes des écarts observés par rapport au point médian, les mesures qu'elle a prises, le cas échéant, pour que l'inflation se rapproche de ce dernier et le moment où celle-ci devrait y retourner* » (Banque du Canada (2001, p.7)).

En dépit des efforts de communication, le principal danger est que les marchés interprètent chaque mouvement de taux de change comme un choc financier, et s'attendent en conséquence à un ajustement systématique des taux d'intérêt. Smets (1997) et Gerlach & Smets (2000) expliquent, estimations économétriques à l'appui, que si le Canada a choisi de fonder sa politique monétaire sur un ICM alors que l'Australie y a renoncé, c'est parce que la nature des chocs affectant le premier était surtout d'origine financière, alors que le second subissait surtout des chocs d'origine réelle. Or il semble, d'après Freedman (2000), que le Canada est aujourd'hui davantage affecté par des chocs d'origine réelle. L'attente, de la part des marchés, d'une réponse systématique des autorités aux évolutions du taux de change, alors que les chocs tendent de plus en plus à être de nature réelle, conduit aujourd'hui la Banque du Canada à amoindrir le rôle de l' ICM dans la mise en œuvre de sa politique⁹.

1.1.3 Définition et construction des ICM dans la pratique

Un ICM peut remplir deux fonctions distinctes, suivant l'importance que lui assignent les autorités monétaires. D'une part, il peut constituer un simple indicateur de politique

⁹Freedman (2000) : « *With the increased importance of real shocks for the Canadian dollar in the latter 1990s, the role of the MCI has diminished in Canada [. . .] While the Bank continues to use the term 'monetary conditions' in its description of policy, it places less emphasis on the MCI as a measure of these monetary conditions.* ».

monétaire, auquel les banques centrales se réfèrent et dont les enseignements sont examinés à l'aune des orientations ou des prévisions annoncées par d'autres indicateurs tels que les agrégats monétaires, les enquêtes de conjoncture, la tenue de la consommation des ménages, etc. Les Banques Centrales de Suède, de Finlande, d'Islande et de Norvège l'utilisent à cette fin. De même, des institutions internationales (FMI, OCDE) ainsi que des organismes financiers (Deutsche Bank, Goldman Sachs, J.P. Morgan, Merrill Lynch, Tokai Bank) se sont dotés de cet outil d'analyse.

D'autre part, un *ICM* peut être partie intégrante de la conduite de la politique monétaire lorsqu'il est utilisé comme cible opérationnelle. C'est le cas en Nouvelle-Zélande et au Canada ; les banques centrales de ces pays définissent une valeur cible à moyen terme pour l'*ICM* puis s'efforcent de contrôler le taux d'intérêt et (indirectement) le taux de change, pour égaliser la valeur observée de l'*ICM* à sa valeur désirée. Quoi qu'il en soit, les *ICM* sont définis de la même façon dans les deux cas. Cette sous-section a pour but d'exposer les étapes de construction d'un *ICM* et de relever ses lacunes.

1.1.3.1 Construction des *ICM* standards

En notant r le taux d'intérêt réel de court terme, \bar{r} sa valeur d'équilibre, q le taux de change réel et \bar{q} le taux de change d'équilibre, la définition originelle d'un *ICM* est la suivante :

$$ICM_t = \beta_r (r_t \Leftrightarrow \bar{r}) + \beta_q (q_t \Leftrightarrow \bar{q}) \quad (1.5)$$

La pertinence de l'information divulguée par un tel indicateur dépend de façon cruciale du choix des pondérations β_r et β_q , qui traduisent l'élasticité de la demande globale (ou de l'inflation) au taux d'intérêt et au taux de change. Partant, le ratio β_r/β_q est censé refléter l'impact relatif du taux d'intérêt et du taux de change sur l'output ou l'inflation¹⁰. Une variation de 100 points de base du taux d'intérêt, à taux de change inchangé, a le même impact sur la variable objectif qu'une variation de β_r/β_q % du taux de change, toute chose égale par ailleurs.

Quatre méthodes permettent d'extraire ces élasticités. La première repose sur les modèles macro-économétriques de grande taille utilisés par les banques centrales et les organisations internationales. Ils présentent l'avantage de prendre en compte à la fois les caractéristiques structurelles des économies ainsi que toutes les interactions existantes entre les différentes variables. La fiabilité des élasticités s'en trouve renforcée. La deuxième méthode s'appuie sur des modèles VAR. Les multiplicateurs estimés sont déduits des fonctions de réponse simulées (voir par exemple Goodhart & Hofmann (2001)). La troisième méthode consiste à fixer les pondérations β_r/β_q selon le degré d'ouverture de l'économie. Cette pratique s'applique uniquement à un *ICM* fondé sur la croissance. Elle repose sur l'application de la règle de parité de taux d'intérêt non couverte et sur un principe d'affectation sommaire des instruments de la politique monétaire : le taux d'intérêt est supposé gouverner la demande intérieure et le taux de change les exportations. Mais le plus souvent, la

¹⁰L'expression des pondérations sous forme de ratio facilite les comparaisons d'un pays à l'autre.

construction d'un *ICM* est fondée sur un modèle réduit de type IS-LM auquel est adjoind une relation de Phillips agrégée :

$$\Delta y = f(\Delta r, \Delta q, \dots) \quad (1.6)$$

$$\Delta p = g(\Delta y, \Delta q, \dots) \quad (1.7)$$

avec Δy le taux de croissance du PIB, Δp le taux d'inflation, Δr la variation du taux d'intérêt réel de court terme et Δq la variation du taux de change réel. À quelques raffinements près, ce type de modèle correspond à ceux développés par Ball (1999), Svensson (2000), Batini & Nelson (2001), Batini et al. (2001) et Leitemo & Soderstrom (2001)¹¹. De façon usuelle, le taux d'intérêt et le taux de change agissent directement sur la croissance ; le premier par son effet sur la demande et le second par son effet sur la position compétitive des exportateurs domestiques. Par ailleurs, l'évolution du change se répercute sur la croissance des prix à travers un mécanisme d'inflation importée (équation (1.7)). D'autres variables peuvent intégrer ces équations, bien qu'elles soient moins décisives pour la détermination des multiplicateurs servant à pondérer le taux d'intérêt et le taux de change. La Banque du Canada (Duguay (1994)), la Banque de Suède (Hansson (1993)), la Banque néo-zélandaise (Dennis (1997)) ainsi que la Bundesbank (Corker (1995)) se sont inspirées de ce type de modèle.

Ce type de modèle permet de construire un indicateur des conditions monétaires relatif à l'inflation ou à la croissance. Bien que l'objectif final des banques centrales soit la stabilité des prix, Frochen (1996) souligne que celles qui construisent un *ICM* déterminent formellement un indicateur en termes de croissance du PIB, et ce n'est que dans une seconde étape, relativement peu formalisée, qu'elles tentent d'apprécier l'orientation de la politique monétaire en matière d'inflation. Deux raisons essentielles expliquent ce choix.

La première raison tient aux délais d'impact distincts des deux variables sur l'inflation. Supposons un changement d'orientation de la politique monétaire en t : une variation du taux d'intérêt affecte l'output gap en $t + 1$, qui à son tour influence l'inflation en $t + 2$. En revanche, le taux de change - *via* le mécanisme d'inflation importée - affecte plus rapidement la croissance des prix à la consommation. Dès lors, un *ICM* tel qu'il est défini par la relation (1.5) traduit très imparfaitement l'orientation courante de la politique monétaire envers l'inflation. Il néglige le resserrement à venir de la politique monétaire, imputable à l'impact du taux d'intérêt sur l'activité, qui ne viendra qu'au terme de plusieurs mois affecter la croissance des prix. La détermination d'un indicateur propre à l'inflation exige donc la définition d'un *ICM* plus complexe que celui suggéré par (1.5), faisant intervenir le taux d'intérêt et le taux de change avec des décalages distincts.

L'autre justification tient à la nature des chocs qui influent sur la croissance des prix. Choisir un *ICM* en termes de croissance revient à négliger les autres causes d'inflation que celles liées à l'output gap, comme les variations des termes de l'échange et les mouvements de prix des matières premières, sur lesquels les banques centrales ont peu d'emprise. C'est

¹¹Voir plus loin section 1.2.

notamment par cet argument que la Banque du Canada justifie l'utilisation d'un ICM ayant trait à l'activité¹².

Au bout du compte, ces deux arguments conduisent les économistes à fréquemment renoncer au mécanisme d'inflation importée¹³ et donc à définir un ICM simple, dont l'information ne porte que sur l'activité. Guender (2001) montre à ce titre que construire un ICM en termes de demande revient à supposer que les autorités monétaires ont une préférence infiniment plus marquée pour l'activité que pour l'inflation. Dans une configuration intermédiaire plus réaliste, les enseignements de l'ICM défini uniquement à partir de (1.6) sont inefficaces pour évaluer la rigueur relative de la politique monétaire à l'égard de l'inflation. Ainsi, si l'équation (1.6) revêt la forme suivante :

$$y_t = \beta_r r_{t-j} - \beta_q q_{t-j} + \dots \quad (1.8)$$

les multiplicateurs β_r et β_q estimés sont les pondérations directement assignées à l'ICM. Le tableau 1.1 rapporte les valeurs des pondérations obtenues pour quatre petits pays ouverts, suivant différentes études ou organismes. Le rapport β_r/β_q atteint 0.5 en Norvège, Suède et Nouvelle-Zélande, contre environ 0.25 au Canada.

Pays	Source	valeur de β_r/β_q
Canada	Freedman (1994)	1/3
	OCDE	1/4
Norvège	Eika, Ericsson & Nymoén (1996)	1/2
N-Zélande	Dennis (1997)	1/2
Suède	Eika et al. (1996)	1/2

TAB. 1.1: Valeur des pondérations des ICM de quatre pays « ouverts »

Quelle que soit la variable objectif à laquelle il a trait, la question de l'« horizon informationnel » de l'ICM est primordiale. En effet, les conditions monétaires instantanément suggérées par l'indicateur ne correspondent pas à la situation immédiate de l'économie, mais à celle qui tend à se former pour un certain horizon. Il est donc important d'étudier attentivement les délais nécessaires (c'est-à-dire le coefficient j dans (1.8)) au taux d'intérêt et au taux de change pour affecter l'activité. Par souci de simplicité, nombreuses sont les études qui supposent que ce délai est le même pour les deux instruments. Suivant cette optique, pour que (1.8) soit cohérente avec (1.5), il est habituel de considérer $j = 1$ (si une période équivaut à une année) : les conditions affichées par ICM_t sont en fait celles prévalant pour $t + 1$. Et s'il faut une période à la politique monétaire pour affecter la croissance, cette information avancée permet aux banques centrales de corriger

¹² « Nous faisons (...) une distinction entre les facteurs qui ont un effet ponctuel sur les prix et ceux qui influent sur le processus d'inflation. » (Freedman (1994, p.86).

¹³ En effet, abstraction faite du mécanisme d'inflation importée, la spécification (1.7) conduit à ce que le taux d'intérêt et le taux de change aient les mêmes pondérations dans un indicateur en termes de PIB et d'inflation. Voir par exemple Britton (1996).

ou d'accommoder l'orientation monétaire pour la période suivante. Toutefois, cette hypothèse d'homogénéité des délais d'impact est discutable, comme nous le verrons plus loin (cf. section 1.1.3.3).

Les valeurs de référence (\bar{r} et \bar{q}) de chacun des instruments constituent deux autres arguments déterminants de l'*ICM*. Ils doivent correspondre respectivement aux valeurs d'équilibre du taux d'intérêt et du taux de change. À défaut, les valeurs de référence sont les moyennes respectives des deux variables calculées sur une période de base. Cette astuce est sans incidence majeure puisque seule l'*évolution* de l'*ICM* est intéressante (son *niveau* est justement sensible au choix de la période de référence). Ceci étant, les moyennes des taux d'intérêt et taux de change devraient idéalement correspondre à des conditions monétaires neutres, ce qui implique que la période de référence soit suffisamment longue pour couvrir approximativement l'ensemble d'un cycle.

Enfin, en toute rigueur, un *ICM* devrait être exprimé en termes réels. Mais comme en pratique le calcul de l'inflation n'est pas immédiat, les banques centrales (comme par exemple la Banque du Canada) construisent des *ICM* nominaux provisoires pour le court terme, révisés ensuite au regard de l'*ICM* réel définitif obtenu quelques trimestres plus tard. L'expérience indique que cette approximation est tolérable. Freedman (1994) rapporte que le coefficient de corrélation des moyennes trimestrielles entre l'*ICM* réel et l'*ICM* nominal atteint 0.74 en niveau sur la période 1980-1993 au Canada, et 0.88 en variation.

Une fois élaboré, le comportement de l'*ICM* doit être correctement interprété. La définition retenue par la Banque du Canada permet de proposer une illustration concrète. Elle répond exactement à la formule suivante :

$$ICM_t = (r_t \Leftrightarrow 7.9) + (100/3) (\ln(C6_t) \Leftrightarrow \ln(91.33)) \quad (1.9)$$

où r_t , le taux d'intérêt, est le taux du papier commercial à 90 jours, et $C6$ représente le taux de change effectif (base 100 en 1992), un indice calculé par aggrégation des parités bilatérales des différents pays partenaires, pondérées selon leur importance dans le total des échanges enregistrés par le Canada. Les pondérations précisément retenues par la banque centrale canadienne sont rapportées dans le tableau 1.2. Le taux d'intérêt et le taux de change « d'équilibre » sont approchés par leur valeur moyenne, soit respectivement 7.9 et 91.33%. Les autorités monétaire canadiennes ont donc fixé le rapport β_q/β_r à 1/3.

Pays	Poids	Pays	Poids	Pays	Poids
États-Unis	0.8584	Union Europ.	0.0594	Suisse	0.0043
Japon	0.0527	Royaume-Uni	0.0217	Suède	0.0035

Source : Banque du Canada

TAB. 1.2: Pondérations des pays dans le taux de change $C6$ (en 2001)

Le graphique 1.2 illustre les mouvements enregistrés par l'*ICM* canadien au cours des années 1980 et 1990, ainsi que l'évolution de ses deux composantes. Étant donné le poids

accordé au taux d'intérêt, la corrélation de ce dernier avec l'indice est forte. Toutefois, la tendance baissière du taux de change à partir du milieu des années quatre-vingt dix contribue sensiblement au relâchement des conditions monétaires. Étant rapidement parvenue à la stabilité des prix, la Banque du Canada a assoupli sa politique tout au long des années quatre-vingt dix : l'ICM a chuté de 157% sur la période 1990 - 2000.

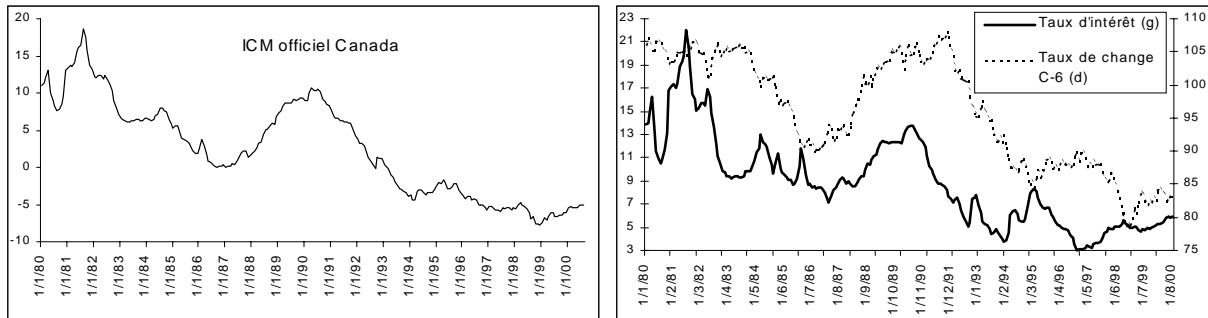


FIG. 1.2: ICM canadien officiel et ses deux composantes

Par construction, le niveau de l'ICM n'a aucune signification. L'indice ne divulgue qu'un degré de sévérité relatif de la politique monétaire. Partant, comme les niveaux d'indice sont influencés par le choix des périodes de référence, il n'est pas possible de comparer les niveaux d'ICM entre pays. Le graphique 1.3 retrace les évolutions des indices canadien et néo-zélandais (base 100 = janvier 1990). Il serait par exemple erroné de prétendre que les conditions monétaires étaient plus rigoureuses en Nouvelle-Zélande qu'au Canada au début de l'année 1988. En revanche, il est possible d'affirmer que les deux pays connaissent des évolutions opposées sur la période 1995 - 1997 : les conditions monétaires néo-zélandaises se resserrent alors que la politique monétaire canadienne s'assouplit, d'environ 40 points dans les deux cas.

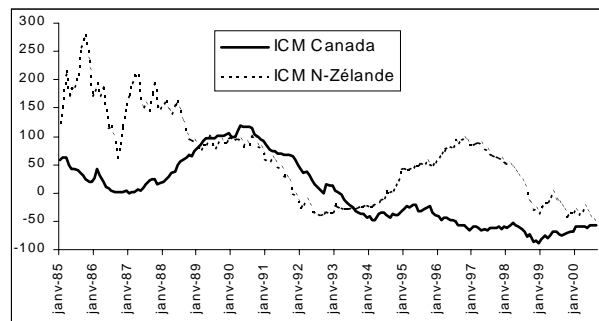


FIG. 1.3: Evolution des ICM : Canada et Nouvelle-Zélande

1.1.3.2 Application aux pays européens

Bien que les banques centrales des pays européens ne fondent pas officiellement leur politique monétaire sur les évolutions d'un Indicateur des Conditions Monétaires, certaines d'entre elles ont développé ce type d'indice, pour compléter leurs outils d'analyse de l'orientation de la politique monétaire au cours du temps. Les pondérations issues de ces travaux figurent dans le tableau 1.3. À titre de comparaison, les poids assignés au taux de change dans les ICM japonais et américains sont également reproduits.

Pays	Source	Rapport β_q/β_r
Allemagne	FMI	1/4
	OCDE	1/4
	Direct. Prévision	1/3
	Kennedy & Van Riet (1995)	1/4
	Bundesbank (1999)	1/3
Espagne	Kennedy & Van Riet (1995)	0.77
France	Banque de France	1/3
	Direct. Prévision	0.3
	Kennedy & Van Riet (1995)	1/3
Italie	FMI	1/3
	OCDE	1/3
Royaume-Uni	Kennedy & Van Riet (1995)	0.16
	FMI	1/3
	OCDE	1/4
	Direct. Prévision	0.3
	Bundesbank	0.075
États-Unis	FMI	1/10
	OCDE	1/10
	Direct. Prévision	0.115
Japon	FMI	1/10
	OCDE	1/10

TAB. 1.3: Valeur des pondérations des ICM pour l'Europe, les États-Unis et le Japon

De façon générale, si les études s'accordent assez bien pour des pays tels que l'Allemagne, la France ou les États-Unis, les pondérations divergent assez fortement d'une estimation à l'autre pour le Royaume-Uni. La valeur du ratio β_r/β_q est très proche en France, en Italie et en Allemagne, où une hausse de 1 point de pourcentage du taux d'intérêt réel a le même impact sur le PIB qu'une appréciation de 3 à 4 points de pourcentage du taux de change, soit un résultat proche de celui établi pour le Canada et l'Australie. L'impact relatif du taux de change est beaucoup plus faible aux États-Unis et au Japon. Les calculs de multiplicateurs effectués par Kennedy & Van Riet (1995) à partir du modèle NIGEM font pourtant apparaître des différences notables. Ces estimations ont la particularité de prendre en compte non seulement le taux d'intérêt de court terme mais également celui de long terme. Les tableaux 1.4 et 1.5 reproduisent les résultats obtenus pour un horizon de trois ans.

Globalement, il apparaît que la réponse du PIB est trois fois plus sensible au taux d'intérêt qu'au taux de change (tab. 1.4). Ce rapport (équivalent à β_r/β_q) est égal à 3

Pondérations issues des Multiplicateurs du Modèle NIGEM						
Impact sur la croissance du PIB réel						
	Multiplicateurs de taux d'intérêt × 1000		Multipli-cateur de taux de change × 1000 (<i>e</i>)	Ratio (<i>r + R</i>)/ <i>e</i>	Degré d'ouverture de l'économie (<i>a</i>)	Ratio (<i>1 + a</i>)/ <i>a</i>
	court terme (<i>r</i>)	Long terme (<i>R</i>)				
France	-15	-126	-47	3.0	0.22	5.5
Allemagne	-53	-269	-80	4.0	0.32	4.1
Royaume-Uni	-101	-171	-44	6.2	0.28	4.6
Italie	78	-84	-58	0.1	0.29	4.4
Espagne	0	-67	-50	1.3	0.18	6.6

Source : Kennedy & Van Riet (1995)

TAB. 1.4: Pondérations d'un *ICM* relatif au PIB

pour la France, 4 pour l'Allemagne, 6.2 pour le Royaume-Uni et 1.3 pour l'Espagne, tandis qu'en Italie, l'impact relatif des taux d'intérêt par rapport à celui du taux de change est négligeable. Pour ce qui concerne l'inflation (tab. 1.5), le rapport des deux multiplicateurs est nettement plus faible, voire inférieur à l'unité en France et en Italie. Ce résultat témoigne de l'importance de l'effet direct du taux de change sur l'inflation et confirme en même temps le caractère limité des estimations qui s'affranchissent du canal de l'inflation importée. De même, les pondérations fondées sur le degré d'ouverture de l'économie (dernière colonne) apparaissent très hasardeuses, tant les résultats qu'elles font apparaître sont éloignés des pondérations fondées sur les élasticités.

Pondérations issues des Multiplicateurs du Modèle NIGEM				
Impact sur l'inflation				
	Multiplicateurs de taux d'intérêt × 1000		Multipli-cateur de taux de change × 1000 (<i>e</i>)	Ratio (<i>r + R</i>)/ <i>e</i>
	court terme (<i>r</i>)	Long terme (<i>R</i>)		
France	-12	-92	-161	0.6
Allemagne	-34	-181	-137	1.6
Royaume-Uni	-93	-135	-152	1.5
Italie	35	-39	-70	0.1
Espagne	0	-200	-200	1.0

Source : Kennedy & Van Riet (1995)

TAB. 1.5: Pondérations d'un *ICM* relatif à l'inflation

Ainsi, la prise en compte du taux d'intérêt de long terme (en plus ou à la place du taux court), justifié par son rôle prépondérant dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire, conduit à réviser le poids relatif du taux de change. Elle doit en outre améliorer

la qualité de la mesure des conditions monétaires. C'est pourquoi, comme le montre le tableau 1.6, de nombreux organismes partagent le facteur taux d'intérêt de l'ICM entre taux court et taux long.

Pays	Source	Taux court	Taux long
Allemagne	Direct. Prévision	1/5	4/5
	OCDE	0.3	0.7
France	Banque de France	0.35	0.65
	Direct. Prévision	0.3	0.7
Italie	OCDE	1/2	1/2
Royaume-Uni	OCDE	1/2	1/2
	Direct. Prévision	0.7	0.3
Canada	OCDE	1/2	1/2
États-Unis	FMI	1/2	1/2
	Direct. Prévision	0.4	0.6
Japon	OCDE	1/2	1/2

TAB. 1.6: Partage entre Taux d'intérêt de court et de long terme dans les ICM

La tâche est plus délicate lorsqu'il s'agit de construire un *ICM* agrégé pour la zone euro, car à la difficulté du calcul des pondérations s'ajoute celle afférente à la construction d'un taux d'intérêt et d'un taux de change effectif réel agrégés. Une fois ces séries construites, Verdelhan (1998) obtient un rapport β_q/β_r équivalent à 1/10, semblable à celui déterminé par le FMI pour les *ICM* américains et japonais¹⁴. Lorsque l'incidence du commerce intra-zone est évincée, la contribution relative du taux de change sur le PIB s'avère beaucoup moins importante que celle établie pour les pays européens pris individuellement (cf. tab. 1.4).

1.1.3.3 Limites et extensions des *ICM*

- Pourquoi seulement le taux de change et le taux d'intérêt de court terme ?

Globalement, la construction d'un *ICM* est caractérisée par un très grand degré de liberté. Le choix des variables est d'emblée discutable. D'abord, comme le soulignent Gerlach & Smets (2000) et la Deutsche Bundesbank (1999), le taux d'intérêt de long terme est plus représentatif que le taux court des orientations de la politique monétaire dans la plupart des pays. Ensuite, dans le souci de synthèse qui caractérise la construction d'un *ICM*, pourquoi ne pas envisager l'introduction d'autres variables censées traduire l'orientation de la politique monétaire¹⁵ ? C'est ce qui conduit Artus & Kaabi (1998) à construire un Indicateur des Conditions Monétaires et Financières (*ICMF*) où des variables telles

¹⁴En revanche, ce rapport d'un dixième est très éloigné du ratio égal à 2.2 suggéré par Dornbush, Favero & Giavazzi (1998).

¹⁵Selon Stevens (1998), la prise en compte du seul taux de change se justifie par le fait que les économistes maîtrisent mieux le lien entre taux de change et PIB (ou inflation) que celui reliant ces derniers à d'autres prix d'actifs.

que le taux d'intérêt de long terme, la masse monétaire, le crédit et les cours boursiers se joignent au taux de change.

Pays	Taux d'intérêt	Taux de change	Cours immo.	Cours boursiers
Canada	0.42	0.22	0.18	0.18
	0.59	0.28	0.10	0.04
France	0.54	0.19	0.18	0.09
	0.41	0.04	0.51	0.04
Allemagne	0.61	0.12	0.18	0.09
	0.61	0.08	0.46	0.03
Italie	0.52	0.19	0.16	0.13
	0.54	0.13	0.29	0.03
Japon	0.42	0.08	0.44	0.06
	0.43	0.04	0.48	0.05
Roy.-Uni	0.46	0.25	0.14	0.15
	0.45	0.17	0.35	0.03
États-Unis	0.54	0.00	0.30	0.16
	0.37	0.02	0.58	0.03
Moyenne	0.50	0.15	0.23	0.12
	0.46	0.10	0.40	0.04

Source : Goodhart & Hofmann (2001)

TAB. 1.7: Pondérations d'un *ICF* pour les pays du G7

Dans cette optique, Goodhart & Hofmann (2001) étudient les capacités prédictives d'un *ICMF* intégrant les cours boursiers et immobiliers dans les pays du G7. Le calcul des pondérations s'appuie sur deux modèles distincts : un modèle sous forme réduite de l'inflation (en fonction de ses valeurs retardées, du passé du PIB et du prix du pétrole) et du PIB (en fonction de ses propres valeurs passées, celles du taux de change, du taux d'intérêt de court terme, des cours boursiers et immobiliers) d'une part, et un modèle VAR d'autre part. Les pondérations obtenues auprès des deux modèles sont reproduites dans le tableau 1.7¹⁶.

Leurs estimations économétriques *in sample* indiquent sans ambiguïté que les valeurs passées de l'*ICMF* « causent » l'inflation au sens de Granger. Néanmoins, le recours aux estimations *out of sample* procurent des résultats beaucoup plus nuancés. Certes, les *ICMF* calculés à partir de la forme réduite améliorent systématiquement les prévisions d'inflation des modèles purement autorégressifs (excepté pour l'Italie). Mais toutes les spécifications autorégressives (y compris celles qui intègrent les *ICMF*) sont dominées par une marche au hasard ; l'inflation courante constitue une meilleure estimation de la croissance des prix à un horizon de deux ans qu'une formulation qui définirait l'inflation en fonction de ses valeurs passées et des valeurs retardées des *ICMF*. Même si l'introduction de ces dernières dans le processus de marche au hasard améliore la prévision (par rapport à une marche au hasard pure) dans cinq des sept pays, il n'est pas possible de valider le contenu prédictif des *ICMF* sur l'inflation.

¹⁶Dans chaque cellule, le premier chiffre indique la pondération déduite du modèle à forme réduite tandis que le second est issu de l'estimation du modèle VAR.

Toutefois, les informations délivrées par un ICMF dépassent le cadre strictement « monétaire ». La prise des autorités monétaires sur le taux de change et sur les prix d'actifs est imprécise. Les mouvements d'un ICMF sont en réalité tributaires du jeu complexe d'un ensemble de variables et des anticipations des agents. C'est donc par excès de langage que l'on qualifie de « monétaire » ce qui est largement déterminé par des conditions de marché. En outre, la notion de « conditions » monétaires n'est plus dans ce cas l'apanage de la politique monétaire.

- La stabilité des paramètres

Par ailleurs, le calcul des pondérations est tout aussi discutable, quelle que soit la méthode employée. Outre le fait d'être très dépendants des modèles sous-jacents, les paramètres β_r et β_q ne sont certainement pas constants dans le temps. Comme les périodes d'estimation doivent être longues, ne serait-ce que pour calculer des références sensées, des changements de régime sont susceptibles de perturber les valeurs des pondérations. Sans compter que l'endogénéité des variables explicatives est responsable d'un biais de simultanéité.

Eika et al. (1996) témoignent de ces imprécisions en revisitant les estimations de Duguay (1994) sur lesquelles sont fondées les pondérations de l'ICM canadien. Ils calculent l'intervalle plausible des pondérations établies par Duguay (1994) lorsque le ratio β_r/β_q varie d'un montant équivalent à l'écart type respectif des deux paramètres. Ils montrent que l'ensemble des ratios possibles – eu égard aux coefficients estimés et à leur écart type – s'étend alors de 1.5 à 11.6. Tant et si bien qu'en pratique, il est légitime de s'interroger sur l'utilité d'un indicateur aussi imprécis.

- Les problèmes de dynamique

Les relations entre taux de change, taux d'intérêt et PIB sont par essence dynamiques, ce qui signifie que les effets des uns sur les autres diffèrent (en ampleur et en signe) dans le court, moyen et long terme. Partant, l'ICM tel qu'il est défini par (1.5) pose deux problèmes. D'une part, l'hypothèse *ad hoc* d'homogénéité de l'impact du taux d'intérêt et du taux de change sur l'activité (le fait de poser $j = 1$ dans les relations (1.5) et (1.8)) obscurcit la lecture des ICM. Si le taux de change affecte plus rapidement le PIB que ne le font les taux d'intérêt (cf. Verdelhan (1998) par exemple), le décryptage de l'ICM devient en effet plus difficile : une augmentation du taux d'intérêt en t va se traduire par une hausse de l'ICM alors que l'impact initial ne sera effectif que trois trimestres plus tard. La construction des ICM doit scrupuleusement respecter les délais d'impact distincts de ses composantes (Eika et al. (1996)).

D'autre part, l'influence des instruments sur le PIB et les prix courants sont échelonnés dans le temps. Or l'ICM défini par (1.5) fait totalement abstraction des effets retardés des mouvements passés du taux d'intérêt et du taux de change. En toute rigueur, il faudrait fixer $j = \{1, \dots, n\}$ avec n une borne suffisamment longue au-delà de laquelle les impulsions monétaires passées n'ont plus d'effets sur le PIB ou l'inflation.

Batini & Turnbull (2000) construisent un *ICM* dynamique (*ICMD*) pour le Royaume-Uni qui a justement pour objectif de capter l'ensemble des évolutions du passé. Les étapes préliminaires de calculs permettent de le définir de la façon suivante :

$$\begin{aligned} ICMD_t = & \alpha_1 (r_{t-2} \Leftrightarrow r_b) + \dots + \alpha_{12} (r_{t-2-k} \Leftrightarrow r_{b-k}) \\ & + \beta_1 (q_{t-6} \Leftrightarrow q_b) + \dots + \beta_{12} (q_{t-6-k} \Leftrightarrow q_{b-k}) \end{aligned} \quad (1.10)$$

où α_i et β_i ($i = 1, \dots, k$) sont les coefficients respectivement associés aux valeurs retardées du taux d'intérêt réel et du taux de change (valeurs retardées qui s'avèrent être des régresseurs significatifs (à 5%) du PIB). Contre toute attente, le taux d'intérêt intervient en premier lieu avec un retard de deux trimestres, contre six pour le taux de change. Le tableau 1.8 rapporte les valeurs des pondérations obtenues à partir de la relation (1.10). Il indique que le poids du taux d'intérêt est en moyenne plus élevé que celui du taux de change. En termes cumulés, le ratio β_r/β_q atteint 21.7, ce qui implique en proportion un poids de 0.956 pour le taux d'intérêt et le complémentaire à l'unité pour le taux de change¹⁷.

Retard	Coefficient de		Retard	Coefficient de	
	r_t	q_t		r_t	q_t
$t \Leftrightarrow 2$	-0.3045	-	$t \Leftrightarrow 10$	-0.1179	-0.0045
$t \Leftrightarrow 3$	-0.2269	-	$t \Leftrightarrow 11$	-0.1247	-0.0138
$t \Leftrightarrow 4$	-0.1911	-	$t \Leftrightarrow 12$	-0.0595	0.0049
$t \Leftrightarrow 5$	-0.1652	-	$t \Leftrightarrow 13$	-0.1517	-0.0247
$t \Leftrightarrow 6$	-0.1623	0.0166	$t \Leftrightarrow 14$	-	0.0150
$t \Leftrightarrow 7$	-0.1393	0.0150	$t \Leftrightarrow 15$	-	0.0122
$t \Leftrightarrow 8$	-0.1094	0.0149	$t \Leftrightarrow 16$	-	0.0127
$t \Leftrightarrow 9$	-0.1102	0.0059	$t \Leftrightarrow 17$	-	0.0285

Source : Batini & Turnbull (2000)

TAB. 1.8: Pondérations d'un *ICMD* pour le Royaume-Uni

Comme il tient compte de l'impact différé des composantes de l'ICM, l'*ICMD* constitue un indicateur « concomitant » de l'orientation de la politique monétaire : une augmentation de l'indice en t traduit un resserrement de la politique monétaire en t . De plus, il peut être projeté dans le futur et ainsi permettre d'évaluer s'il est nécessaire ou pas de bouger les instruments, étant données les impulsions monétaires qui sont déjà dans les canaux de transmission. Les régressions (*in sample*) réalisées sur la période 1990 - 1999 confirment le contenu informationnel de l'*ICMD* sur le PIB. Les tests sont également probants lorsqu'il s'agit de « prévoir » l'inflation. Enfin, une moyenne mobile de l'indice *ICMD* (sur 5 trimestres) permet d'améliorer la qualité de l'ajustement (en termes de significativité des coefficients associés à l'indice et en termes de R^2), que la variable expliquée soit le PIB ou l'inflation.

¹⁷La somme des coefficients associés au taux d'intérêt est de 1.86 contre 0.087 pour le cumul des coefficients associés au taux de change. Le rapport des deux est égal à 21.7.

Mais les auteurs ne démontrent pas la supériorité de l'ICMD sur d'autres indicateurs (agrégats monétaires, *spread* de taux, modèle purement autorégressif, etc.). De plus, curieusement, leurs tests mobilisent les valeurs courantes et passées de l'ICMD. Par exemple, lorsque la variable explicative est une moyenne mobile d'ordre 5, le test revient à rechercher une information passée de 22 trimestres (et de 8 trimestres pour le taux d'intérêt). Or, si cet indice est un indicateur « concomitant » du PIB, le niveau courant de l'ICMD devrait suffire à expliquer le PIB courant. Par conséquent, s'ils ouvrent la voie à des calculs d'ICM plus adaptés à la dynamique des instruments de politique monétaire sur le PIB (ou l'inflation), les conclusions de Batini & Turnbull (2000) demeurent confuses.

La question de la construction d'un ICM se pose avec pugnacité lorsqu'il s'agit pour les banques centrales de disposer d'un indice fiable de l'orientation de la politique monétaire, venant s'ajouter à la large gamme d'indicateurs dont elles disposent. Pour certaines d'entre elles, l'utilisation d'un ICM va plus loin. Il répond au souci de réglage conjoint du taux d'intérêt et du taux de change à des fins de stabilisation conjoncturelle. Cette idée a été traduite dans la littérature par l'insertion du taux de change dans les règles de politique monétaire. La section suivante rapporte les principaux résultats obtenus dans cette perspective.

1.2 Recherche de la règle optimale en économie ouverte : une revue de la littérature

Les stratégies de politique monétaire qui utilisent un ICM comme cible opérationnelle impliquent que la banque centrale suit une règle d'objectif¹⁸ dont la mise en œuvre exige l'égalisation de l'ICM désiré à l'ICM effectif. Dans la littérature, ce type de stratégie s'est trouvé converti en règle d'instrument, dont la forme la plus simple correspond à une règle de Taylor augmentée du taux de change¹⁹.

Dans cette veine, plusieurs contributions s'efforcent de déterminer quel doit être le comportement des autorités monétaires à l'égard des évolutions du change : Ball (1999), Svensson (2000), Taylor (1999), Batini et al. (2001) et Dennis (2000). Par souci de synthèse, on peut considérer que la règle monétaire considérée par ces travaux suit la forme générale suivante :

$$r_t = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t + h_0 q_t + h_1 q_{t-1} \quad (1.11)$$

où le taux de change réel est côté au certain (une hausse de q traduit une appréciation de la valeur de la monnaie domestique par rapport à la monnaie étrangère), y est l'output gap, r le taux d'intérêt réel et π l'inflation. Les paramètres β_1 , β_2 , h_0 et h_1 sont les coefficients de réaction de la règle. Chaque variable est implicitement exprimée en écart à sa cible ou sa valeur d'équilibre.

¹⁸Dans le cas du Canada, par exemple, l'objectif assigné aux autorités est de maintenir la croissance des prix dans une fourchette de 1 à 3%.

¹⁹Concernant le lien entre règles d'objectifs et règles d'instruments, voir par exemple McCallum & Nelson (1999b).

Lorsque $h_0 = h_1 = 0$, on retrouve une règle de Taylor sous sa forme initiale. Un examen hâtif reviendrait à interpréter cette relation comme une règle de politique monétaire en *économie fermée* et $h_0 \neq 0$ avec $h_1 \neq 0$ comme une règle monétaire en *économie ouverte*. Mais cette terminologie est trompeuse car rien n'assure à priori qu'une règle avec $h_0 \neq 0$ et $h_1 \neq 0$ soit optimale en économie ouverte. C'est justement l'objet de cette littérature que de déterminer les valeurs optimales de h_1 et h_2 , et de comparer la stabilisation induite par ce type de règle avec une règle de Taylor standard, afin d'apprécier l'apport du taux de change. La section 1.2.1 fait une synthèse des résultats obtenus jusqu'ici. Cet examen suggère que l'apport du taux de change est négligeable. La section 1.2.2 vise à fournir certaines explications sur ce point.

1.2.1 Règles monétaires avec taux de change : quels résultats ?

La question de l'optimalité de la politique monétaire concerne à la fois la détermination du signe et de la valeur des deux paramètres h_1 et h_2 . Une interprétation possible de l'idée énoncée par Obstfeld & Rogoff (1995, p.93) et suivant laquelle « *a substantial appreciation of the exchange rate ... furnishes a prima facie case for relaxing monetary policy* », revient à considérer h_0 négatif et h_1 nul. Ainsi, un accroissement du taux de change (au-dessus d'une certaine valeur de référence) serait suivi d'un relâchement monétaire. Toutefois, le fait d'envisager éventuellement sa valeur passée (q_{t-1}) permet d'examiner des dynamiques plus complexes, comme par exemple une configuration telle que h_1 serait positif, h_0 négatif et $|h_0| > |h_1|$. Dans ce cas la réaction initiale au mouvement du taux de change serait partiellement contrecarrée à la période suivante. Une autre façon de modéliser la recommandation de Obstfeld & Rogoff (1995) serait de fixer $h_0 < 0$ et $h_1 = \Leftrightarrow h_0$. L'instrument de politique monétaire serait alors sensible non pas au niveau mais à la variation du taux de change.

Seul le recours à un modèle macroéconomique permet de définir la meilleure combinaison possible. Eu égard à l'importance des anticipations dans les questions de politique monétaire et en particulier dans la relation entre politique monétaire et prix d'actifs, les enseignements des différentes études sont distingués selon la prise en compte ou non de l'hypothèse d'anticipation rationnelle.

1.2.1.1 Modèles *backward-looking*

Ball (1999) s'appuie sur un petit modèle entièrement *backward-looking* (dans le prolongement de Ball (1997)) où sont définies les équations de comportement de l'output gap, de l'inflation et du taux de change. La règle monétaire boucle le modèle. Notons que de façon peu conventionnelle, le taux de change est uniquement déterminé par le taux d'intérêt courant et un choc censé capter les influences diverses des anticipations, de la confiance des investisseurs et des taux d'intérêt étrangers²⁰. Dans la lignée de Smets (1997) et Gerlach & Smets (2000), Ball (1999) trouve que l'instrument de politique monétaire optimal est une moyenne pondérée du taux d'intérêt réel (r) et du taux de change réel (q). La règle

²⁰Plus exactement, le taux de change nominal s est défini tel que $s_t = \theta i + v_t$ où i est le taux d'intérêt et v un choc.

optimale est plus précisément décrite par : $\omega r_t + (1 \Leftrightarrow \omega) q_t = ay_t + b(\pi + \gamma q_{t-1})$. Selon les résultats de la procédure d'optimisation de cette relation, et sous l'hypothèse que les autorités monétaires accordent un même poids unitaire à la stabilisation de l'inflation et de l'output dans leur fonction de perte, il est possible de réarranger les termes de sorte à retrouver une règle « conventionnelle » définissant l'évolution du taux d'intérêt nominal²¹ noté i :

$$i_t = 1.93y_t + 2.51\pi_t \Leftrightarrow 0.42q_t + 0.30q_{t-1} \quad (1.12)$$

Les paramètres optimaux de la règle monétaire dérivée de ce modèle impliquent donc $h_0 = \Leftrightarrow 0.42$ et $h_1 = 0.30$. Le signe et la valeur de ces coefficients sont compatibles avec l'idée mentionnée plus haut puisque $h_0 < 0$ et $h_0 + h_1 < 0$.

Ainsi, une appréciation de 10% du taux de change impliquerait instantanément une baisse du taux d'intérêt de 4.2 points de pourcentage suivie d'un réajustement à la hausse de 3.0 points de pourcentage à la période suivante. Si l'assouplissement initial est conforme à l'intuition, le réajustement (« *partial interest rate offset* ») qui s'ensuit mérite quelques explications étayées par le graphique 1.4²².

Le réajustement du taux d'intérêt se justifie par les délais d'action de la politique monétaire. Supposons d'abord l'absence de réajustement ($h_1 = 0$). Un choc en $t = 0$ qui ferait s'apprécier le taux de change implique, d'après la règle optimale, une baisse instantanée du taux d'intérêt, ce qui entraînerait en $t + 1$ une hausse de la demande agrégée, comme le montre le graphique 1.4. Mais en $t = 1$, l'impulsion monétaire initiale ne s'est toujours pas répercutée sur l'inflation, puisque l'output gap affecte la croissance des prix avec un retard d'une période. Pour reprendre les termes de Goodfriend dans Gertler et al. (1998), l'impulsion de la politique monétaire se trouve encore « dans le pipeline ». Par ailleurs, l'inflation chute en $t = 1$ du fait de la baisse du prix relatif des biens étrangers. Ce qui signifie qu'en l'absence du terme q_{t-1} (soit $h_1 = 0$), la règle (1.11) impliquerait en $t = 1$ le maintien du taux d'intérêt en-dessous de sa valeur d'équilibre (égale à $\Leftrightarrow 0.01$ sur le graphique) en réaction à la baisse observée de l'inflation. Il s'ensuivrait en $t = 2$ un surajustement indésirable de l'inflation, imputable d'une part à la hausse de l'output gap passé (lui-même assignable à la première impulsion monétaire en $t = 0$) et à la baisse du taux de change en $t = 1$ (elle-même due à la baisse inopportune du taux d'intérêt opérée en $t = 1$). Le graphique 1.4 montre clairement que dans cette configuration les efforts mobilisés pour parvenir à l'équilibre impliquent une dynamique cyclique très prononcée des variables du modèle.

Au contraire, la prise en compte de q_{t-1} permet de réagir correctement à l'impact décalé du taux de change et du taux d'intérêt sur l'inflation. L'incitation à la baisse du taux d'intérêt qu'implique mécaniquement la règle (1.11) face à la chute observée du taux d'inflation

²¹Le paramètre structurel γ vaut 0.2. Les paramètres ω , a et b optimaux valent respectivement 0.7, 1.35 et 1.06. Pour exprimer le résultat sous la forme (1.12), qui définit le taux d'intérêt nominal, on suppose enfin que $E_t\pi_{t+1} = \pi_t$.

²²Ces simulations sont effectuées sur la base du modèle développé par Ball (1999), en respectant la calibration originale.

courant en $t = 1$ est partiellement contrecarrée par une réaction qui se voudrait haussière (si $h_1 > 0$) en réponse à l'appréciation passée du taux de change. Les deux effets tendent à s'annuler de telle sorte qu'au final la banque centrale juge inutile de relâcher davantage sa politique monétaire. L'analyse graphique indique en effet que la banque centrale relève son taux d'intérêt en $t = 1$ (le deuxième effet l'emporte sur le premier), alors qu'elle le baisse dans la configuration alternative. Les variables du modèle rejoignent alors leur équilibre de façon plus amortie.

Par conséquent, et bien que la dynamique supposée de l'économie soit très spécifique au modèle macroéconomique utilisé, ce premier résultat nous enseigne que la prise en compte du taux de change passé (en plus du taux de change courant) dans une règle monétaire n'est pas neutre. Par ailleurs, il apparaît que la confrontation d'une telle règle avec une règle de Taylor standard ($h_0 = h_1 = 0$) conduit à préférer la première. Mais cette amélioration est somme toute très faible puisque l'écart type de l'inflation passe de 2 à 1.9%. Enfin, certains aspects de cette étude (forme réduite du modèle, définition très sommaire du taux d'intérêt, calibration) ainsi que les aspects propres à l'analyse de la politique monétaire en économie ouverte (en particulier l'incertitude concernant les mécanismes de transmission du taux de change et ses délais) invitent à la plus grande prudence. Il s'avère plus que jamais nécessaire dans cette littérature de considérer comme il se doit la formation des anticipations et leurs effets sur le taux de change.

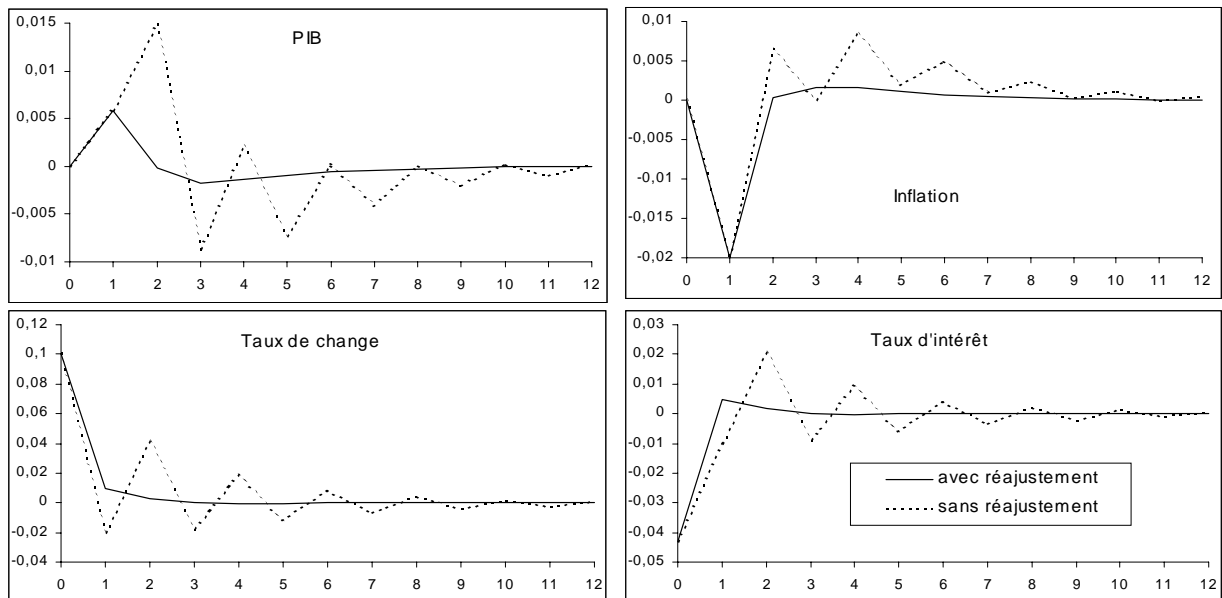


FIG. 1.4: Simulation d'un choc de taux de change dans le modèle de Ball (1999)

1.2.1.2 Modèles avec anticipations rationnelles

Dennis (2000) s'interroge sur l'optimalité d'une règle simple de type Taylor en économie ouverte à l'aide d'un modèle étudié sous deux versions. La première, intégralement auto-

régressive, confère à son modèle une structure proche de celle de Ball (1999). La seconde prend en compte la formation d'anticipations rationnelles. La méthode employée est la suivante. Dans un premier temps, l'auteur détermine la règle contingente optimale (fonction de l'ensemble des variables d'état du modèle) qui sert de référence. Puis, dans un second temps, certaines variables sont successivement extraites de cette règle contingente optimale ; l'importance de chacune de ces variables est alors évaluée à l'aune de l'éloignement induit de la frontière d'efficacité obtenue par rapport à la frontière d'efficacité dessinée par la règle de référence. Cette démarche permet de déterminer des règles simples (avec un nombre limité de cibles) et performantes (au sens où elles constituent une approximation acceptable de la règle de référence).

Les résultats obtenus sont globalement comparables d'une règle simple à une autre, quelle que soit la version du modèle, à la différence près qu'en présence d'anticipations rationnelles, la politique monétaire optimale est moins active. D'une part, les trois variables qui s'avèrent être les plus importantes sont l'inflation, l'output gap et le taux de change. Ainsi, une règle de type Taylor intégrant le taux de change, en plus de l'inflation et de l'activité, stabilise mieux l'économie que sa version originale (telle que $h_i = 0$). La frontière d'efficacité qu'elle dessine demeure très proche de celle obtenue avec la règle de référence. L'auteur rejoint sur ce point les conclusions de Monacelli (1999). D'autre part, preuve de l'importance des mouvements du taux de change, il s'avère préférable de cibler la croissance des prix à la consommation plutôt que l'inflation domestique. Si Dennis (2000) se montre finalement assez favorable à la prise en compte explicite du taux de change dans la règle de la banque centrale, son point de vue est relativement isolé. Les références qui suivent se montrent en effet plus nuancées.

Svensson (2000) s'appuie sur un modèle micro-fondé, avec anticipations rationnelles, reproduisant les canaux de transmission directs et indirects du taux de change, en plus du canal traditionnel du taux d'intérêt. Il étudie les propriétés de règles monétaires proches de celles étudiées par Ball (1999) et assimilables à (1.11). La configuration telle que $h_0 = h_1 = 0$ répond, selon ses termes, à une règle qui réagirait à *l'inflation domestique*. C'est la règle de Taylor standard avec $\beta_1 = 1.5$ et $\beta_2 = 0.5$. En revanche, h_0 et $h_1 \neq 0$ fait référence à une règle où la cible serait l'inflation des prix à la consommation, notée inflation-IPC²³. Les paramètres h_0 et h_1 de cette règle sont respectivement fixés à -0.45 et 0.45²⁴. Le taux d'intérêt est donc supposé répondre à la variation du taux de change. L'auteur montre que cette règle permet de faire baisser la variance de l'inflation de 2.1 à 1.8% au détriment d'un accroissement de la variance de l'output de 1.74 à 1.77%²⁵. Le gain en inflation est donc aussi limité que le sacrifice d'output. Svensson (2000) parvient sur ce point à la même conclusion que Ball (1999).

Toutefois, ces règles de Taylor ne sont pas, *a priori*, optimales puisque les coefficients de réaction β_1 , β_2 , h_0 et h_1 sont fixés de façon *ad hoc*. Svensson envisage d'autres règles monétaires soumises à une procédure d'optimisation :

²³Pour les raisons évoquées précédemment, cette terminologie cible d'inflation domestique / cible d'inflation-IPC est plus rigoureuse que celle revenant à considérer qu'il s'agit respectivement d'une règle monétaire en *économie fermée* et en *économie ouverte*.

²⁴cf. Svensson (2000, tab.2 p.169).

²⁵cf. Svensson (2000, tab.3 p.172).

- Des cibles strictes et flexibles d'inflation domestique ;
- Des cibles strictes et flexibles d'inflation-IPC.

Pour comprendre la distinction stricte / flexible, il est nécessaire de se référer à la fonction de perte que la banque centrale s'efforce de minimiser. De façon générale, sa définition est la suivante :

$$E(L_t) = \mu_\pi Var[\pi_t] + \lambda Var[y_t] + \mu_i Var[i_t] + \nu_i Var[i_t \Leftrightarrow i_{t-1}] \quad (1.13)$$

où π peut représenter soit l'inflation domestique (prix à la production), soit l'inflation-IPC. Les valeurs des paramètres μ_π , λ , μ_i et ν_i traduisent l'importance relative que les autorités monétaires attribuent respectivement à la stabilisation de l'inflation, de l'output et du taux d'intérêt en niveau ou en différence. Partant, une cible d'inflation est dite « stricte » si $\mu_\pi \neq 0$ et $\lambda = \mu_i = \nu_i = 0$, tandis qu'elle est « flexible » lorsque les éléments des ensembles $(\mu_\pi, \lambda, \mu_i)$ ou $(\mu_\pi, \lambda, \nu_i)$ sont strictement positifs. Le caractère « strict » de la cible d'inflation ne concerne que les paramètres de la fonction de perte et pas – directement – les coefficients de réaction de la règle monétaire ; ce n'est pas parce que μ_π est le seul paramètre non nul de L que les autorités monétaires ne réagiront pas à l'output gap, au taux de change ou au taux d'intérêt étranger par exemple, même s'il faut s'attendre à ce que le coefficient de réaction associé à l'inflation soit plus élevé que pour une cible d'inflation flexible.

Cible d'inflation	Valeur des coefficients de réaction associés aux variables									
	π_t	y_t	$\pi_{t+1 t}$	π_t^*	y_t^*	i_t^*	φ_t	y_t^n	q_{t-1}	i_{t-1}
domestique stricte	0.00	0.27	2.43	0.14	0.11	0.00	0.20	0.02	0.00	0.62
domestique flexible	0.00	1.39	1.42	0.17	0.14	0.00	0.24	0.07	0.00	0.53
IPC stricte	0.02	-0.01	-2.28	-0.79	0.01	1.00	1.01	0.01	-0.01	0.00
IPC flexible	0.72	-0.26	-0.69	-0.47	0.15	0.97	1.41	0.28	-0.22	0.01

TAB. 1.9: Cibles d'inflation optimales en économie ouverte chez Svensson (2000)

Le tableau 1.9, qui reproduit les coefficients de réaction optimaux associés à chacune des configurations, suscite plusieurs remarques. La cible d'inflation domestique stricte attribue au taux d'inflation anticipé ($\pi_{t+1|t}$) un coefficient de réaction relativement élevé (2.43) mais ne néglige pas pour autant les autres variables du modèle puisque les PIB effectif (y_t) et potentiel (y_t^n) domestiques, le PIB étranger (y_t^*), l'inflation courante étrangère (π_t^*), la prime de risque sur le change (φ_t) et le taux d'intérêt passé (i_{t-1}) entrent dans la règle monétaire²⁶. Ce constat vaut aussi pour la cible d'inflation-IPC stricte. Toutefois, contrairement à l'intuition, les coefficients de réaction associés à l'inflation (domestique et étrangère) y figurent avec un signe négatif.

²⁶Les autres symboles π_t , i_t^* et q_t représentent respectivement le taux d'inflation domestique courant, le taux d'intérêt étranger et le taux de change réel passé. Dans la littérature, ces règles sont parfois qualifiées de « *look-at-everything rules* ».

Type de règle	Valeur des variances					
	π_t^{cpi}	π_t	y_t	q_t	i_t	r_t
Cible d'inflation domestique stricte	2.00	1.25	1.91	9.82	3.23	2.62
Cible d'inflation domestique flexible	2.66	1.51	1.51	10.1	3.46	2.96
Cible d'inflation-IPC stricte	0.04	2.00	3.62	13.8	4.41	6.05
Cible d'inflation-IPC flexible	1.09	1.32	1.96	6.73	2.50	2.41
Taylor inflation domestique	2.13	1.59	1.74	8.13	2.45	1.35
Taylor inflation-IPC	1.84	1.66	1.77	8.26	2.54	1.82

TAB. 1.10: Variances sous différentes règles chez Svensson (2000)

Toujours est-il que selon le tableau 1.10, une cible (stricte ou flexible) d'inflation-IPC stabilise relativement mieux la croissance des prix à la consommation qu'une cible d'inflation domestique ne stabilise l'inflation domestique²⁷. Néanmoins, une cible d'inflation-IPC *stricte* implique un usage vigoureux du canal direct du change pour stabiliser l'inflation dans le court terme. Elle entraîne par conséquent une forte volatilité du taux de change et des autres variables. Au contraire, une cible d'inflation-IPC *flexible* stabilise l'inflation sur un horizon plus lointain, ce qui profite à la stabilité des autres variables. C'est pourquoi une telle fonction de réaction se montre au final préférable en dépit de la particularité des coefficients de réaction qui la définissent.

Mais Svensson néglige l'importance de la parcimonie²⁸ et de la clarté de la politique monétaire. Or force est de reconnaître dans cette optique les bonnes performances stabilisatrices affichées par la règle de Taylor répondant à l'inflation-IPC, dont la simplicité tranche avec l'extravagance des coefficients de la cible d'inflation-IPC flexible. Qui plus est, cette dernière n'est que très légèrement profitable en termes de volatilité de l'inflation par rapport à la règle de Taylor répondant à l'inflation domestique.

Batini et al. (2001) développent un modèle tout aussi complet que le précédent, avec la particularité de scinder l'économie en deux secteurs : le secteur des biens échangeables (soumis à la concurrence internationale) et celui des biens non-échangeables (en concurrence monopolistique). Ces deux secteurs requièrent la mobilisation de biens de production intermédiaires exclusivement importés. Ce raffinement permet de reproduire des mécanismes de transmission du taux de change plus sophistiqués. D'une part, la demande de biens exportés est directement affectée par les évolutions du taux de change. En effet, toute variation de la valeur de la monnaie domestique se répercute sur le prix des biens intermédiaires qui eux-mêmes déterminent le prix des biens finaux, à la fois biens destinés à l'exportation et biens de consommation domestique. D'autre part, le taux de change affecte la croissance de l'indice des prix à la consommation *via* son impact direct sur les biens de consommation importés. Ces deux canaux de transmission de politique monétaire viennent s'ajouter au mécanisme traditionnel associant taux d'intérêt, output gap et taux d'inflation, comme le

²⁷ π_t^{cpi} représente l'inflation des prix à la consommation et π_t l'inflation des prix à la production.

²⁸ Cf. Cecchetti (1998) : « *If the solution to the complex problem can be approximated by a simple rule, there may be substantial virtue in adopting the approximate solution* ».

décrit la figure 1.1. La calibration effectuée vise à reproduire certains faits saillants propres au Royaume-Uni.

La fonction de perte des autorités monétaires est semblable à celle de Svensson (équation (1.13)), avec $\mu_\pi = \lambda = 1$ et $\nu_i = 0.5$ (les deux autres paramètres étant nuls). Les règles monétaires optimales sont reproduites dans le tableau 1.11²⁹. La règle de Taylor optimale au sein de ce modèle est reproduite sur la première ligne du tableau. Les coefficients sont assez éloignés du couple (0.5;0.5) originel. On constate plus précisément dans ce cas que la banque centrale devrait être beaucoup plus réactive à l'inflation qu'au PIB, en dépit de préférence symétrique. La seconde règle est une cible d'inflation anticipée (IFB pour *Inflation Forecast Based Rule*) suivant laquelle le taux d'intérêt répond uniquement aux écarts de l'inflation anticipée (et non pas courante) à sa cible. Ce type de stratégie est *a priori* avantageux du fait des délais d'action de la politique monétaire. Le PIB n'apparaît pas explicitement dans ce type de règle. Toutefois, la prévision d'inflation déterminée au sein même du modèle tient implicitement compte de toutes les variables censées influencer la croissance des prix, évolutions du PIB comprises. La troisième fonction de réaction est nommée « Règle de Ball » en référence à la règle examinée par Ball (1999). Il s'agit d'une règle de Taylor du type (1.11) augmentée du taux de change réel courant et passé où les paramètres h_0 et h_1 optimaux sont tous deux négatifs. Ce constat témoigne de la forte sensibilité des résultats au type de modèle utilisé, car dans Ball (1999), une configuration telle que $h_1 < 0$ s'avère être sous-optimale³⁰.

Règle	Définition avec coefficients optimaux	L
Taylor	$i_t = 5.94\pi_t + 0.23y_t$	2.68
IFB	$i_t = 0.91i_{t-1} + 0.81\pi_{t+1 t}$	2.08
Ball	$i_t = 5.12\pi_t \Leftrightarrow 0.036y_t \Leftrightarrow 0.11q_t \Leftrightarrow 0.05q_{t-1}$	2.59

TAB. 1.11: Comparaison des règles optimales chez Batini & Al (2001)

La dernière colonne du tableau mentionne la valeur de la fonction de perte associée à chaque règle. L'ordre des préférences est le suivant : $IFB > \text{Ball} > \text{Taylor}$. Forte d'une dimension prospective, la règle IFB s'avère être la plus performante. *A contrario*, les règles qui réagissent au taux d'inflation courant impliquent une politique de taux plus agressive, donc une plus forte volatilité du taux de change et par conséquent une variabilité accrue de l'inflation. Mais surtout, la comparaison de la perte obtenue à partir de la « règle de Ball » ($h_1 \neq 0; h_2 \neq 0$) avec celle générée par la règle de Taylor ($h_0 = h_1 = 0$) conduit à faire le même constat que les études précédentes : la « règle de Ball » optimisée améliore peu ou prou la stabilisation de l'inflation et de l'output gap (de l'ordre de 3.47%).

²⁹La signification des symboles est la même que précédemment. En outre, BT représente la balance commerciale, tandis que $y_{v,N,t}$ et $y_{v,X,t}$ symbolisent respectivement l'output gap du secteur non-échangeable et celui du secteur des biens échangeables.

³⁰Notons que Batini et al. (2001) considèrent quatre autres règles monétaires, qui ne sont en fait que des variantes de celles qui viennent d'être présentées, avec par exemple une cible de balance commerciale ou encore l'output gap du secteur des biens non-échangeables. Par soucis de synthèse, et pour conserver un point de vue général, ces règles sont ignorées. D'autant plus que comme chez Svensson, les bonnes performances des règles complexes sont contrecarrées par leur manque de lisibilité.

L'apport limité du taux de change réel dans une règle de Taylor est également un résultat obtenu par Leitemo (1999) et Leitemo & Soderstrom (2001)³¹. Les deux configurations étudiées par ces derniers – et pour lesquelles $(h_0; h_1)$ valent successivement $(\Leftrightarrow 0.29; 0)$ et $(\Leftrightarrow 0.32; 0.32)$ – génèrent une diminution de la perte (où $\mu_\pi = \lambda = 1$ et $\mu_i = 0.25$) d'environ 0.75 et 1.32% respectivement. La diminution de la fonction de perte est encore plus négligeable lorsque c'est le taux de change nominal, et non plus réel, qui est pris en compte (0.29%).

Enfin, Taylor (1999) étudie l'opportunité d'une cible de taux de change euro-dollar dans une règle de Taylor pour le compte de la Banque Centrale Européenne, en fixant $h_0 = \Leftrightarrow 0.25$ et $h_1 = 0.15$. Cette étude ne permet pas non plus d'établir la supériorité d'une règle de Taylor augmentée du taux de change dans la mesure où, si elle fait baisser la variance de l'inflation et de l'output gap en France et en Italie, elle détériore les performances macroéconomiques de l'Allemagne. Toutefois, l'auteur ne précise pas si ce résultat est lié à l'hétérogénéité de la zone euro ou plus généralement à l'apport négligeable du taux de change. De plus, les coefficients h_0 et h_1 ne sont apparemment pas optimisés.

Ainsi, globalement, l'évaluation de différents types de règles monétaires en économie ouverte conduit à des résultats relativement consensuels. Comme en économie fermée, les règles intégrant un grand nombre de cibles sont celles qui minimisent au mieux la volatilité de l'inflation et de l'activité. Mais ce gain est obtenu au prix d'une très forte opacité, dont les conséquences pratiques ne doivent pas être négligées. Ceci doit conduire à préférer des règles plus simples, inspirées de la règle de Taylor. Or, l'apport du taux de change s'avère être insignifiant dans cette classe de règles monétaires. La section suivante cherche à en déterminer les raisons.

1.2.2 Pourquoi l'apport du taux de change est-il négligeable ?

La première explication évidente est que, étant donnée la forme de la fonction de perte retenue et son contenu (l'inflation, l'activité et le taux d'intérêt), la règle optimale est une règle de type Taylor, qui ne nécessiterait aucune référence explicite au taux de change si ce dernier n'affectait les variables objectifs avec un certain décalage.

Par ailleurs, Taylor (2001) apporte deux réponses complémentaires. D'abord, même lorsque $h_0 = h_1 = 0$, la banque centrale réagit au taux de change, mais de façon indirecte. Supposons qu'un choc quelconque conduise à une augmentation du taux de change. Cette appréciation de la monnaie a deux effets : une baisse du PIB (du fait de la chute de la demande d'exportation) et une diminution de la croissance des prix à la consommation (due à la réduction du PIB et à la baisse des prix à l'importation). Empiriquement, ces canaux de transmission s'articulent moyennant au moins un retard d'une période. Ainsi, la hausse du taux de change en t accroît la probabilité que la banque centrale intervienne en $t + 1$ pour baisser le taux d'intérêt. Dans un modèle avec anticipations rationnelles et théorie pure des anticipations de la structure par terme des taux d'intérêt, cette anticipation de baisse du taux d'intérêt suscite une diminution effective des taux d'intérêt de long terme

³¹La problématique leur article sera plus précisément étudiée dans la section 1.2.2.2.

dès la période t . Par conséquent, cela réduit la chute théoriquement observable du PIB en $t + 1$ et donc celle de l'inflation. Ce canal est encore plus éloquent si la règle monétaire est elle-même fondée sur l'inflation anticipée : une dévaluation en t , dans la mesure où elle préfigure une accélération de l'inflation (hausse de $E_t\pi_{t+1}$), entraîne instantanément un resserrement monétaire³². Par conséquent, même si le taux de change est absent de la fonction de réaction des autorités monétaires, celles-ci ne sont pas totalement indifférentes à ses évolutions.

Ensuite, la seconde explication a trait au coût de la réaction directe des autorités monétaires suivant la nature des chocs. Il existe en effet des configurations où il n'est pas souhaitable que les variations observées du taux de change soient corrigées par la politique monétaire (cf. section 1.1.2.2). De plus, les autorités monétaires ne connaissent pas avec certitude la valeur d'équilibre du taux de change. Comme le soulignent Leitemo & Soderstrom (2001, p.2) "*Measuring the equilibrium real exchange rate is a daunting task for policymakers [...] For this reason, rules that respond to the deviation of the real exchange rate from its equilibrium (or steady-state) level may not be very useful in practice*". Dès lors, une évolution erratique du taux de change, due par exemple à des anticipations non rationnelles, peut avoir de faibles conséquences comparées au coût d'un ajustement hasardeux du taux d'intérêt. En ce sens, les arguments précédents suggèrent qu'une réaction indirecte, comme semblent s'en accommoder les banques centrales³³, est préférable.

On retrouve donc deux arguments récurrents de la question de l'articulation entre politique monétaire et prix d'actifs : la question de la conditionnalité de la réponse selon la nature des chocs et l'incertitude qui entoure ce type de stratégie.

1.2.2.1 Une réaction optimale conditionnelle à la nature des chocs

La conditionnalité de la réponse au taux de change suivant la nature des chocs constitue la pierre angulaire d'une stratégie de politique monétaire construite autour d'un ICM (cf. section 1.1.2). Par extension, la question est de savoir si les mouvements observés de la valeur externe de la monnaie sont justifiés ou pas par les fondamentaux. Si c'est le cas, il faut laisser le taux de change jouer son rôle rééquilibrant, sinon, il est nécessaire d'essayer d'infléchir ses évolutions.

Si les modèles statiques sont assez convaincants sur ce point, l'illustration de cette conditionnalité est moins évidente dans les modèles dynamiques où, dès lors que le taux de change est un argument de la règle monétaire, la réponse aux variations de la valeur de la monnaie domestique revêt un caractère systématique. En outre, la dynamique (souvent cyclique) des modèles, la structure (autorégressive) des chocs, et la présence conjointe de différents types de chocs (dans les exercices de simulations stochastiques par exemple) sont susceptibles d'altérer les conclusions auxquelles parviennent les études en statique. Sans compter que si la banque centrale observe effectivement l'inflation, l'output gap ou le taux de change, il lui est non seulement difficile de déterminer la nature des chocs, mais aussi de

³²De façon générale, dès lors que les anticipations rationnelles sont prises en compte dans un modèle, cela réduit les délais d'action de la politique monétaire. Voir par exemple Batini & Nelson (2001).

³³Cf. Chapitre Introductif.

quantifier l'ampleur de ces chocs (c'est-à-dire d'évaluer ε_t^x ou ε_t^{xd} dans le modèle de Gerlach & Smets (2000)). Clairement, de nombreux facteurs peuvent expliquer une dépréciation de la monnaie domestique ; il est alors difficile d'évaluer la part qui incombe en particulier au choc de change (ε_t^{xd}). Ceci tendrait à rendre vaine la mise en pratique d'une stratégie fondée sur un ICM à la Gerlach & Smets.

S'appuyant sur le modèle dynamique de Batini & Nelson (2001), Cecchetti et al. (2000b) essaient de démontrer la sous-optimalité d'une réponse systématique aux mouvements du taux de change. Pour ce faire, ils étudient les performances stabilisatrices d'une règle *IFB* (*Inflation Forecast Based Rule*) soumise à deux types de chocs (un choc financier et un choc de demande). La règle monétaire répond à la définition suivante :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + \beta_1 (E_t \pi_{t+j} \leftrightarrow \bar{\pi}) + \beta_2 (q_t \leftrightarrow \bar{q}) \quad (1.14)$$

où q représente le taux de change réel. Conformément à Batini & Nelson (2001), β_0 est fixé à 0.98, β_1 à 1.24 et j à 2. Cecchetti et al. (2000b) se contentent d'ajouter le taux de change moyennant un coefficient de réaction β_2 alternativement égal à 0 (on parlera alors de règle *IFB standard*) et 0.05. Les fonctions de pertes sont calculées conformément à (1.13) avec $\mu_\pi = \lambda = 0.5$, les autres coefficients étant nuls. Le taux de change est coté à l'incertain.

• Choc financier

Considérons d'abord que l'économie est touchée par un choc de taux de change provoquant une appréciation de la monnaie domestique (baisse de q). La dynamique des quatre endogènes du modèle, sous l'égide des deux régimes ($\beta_2 = 0$ et $\beta_2 = 0.05$), est représentée sur le graphique 1.5.

Face à l'appréciation du taux de change (cadrant (d)) qui réduit le niveau d'inflation anticipée, les autorités monétaires sont amenées à baisser le taux d'intérêt (quel que soit β_2). Toutefois, comme l'indique le cadran (c), l'assouplissement monétaire est plus marqué lorsque la banque centrale répond explicitement au taux de change. Ceci permet de limiter l'appréciation du change et évite une phase initiale de récession, contrairement au cas où la banque centrale agirait selon la règle *IFB standard*. La chute initiale de l'inflation s'en trouve également atténuée. La règle *IFB* avec taux de change permet certes de temporiser l'impact initial du choc, mais au prix d'une volatilité légèrement plus forte par la suite (périodes 10 à 14 pour l'output gap et 7 à 12 pour l'inflation). Cependant, le tableau 1.12 indique que globalement, la règle intégrant le taux de change permet de limiter la volatilité de l'inflation et de l'output gap par rapport à la règle *IFB standard* (la fonction de perte L vaut respectivement 0.137 et 0.204).

La prise en compte explicite du taux de change permet donc de réduire la volatilité des variables objectifs dans le cas d'un choc purement financier. Toutefois, Cecchetti et al. (2000b) montrent qu'une telle règle n'est pas adaptée pour répondre à un choc d'origine réelle.

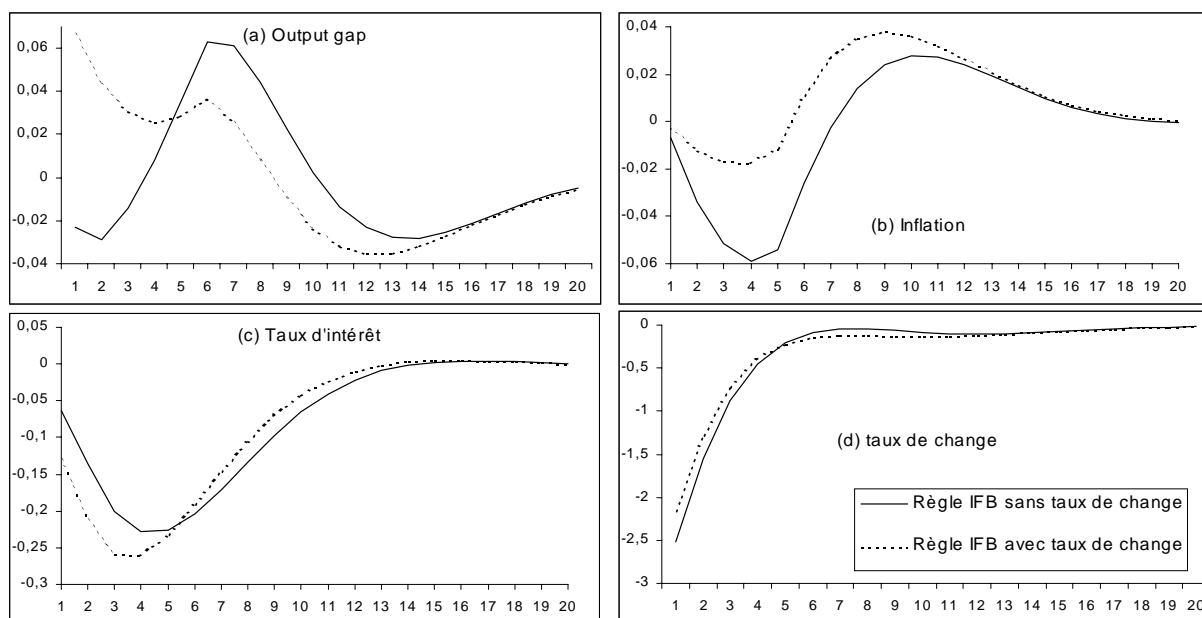


FIG. 1.5: Règle IFB et choc financier d'après Cecchetti & Al (2000b)

Règle <i>IFB</i>	Choc de change (Valeur de <i>L</i>)	Choc de demande (Valeur de <i>L</i>)
Avec taux de change	0.137	1.967
Sans taux de change	0.204	1.732

TAB. 1.12: Règle *IFB* avec / sans taux de change (Cecchetti & Al (2000b))

- **Choc de demande**

Supposons que l'économie est à présent confrontée à un choc de demande. Le graphique 1.6 illustre ce scénario. Si le fait de prendre en compte ou pas le taux de change n'affecte que très marginalement la trajectoire de l'output gap, la volatilité de l'inflation est en revanche plus prononcée lorsque la banque centrale réagit explicitement au taux de change. Effectivement, elle est amenée dans ce cas à limiter la hausse initialement requise du taux d'intérêt puisque :

- Certes l'augmentation de la demande agrégée qui génère une hausse de l'inflation anticipée requiert une hausse du taux d'intérêt ;
- Mais ce resserrement monétaire provoque une baisse du taux de change (appréciation de la monnaie domestique) qui solliciterait plutôt une baisse du taux d'intérêt.

La réaction explicite des autorités monétaires au taux de change détourne leur attention de l'objectif premier de stabilité des prix et de l'activité. Il y a donc un conflit d'objectif qui se traduit par une réponse trop timide de la banque centrale et se solde par un écart plus important entre l'inflation et sa cible (cadran (b)). Le tableau 1.12 montre en effet que la règle *IFB* standard est préférable dans ce cas à la variante impliquant une réaction directe au taux de change (L vaut respectivement 1.73 et 1.97).

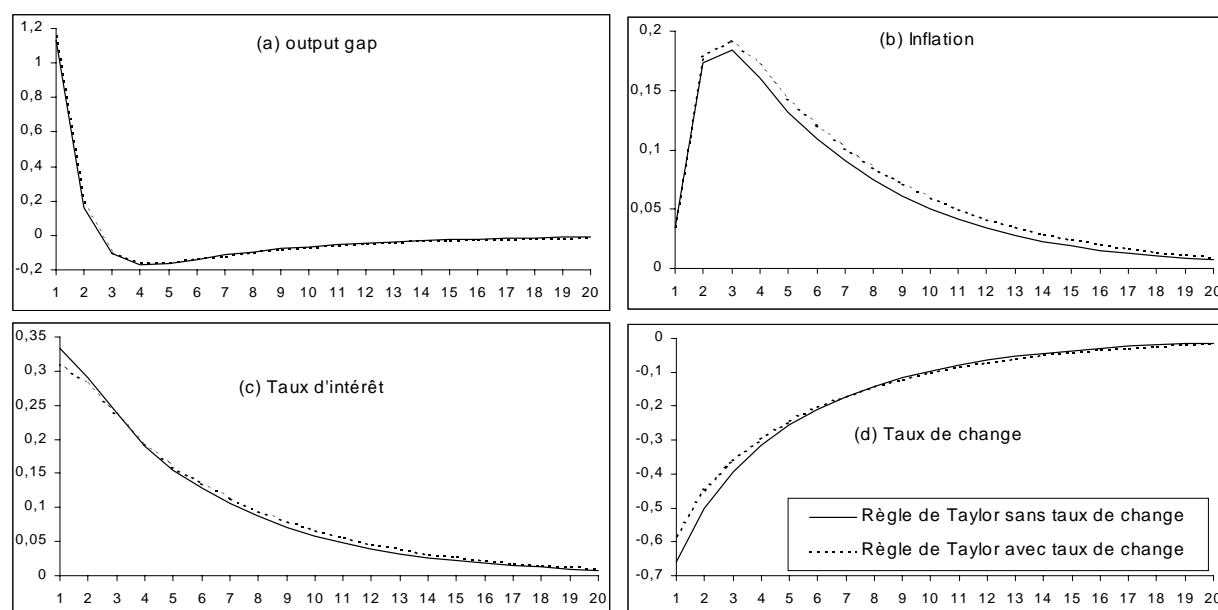


FIG. 1.6: Règle *IFB* et choc de demande d'après Cecchetti & Al (2000b)

Par conséquent, les banques centrales qui cibleraient le taux de change doivent avoir conscience du risque encouru : une telle stratégie permet d'apporter une réponse optimale en cas de choc propre au taux de change mais s'avère sous-optimale lorsque le choc est de nature « réelle », du fait de l'existence d'un conflit d'objectif.

Mais l'étude de Cecchetti et al. (2000b) est plus illustrative que normative. D'abord, les auteurs se contentent de fixer les coefficients β_0 et β_1 aux niveaux jugés optimaux par

Batini & Nelson (2001). Si cette hypothèse convient pour la règle IFB standard (celle qui est justement déterminée par Batini & Nelson), l'introduction explicite du taux de change devrait modifier la valeur de ces coefficients. Un exercice de réoptimisation s'imposerait donc³⁴. Ensuite, eu égard aux résultats obtenus, il aurait été intéressant de rechercher quels sont les chocs les plus susceptibles de toucher l'économie britannique. Si les chocs financiers s'avéraient être beaucoup plus fréquents que les chocs réels, alors il peut être optimal d'intégrer le taux de change dans la fonction de réaction des autorités : la perte occasionnée par une politique sous-optimale en cas de choc de demande pourrait être plus que compensée par une politique appropriée en cas de chocs financiers plus fréquents. Des analyses empiriques approfondies permettraient de traiter cette question.

Si toute réaction doit être conditionnelle au type de chocs, les autorités monétaires doivent s'efforcer d'identifier leur source. En pratique, cependant, les chocs ne sont pas facilement identifiables, si ce n'est moyennant un certain délai nécessaire au traitement de toute l'information disponible. Par conséquent, la spécification de l'*ICM* optimal telle qu'elle est proposée par Gerlach & Smets (2000) dans la relation (1.1) est sans doute trop idéaliste. Il est peu probable qu'un choc en t soit instantanément décelé et interprété ; il faudrait étudier le cas où il s'écoule un certain laps de temps entre le moment où le choc affecte effectivement l'économie et celui où la banque centrale, ayant identifié sa nature, modifie le sentier d'évolution souhaité pour l'*ICM*.

Outre la question de la nature des chocs, celle de l'incertitude complique la prise en compte directe du taux de change dans une règle monétaire.

1.2.2.2 Réponses aux évolutions du taux de change et incertitude

La question de l'incertitude tient une place grandissante dans la littérature sur les règles monétaires. Elle se pose avec d'autant plus d'à propos lorsqu'il s'agit d'examiner la pertinence d'une réaction systématique aux prix d'actifs. De façon générale, il est possible de relever plusieurs formes d'incertitude, qui touchent :

- Les chocs affectant l'économie ;
- Les délais d'interaction entre les variables macroéconomiques ;
- L'impact effectif des mouvements du taux de change sur l'activité et l'inflation ;
- Le modèle d'évaluation auquel se réfèrent les agents économiques ;
- La valeur d'équilibre du taux de change.

Les chocs qui affectent l'économie constituent une incertitude de nature *additive*, face à laquelle le principe d'équivalent certain (Theil (1958)) doit théoriquement s'appliquer.

Srouf (1999) étudie l'impact de l'incertitude entourant les délais d'interaction entre les variables d'un modèle similaire à celui de Ball (1997). Ce type d'incertitude y est modélisé sous la forme (inattendue) de chocs additifs qui font bouger les courbes de *IS* et Phillips dans une certaine direction au cours d'une période puis dans la direction opposée à la période suivante. Srouf (1999) indique que le principe d'équivalent certain doit s'appliquer

³⁴Ce point sera examiné en détail dans le chapitre 3.

dans ce contexte. Si l'imprécision n'est pas systématique, la politique monétaire se fonde en moyenne sur les « vrais » délais d'interaction.

L'incertitude caractérisant les paramètres du modèle peut être illustrée à l'aide d'une courbe *IS* traditionnelle, où les impacts du taux de change et du taux d'intérêt seraient incertains. Soit :

$$y_t = \alpha_y y_{t-1} \Leftrightarrow (\alpha_r + \varepsilon_r) r_t \Leftrightarrow (\alpha_s + \varepsilon_s) s_t \quad (1.15)$$

où y représente l'output gap, r le taux d'intérêt réel et s le taux de change nominal coté au certain. Les paramètres α_y , α_r et α_s sont positifs. Les termes ε_r et ε_s sont des variables aléatoires, de variance $\sigma_{\varepsilon,r}^2$ et $\sigma_{\varepsilon,s}^2$. Comme plus les variables incriminées bougent et plus l'incertitude concernant leur impact sur l'économie est importante, cette incertitude est dite *multiplicative*. L'effet d'une variation imprévue de α_r , par exemple, est proportionnel aux mouvements du taux directeur. Selon Brainard (1967), les autorités monétaires devraient se montrer d'autant plus prudentes (et donc moins réactives) que cette d'incertitude est grande (i.e. que $\sigma_{\varepsilon,r}^2$ et $\sigma_{\varepsilon,s}^2$ sont élevés). Ce résultat est qualifié de (*principe de conservatism*). Srouf (1999) se montre plutôt nuancé sur la portée empirique de cette proposition³⁵. *A contrario*, Rudebusch (2000) et Estrella & Mishkin (1999) montrent qu'une incertitude de type multiplicatif entraîne une baisse – quoique limitée – des coefficients de réaction de la règle monétaire optimale. L'exemple numérique proposé par Le Bihan & Sahuc (2002) va également dans ce sens³⁶.

La quatrième forme d'incertitude évoquée en début de section a trait au « modèle » de référence utilisé par les agents pour évaluer et définir les variables économiques. Dans l'optique d'une règle monétaire augmentée du taux de change, deux questions sont dignes d'intérêt. Que se passe-t-il :

- si les anticipations qui président aux mouvements du taux de change ne sont pas rationnelles ?
- si les agents économiques ne se réfèrent pas au même modèle d'évaluation que la banque centrale ?

Leitemo & Soderstrom (2001) apportent des éléments de réponse. Leur analyse s'appuie sur un modèle de forme réduite calibré, proche de Svensson (2000) et de Batini et al. (2001). Ils supposent que le taux de change nominal répond à la PTI, suivant la relation suivante :

$$s_t = \hat{s}_{t+1,t} + \frac{1}{4} \left[i_t^f \Leftrightarrow i_t \right] + u_t^s \quad (1.16)$$

où $\hat{s}_{t+1,t}$ représente l'anticipation (potentiellement non rationnelle) du taux de change nominal pour $t+1$, i_t^f le taux d'intérêt étranger et u^s une prime de risque qui suit le processus

³⁵Notons que la fonction de perte, dans le cadre d'analyse de Srouf (1999), ignore la volatilité du taux d'intérêt. Le principe de conservatism devrait s'avérer plus manifeste dans le cas contraire, puisque l'accroissement de la volatilité du taux d'intérêt, induit par cette incertitude, obligerait les autorités monétaires à se montrer moins réactives.

³⁶Ces derniers rapportent que la prudence des banques centrales est plus facilement mise en évidence dans les modèles VAR. Cf. Martin & Salmon (1999), Soderstrom (1999).

$AR(1)$ suivant :

$$u_{t+1}^s = \rho_s u_t^s + \epsilon_{t+1}^s \quad (1.17)$$

où $0 \leq \rho_s < 1$ et ϵ_{t+1}^s est un bruit blanc de variance σ_s^2 .

Leitemo & Soderstrom (2001) justifient l'étude de l'irrationalité des anticipations de change par les conclusions de divers travaux³⁷, dont ceux de Froot & Frankel (1987), qui indiquent que les anticipations à 3, 6 et 9 mois peuvent être expliquées selon des formules adaptatives, régressives ou fondées sur les distributions passées. Les auteurs envisagent par conséquent l'incorporation successive de ces trois formes d'anticipations dans l'équation de PTI. Ainsi, le taux de change anticipé dans (1.16) devient :

$$\hat{s}_{t+1,t} = \vartheta_R s_{t+1|t} + \vartheta_A s_{t+1,t}^A + \vartheta_E s_{t+1,t}^E + \vartheta_D s_{t+1,t}^D \quad (1.18)$$

où $s_{t+1|t}$ représente les anticipations rationnelles, $s_{t+1,t}^A$ les anticipations adaptatives, $s_{t+1,t}^E$ les anticipations régressives et $s_{t+1,t}^D$ les anticipations fondées sur les distributions passées du taux de change, avec $\vartheta_R + \vartheta_A + \vartheta_E + \vartheta_D = 1$.

Sous l'hypothèse d'*anticipations adaptatives*, les agents corrigent progressivement leurs anticipations de change en fonction de l'évolution observée du taux de change courant, soit :

$$s_{t+1,t}^A = (1 \Leftrightarrow \zeta_A) s_t + \zeta_A s_{t,t-1}^A \quad (1.19)$$

où ζ_A mesure le degré de révision.

Sous l'hypothèse d'*anticipations régressives*, le taux de change nominal est supposé converger vers le taux d'équilibre s_t^* déterminé par la condition de PPA, telle que $q_t^* = 0$ ³⁸. Soit :

$$s_{t+1,t}^E = (1 \Leftrightarrow \zeta_E) s_t + \zeta_E s_t^* \quad (1.20)$$

où $s_t^* = p_t^d \Leftrightarrow p_t^f$ et ζ_E mesure la vitesse de convergence vers le taux d'équilibre.

Enfin, sous l'hypothèse d'*anticipations fondées sur la distribution passée*, le taux de change est censé évoluer dans la direction opposée au mouvement observé à la période précédente (une dépréciation est supposée être suivie d'une appréciation). Soit :

$$s_{t+1,t}^D = (1 \Leftrightarrow \zeta_D) s_t + \zeta_D s_{t-1}^* \quad (1.21)$$

où ζ_D mesure la sensibilité des anticipations aux mouvements de change passés.

La fonction de perte des autorités monétaires est semblable à (1.13) avec $\mu_\pi = \lambda = 1$ et $\nu_i = 0.25$. Les quatre règles envisagées sont :

³⁷Cf. MacDonald (1990), Cavaglia, Verschoor & Wolff (1993), Ito (1990) et Froot & Frankel (1989).

³⁸ q est le taux de change réel défini suivant la relation $q_t = s_t + p_t^f \Leftrightarrow p_t^d$ avec p^f l'indice de prix étranger.

- Règle T : une règle de Taylor avec, en référence à (1.11), $\beta_1 = 2.13$, $\beta_2 = 2.14$ (après optimisation) et $h_0 = h_1 = 0$;
- Règle Q : une règle de Taylor augmentée du niveau du taux de change réel avec $h_0 = \Leftrightarrow 0.15$ et $h_1 = 0$;
- Règle ΔQ : une règle de Taylor augmentée de la variation du taux de change réel telle que $h_0 = \Leftrightarrow 0.32$ et $h_1 = 0.32$. On notera h_q le coefficient de réaction associé au taux de change réel dans cette règle ;
- Règle ΔS : une règle de Taylor augmentée de la variation du taux de change nominal (Δs_t) avec des coefficients de réaction optimaux $h_0 = \Leftrightarrow 0.15$ et $h_1 = 0.15$. Le coefficient de réaction au taux de change est noté h_s .

Les coefficients dits « optimaux » le sont pour le modèle de base. Or celui-ci est amené à subir plusieurs modifications. Dans un premier temps, les auteurs font successivement varier la valeur de ρ_s (entre 0 et 0.9) et de $\vartheta_R, \vartheta_A, \vartheta_E, \vartheta_D$ (entre 0 et 1). Ils examinent les incidences de tels changements sur la valeur des coefficients optimaux, en insistant particulièrement sur les coefficients de réaction relatifs au taux de change. Les résultats sont les suivants :

- Le coefficient de réaction au taux de change augmente en valeur absolue avec la persistance de la prime de risque (ρ_s) dans les règles ΔQ et ΔS . Conformément à l'intuition, lorsque ρ_s augmente, l'effet direct du taux de change sur l'inflation devient plus important et incite les autorités monétaires à réagir plus vigoureusement. Au contraire, le coefficient de réaction associé au change dans la règle Q diminue en valeur absolue avec ρ_s , voire devient positif.
- L'introduction d'anticipations non rationnelles n'a pas d'effets notables tant que ϑ_A, ϑ_E ou ϑ_D restent proches de 0. En revanche, dès lors qu'ils s'éloignent sensiblement de l'origine, les paramètres h_q, h_0 et h_s augmentent, et deviennent parfois positifs³⁹.

Dans un second temps, les auteurs supposent que la banque centrale ignore le « vrai » modèle. Elle minimise sa fonction de perte en référence à un modèle erroné (le modèle de base), alors que le modèle « vrai » est tel que les paramètres $\rho_s, \epsilon_t^q, \vartheta_R, \vartheta_A, \vartheta_E$, ou ϑ_D sont non nuls⁴⁰. Les valeurs de la fonction de perte sont alors recalculées et comparées à la valeur de L obtenue avec la véritable règle optimale (déterminée auprès des « vrais » modèles modifiés). Sans surprise, l'ignorance des autorités monétaires est synonyme d'accroissement de la volatilité des variables objectifs. Lorsque la persistance de la prime de risque s'accroît pour atteindre 0.9, par exemple, la règle Q génère une perte deux fois et demi plus élevée que la « vraie » règle optimale. Enfin, lorsque les évolutions du taux de change sont essentiellement dictées par des anticipations non rationnelles, les performances stabilisatrices des règles de taux de change réel se détériorent beaucoup plus que celles inhérentes à la règle de Taylor et à la règle ΔS , jusqu'à rendre le système instable.

³⁹Pour une description précise de la dynamique qui préside à ces évolutions, voir Leitimo & Soderstrom (2001, p.21-22 et annexe A).

⁴⁰Ceci revient à considérer que les autorités monétaires ne se réfèrent pas au même modèle de détermination du taux de change que les autres acteurs économiques.

Ainsi, certes les règles avec taux de change réel stabilisent globalement mieux l'inflation et l'output gap. Mais, parallèlement, elles sont les plus sensibles à l'incertitude qui caractérise la définition du taux de change, ce qui peut conduire à des résultats parfois très médiocres. Si la règle de Taylor est en moyenne moins performante, elle est en même temps moins sensible à ces imprécisions. Qui plus est, non seulement la valeur absolue des coefficients de réaction h_0 et h_1 s'avère être sensible à la définition du taux de change, mais le signe même de ces paramètres dépend du modèle d'évaluation retenu. Par conséquent, une banque centrale qui mènerait une politique monétaire avec le modèle de base comme référence alors que la prime de risque est beaucoup plus persistante que ce qu'elle estime (ou si les anticipations sont non rationnelles) commettrait une erreur systématique : le modèle d'évaluation de la Banque peut appeler un coefficient de réponse négatif, là où le modèle « vrai » exigerait plutôt une réaction positive. Une règle de Taylor sans référence explicite au taux de change immunise les autorités contre l'accumulation de telles erreurs.

Enfin, la dernière forme d'incertitude concerne la valeur d'équilibre du taux de change. Cette question sera abordée en détail dans le chapitre 3. Sans anticiper sur les résultats, un *effet d'atténuation* – assimilable au principe de conservatisme à la Brainard – devrait s'appliquer dans le cas où les autorités monétaires réagiraient à une variable mesurée avec erreur (en l'occurrence l'écart entre le taux de change observé et le taux de change d'équilibre).

Au final, non seulement l'apport du taux de change est limité en termes de stabilisation de l'inflation et de l'output gap, mais encore les règles qui intègrent le taux de change rendent la politique monétaire vulnérable aux incertitudes qui concernent, en pratique, sa définition, son évolution et son impact sur les variables objectifs. Cette incertitude vient s'ajouter aux doutes qui peuvent être émis par exemple sur la croissance potentielle du PIB, sur les délais de transmission de la politique monétaire, sur les délais d'interaction entre les variables ou encore sur le degré d'anticipation des courbes *IS* et Phillips. En comparaison, bien que moins performante en moyenne, la règle de Taylor est au moins immunisée contre les nombreuses indéterminations qui caractérisent le taux de change.

1.3 Conclusion

Le double rôle du taux de change, à la fois instrument indirect de politique monétaire et vecteur de choc en fait une variable suffisamment importante pour que la question de sa prise en compte par les autorités monétaires se pose. Diverses contributions s'accordent à conclure qu'un ICM – moyenne pondérée du taux de change et du taux d'intérêt – constitue l'instrument optimal de politique monétaire en économie ouverte. Au-delà des difficultés propres à sa définition et à sa construction en pratique, les exercices d'évaluation de règles monétaires en économie ouverte sont finalement assez nuancés sur les qualités stabilisatrices d'une fonction de réaction intégrant le taux de change.

Plusieurs raisons expliquent ces résultats. D'abord, même lorsque le taux de change n'est pas un argument explicite de la règle monétaire, il suffit que les autorités monétaires réagissent à l'inflation future pour que de fait il y ait une réaction – indirecte – au taux de

change. Dès lors, l'introduction d'une cible de taux de change dans une règle améliore peu ou prou les performances de la politique monétaire. Ensuite, il existe un risque de conflits d'objectifs lorsque la banque centrale réagit directement au taux de change, alors que la stabilisation de l'inflation constitue sa priorité. Enfin, il existe une forte incertitude sur la définition du taux de change, sur ses interactions avec les autres variables macroéconomiques et sur la nature même des anticipations qui président à ses évolutions. Partant, le contrôle de la valeur externe de la monnaie peut s'avérer beaucoup plus hasardeux que ce que nous enseigne la PTINC.

La revue de littérature développée au cours de ce chapitre inspire trois voies de recherche complémentaires.

- 1) En premier lieu, la plupart des études ne s'intéressent qu'au cas des petites économies ouvertes. Il serait intéressant de généraliser les résultats obtenus jusqu'ici au cas de grands pays faiblement ouverts, où la double dimension du taux de change (instrument indirect et vecteur de chocs) vaut également.
- 2) Ensuite, la question du bien fondé d'une règle-ICM suivant la nature des chocs n'est pas traitée de manière satisfaisante par Cecchetti et al. (2000*b*). Il reste à vérifier la validité de leurs conclusions une fois réoptimisées les règles monétaires accueillant le taux de change.
- 3) Enfin, l'incidence de l'incertitude caractérisant la valeur d'équilibre du taux de change, c'est-à-dire la valeur en référence à laquelle le taux de change est jugé sur ou sous-évalué, mérite d'être étudiée avec attention.

L'examen de ces trois points est effectué dans le chapitre 3. Au préalable, le chapitre 2 détaille les étapes de construction et de calibration d'un petit modèle à deux pays (zone euro / États-Unis) qui sera utilisé à cette fin.

1.4 Annexe du chapitre 1

La règle-ICM optimale selon Gerlach & Smets (2000)

Le modèle de Gerlach & Smets (2000) se compose des quatre équations suivantes :

$$p_t = E_{t-1}p_t + \gamma(y_t \Leftrightarrow \varepsilon_t^s) \quad (1.22)$$

$$y_t = \Leftrightarrow \alpha r_t \Leftrightarrow \beta(s_t + p_t \Leftrightarrow p_t^*) + \varepsilon_t^d \quad (1.23)$$

$$i_t = i_t^* \Leftrightarrow E_t s_{t+1} + s_t + \varepsilon_t^x \quad (1.24)$$

$$r_t = i_t \Leftrightarrow E_t(p_{t+1} \Leftrightarrow p_t) \quad (1.25)$$

où chaque variable est exprimée en logarithme (sauf les taux d'intérêt) et le signe * désigne une variable étrangère. La relation (1.22) est une courbe de Phillips qui établit que le niveau de prix domestique (p) est déterminé par les anticipations passées du niveau de prix courant (les salaires sont fixés une période en avance) et de l'output gap ($y_t \Leftrightarrow \varepsilon_t^s$). L'équation (1.23) fait dépendre la demande globale du taux d'intérêt réel r et du taux de change réel ($q_t = s_t + p_t \Leftrightarrow p_t^*$) coté au certain. La condition d'équilibre du marché international des capitaux est donnée par la relation (1.24). La parité des taux d'intérêt non couverte est supposée imparfaite puisqu'il existe une prime de risque ε_t^x variable dans le temps. Enfin l'équation (1.25) définit le taux d'intérêt réel conformément à la relation de Fisher. Par souci de simplification, les niveaux de prix et de taux d'intérêt étrangers sont normés à zéro.

Les autorités monétaires sont supposées minimiser la fonction de perte intertemporelle suivante :

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i L_{t+i} \quad (1.26)$$

avec⁴¹

$$L_t = \gamma^2 (y_t \Leftrightarrow \varepsilon_t^s)^2 + \chi (\pi_t \Leftrightarrow \bar{\pi}_t) \quad (1.27)$$

et $\pi_t = p_t \Leftrightarrow p_{t-1}$. De façon conventionnelle, les autorités monétaires minimisent les écarts du PIB par rapport à son potentiel et ceux de l'inflation par rapport à sa cible.

L'association de (1.22) et (1.27) permet d'exprimer cette fonction de perte en fonction du taux d'inflation uniquement. D'après (1.22),

$$\begin{aligned} (y_t \Leftrightarrow \varepsilon_t^s) &= \frac{1}{\gamma} (p_t \Leftrightarrow E_{t-1}p_t) \\ &= \frac{1}{\gamma} (p_t \Leftrightarrow p_{t-1} + p_{t-1} \Leftrightarrow E_{t-1}p_t) \end{aligned}$$

⁴¹ Il est plus habituel de manipuler ($y_t \Leftrightarrow \bar{y}_t$), avec \bar{y} le PIB potentiel, plutôt le terme ($y_t \Leftrightarrow \varepsilon_t^s$), qui suggère que les autorités essaient de stabiliser les chocs de demande, mais pas les chocs d'offre. Néanmoins, étant donné le dernier terme de la relation (1.22), cette hypothèse permet de faciliter la résolution du modèle.

Sachant $p_{t-1} = E_{t-1}p_{t-1}$, il s'ensuit

$$\begin{aligned}(y_t \Leftrightarrow \varepsilon_t^s) &= \frac{1}{\gamma} (\pi_t + E_{t-1}p_{t-1} \Leftrightarrow E_{t-1}p_t) \\ &= \frac{1}{\gamma} (\pi_t \Leftrightarrow E_{t-1}\pi_t)\end{aligned}$$

On en déduit :

$$(y_t \Leftrightarrow \varepsilon_t^s)^2 = \frac{1}{\gamma^2} (\pi_t \Leftrightarrow E_{t-1}\pi_t)^2 \quad (1.28)$$

En remplaçant le premier terme de (1.27) par (1.28), on obtient :

$$L_t = (\pi_t \Leftrightarrow E_{t-1}\pi_t)^2 + \chi (\pi_t \Leftrightarrow \bar{\pi}_t) \quad (1.29)$$

Le programme de maximisation consiste à trouver le taux d'inflation qui minimise cette fonction de perte. La condition de premier ordre est alors obtenue en annulant la dérivée de (1.29) par rapport à π_t . Soit :

$$\begin{aligned}\frac{\delta L}{\delta \pi_t} = 0 &\Leftrightarrow (1 + \chi) \pi_t \Leftrightarrow E_{t-1}\pi_t \Leftrightarrow \chi \bar{\pi}_t = 0 \\ &\Leftrightarrow \pi_t = \frac{1}{1 + \chi} E_{t-1}\pi_t + \frac{\chi}{1 + \chi} \bar{\pi}_t\end{aligned}$$

En posant $\varphi = \frac{\chi}{1 + \chi}$ on obtient :

$$\pi_t = (1 \Leftrightarrow \varphi) E_{t-1}\pi_t + \varphi \bar{\pi}_t \quad (1.30)$$

La banque centrale choisit un taux d'inflation égal à une moyenne pondérée des anticipations du secteur privé et de la cible effective courante.

L'étape suivante consiste à déterminer l'erreur de prévision de prix des agents économiques. D'après (1.22) et (1.28) :

$$p_t \Leftrightarrow E_{t-1}p_t = \pi_t \Leftrightarrow E_{t-1}\pi_t$$

En remplaçant le premier terme de droite par (1.30), on obtient :

$$p_t \Leftrightarrow E_{t-1}p_t = (1 \Leftrightarrow \varphi) E_{t-1}\pi_t + \varphi \bar{\pi}_t \Leftrightarrow E_{t-1}\pi_t$$

soit

$$p_t \Leftrightarrow E_{t-1}p_t = \varphi (\bar{\pi}_t \Leftrightarrow E_{t-1}\pi_t)$$

Sachant que d'après l'hypothèse d'anticipations rationnelles, l'inflation anticipée est égale à la cible d'inflation $\bar{\pi}$ auquel s'ajoute un choc de moyenne nulle, soit $E_{t-1}\pi_t = E_{t-1}\bar{\pi}_t$, on trouve :

$$p_t \Leftrightarrow E_{t-1}p_t = \varphi (\bar{\pi}_t \Leftrightarrow E_{t-1}\bar{\pi}_t) \quad (1.31)$$

On détermine finalement la règle optimale fondée sur un *ICM* en glissant (1.23) dans (1.22) :

$$\begin{aligned}
 p_t &= E_{t-1}p_t + \gamma (\Leftrightarrow\alpha r_t \Leftrightarrow\beta q_t + \varepsilon_t^d) \Leftrightarrow\gamma\varepsilon_t^s \\
 \Leftrightarrow \varphi (\bar{\pi}_t \Leftrightarrow E_{t-1}\bar{\pi}_t) &= \Leftrightarrow\alpha\gamma r_t \Leftrightarrow\gamma\beta q_t + \gamma\varepsilon_t^d \Leftrightarrow\gamma\varepsilon_t^s \\
 \Leftrightarrow \alpha r_t + \beta q_t &= (\varepsilon_t^d \Leftrightarrow\varepsilon_t^s) \Leftrightarrow\frac{\varphi}{\gamma} (\bar{\pi}_t \Leftrightarrow E_{t-1}\bar{\pi}_t)
 \end{aligned}$$

Soit :

$$(1 \Leftrightarrow\omega) r_t + \omega q_t = ICM_t^{opt} = \theta (\varepsilon_t^d \Leftrightarrow\varepsilon_t^s) \Leftrightarrow\frac{\theta\varphi}{\gamma} (\bar{\pi}_t \Leftrightarrow E_{t-1}\bar{\pi}_t)$$

avec $\omega = \frac{\beta}{\alpha+\beta}$ et $\theta = \frac{1}{\alpha+\beta}$. Sachant que le dernier terme de droite disparaît si la cible d'inflation est constante, on retrouve ainsi la relation (1.1).

Chapitre 2

Calibration d'un modèle zone euro / États-Unis avec anticipations rationnelles

Comme en témoignent le comportement et les communiqués récents de la Banque Centrale Européenne, les mouvements de taux de change sont une source potentielle de préoccupation pour les autorités monétaires. Les canaux de transmission mis en exergue dans le chapitre précédent justifient un tel intérêt. Le taux de change constitue à la fois une source et un vecteur de chocs. Qui plus est, comme en faisant varier leurs taux d'intérêt directeurs les banques centrales affectent le taux de change, celui-ci constitue également un instrument – indirect – de politique monétaire. Partant, l'instrument optimal de politique monétaire en économie ouverte est un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM), défini suivant une moyenne pondérée du taux d'intérêt et du taux de change.

Les travaux sur les ICM se sont surtout concentrés sur le cas de petites économies fortement ouvertes, délaissant la question de la place du taux de change dans les stratégies de politique monétaire des grandes économies comme les États-Unis ou la zone euro. Par ailleurs, cette littérature demeure floue sur certains points. Faut-il privilégier une dimension du taux de change (vecteur de chocs / instrument de politique monétaire) plus qu'une autre dans le cadre de la politique monétaire ? Est-il possible d'affirmer que même dans un modèle dynamique, la réponse des banques centrales aux mouvements du taux de change devrait être conditionnelle à la nature des chocs ? En particulier, est-il possible dans ce cas de neutraliser les mouvements du taux de change jugés incompatibles avec les conditions monétaires visées ? Pour répondre à ces questions, il est nécessaire d'examiner les propriétés de différentes règles au sein d'un modèle en économie ouverte. La construction, l'estimation ou la calibration d'un tel modèle constitue donc un exercice préalablement incontournable. C'est l'objet de ce chapitre.

L'analyse de la politique monétaire fondée sur des modèles de taille réduite s'effectue généralement soit à partir de modélisations VAR ou VAR contraints (Leeper, Sims & Zha (1996), Rudebusch & Svensson (1999)), soit à partir de modélisations intégralement « *forward-looking* » avec anticipations rationnelles (Woodford (1996), Rotemberg & Wood-

ford (1997)). *A priori*, ces derniers sont les plus adaptés à l'exercice de détermination de règles monétaires optimales. Ils sont souvent issus de l'optimisation explicite des comportements microéconomiques. Par conséquent, ils sont moins vulnérables à la critique de Lucas (1976).

Cependant, il est non seulement difficile de valider économétriquement la significativité des paramètres associés aux variables anticipées, aussi bien pour les États-Unis (Fuhrer (1997b)) que pour l'Europe (Jondeau & Le Bihan (2000)), mais en plus les modèles purement « *forward-looking* » présentent des dynamiques incompatibles avec les « faits saillants ». Fuhrer & Moore (1995a) soulignent en effet que dans ce type de modèle, les chocs de politique monétaire par exemple se traduisent par des sauts de l'inflation et de l'output qui tranchent très nettement avec l'évolution graduelle en forme de bosse (« *hump-shaped* ») décrite par les fonctions de réponse des modélisations VAR. Par conséquent, bien que théoriquement rigoureux, les modèles purement « *forward-looking* » ne sont pas empiriquement fiables, et peuvent même s'avérer contre-intuitifs (Estrella & Fuhrer (1998)).

Face à la contrainte posée par la critique de Lucas d'une part, et la dynamique discutable des modèles purement « *forward-looking* » d'autre part, le choix d'un modèle sous forme réduite s'est orienté vers une forme qualifiée de mixte ou « hybride » (avec des variables passées et anticipées), étalonnée de façon à reproduire une dynamique proche de celle empiriquement « observée ». Une modélisation VAR constitue à cet égard une référence assez naturelle. Elle est d'ailleurs souvent utilisée comme telle (cf. Fuhrer (1997b) et Estrella & Fuhrer (1998)).

La démarche empruntée est donc la suivante. Dans un premier temps, l'estimation et l'analyse des propriétés dynamiques d'un modèle VAR européen va permettre de simuler des fonctions de réponse de référence (section 1) pour les variables macroéconomiques retenues. Ce premier examen, associé à des estimations exploratoires par les GMM vont, dans une seconde section, permettre de calibrer de façon rigoureuse un modèle à deux pays. Les paramètres du modèle sont en effet étalonnés de sorte que ses propres fonctions de réponse appartiennent aux intervalles de confiance issus des simulations VAR.

Notons de plus que si le modèle VAR ne sert que de référence et n'est pas utilisé à des fins d'évaluation de la politique monétaire, c'est que, outre la critique de Lucas, un modèle intégralement « *backward-looking* » génère une dynamique de long terme peu plausible, en raison de la résonance très forte des chocs. Fuhrer (1997b) par exemple montre que dans un modèle mixte, une politique de désinflation a des effets perceptibles sur le PIB jusqu'à 5 ans, conformément à l'attente. Or, la même politique a des effets saisissables au-delà de 25 ans dans un modèle VAR. Dans la même veine, l'étude réalisée au cours de ce chapitre révèle que le modèle mixte calibré rejoint plus rapidement l'équilibre que le modèle VAR. Enfin, l'étude approfondie d'un VAR estimé à partir de séries agrégées européennes permet de juger de la pertinence d'une telle agrégation, en particulier pour ce qui concerne les mécanismes usuels de transmission des chocs et de la politique monétaire.

2.1 Modélisation VAR de la zone euro

L'estimation d'un modèle VAR structurel reproduisant la dynamique historique du taux d'inflation, des taux d'intérêt de court et de long terme, du taux de change effectif et de l'output gap de la zone euro a pour but de générer des fonctions de réponse qui serviront de fondements à la calibration du modèle présenté dans la section 2.2.

2.1.1 Définition et estimation du VAR

2.1.1.1 Les données

Cinq séries trimestrielles sont nécessaires pour calibrer le modèle structurel :

- le taux d'intérêt nominal de court terme (noté i), censé traduire le comportement d'une hypothétique banque centrale européenne au cours de la période d'estimation ;
- le taux d'intérêt réel de long terme (noté ρ), essentiel à la reproduction du mécanisme de transmission de la politique monétaire ;
- le taux d'inflation agrégé (π), objectif final de la politique monétaire ;
- l'output gap de l'ensemble de la zone euro (y) ;
- le taux de change nominal effectif (coté au certain) de la zone euro (s).

La construction de séries agrégées pour la zone euro pose de nombreux problèmes, parmi lesquels le choix des pondérations (révisées ou pas), l'homogénéité des séries nationales, la méthode d'agrégation, le traitement de la réunification allemande, etc. Fagan, Henry & Mestre (2001) ont mis à disposition du public une base de données où sont traités de façon rigoureuse les écueils potentiels d'un tel exercice. Comme ces données sont exploitées dans plusieurs travaux¹, leur utilisation est aussi motivée par la possibilité de comparer les résultats. C'est pourquoi, bien qu'elles s'arrêtent en 1998, ces séries agrégées sont utilisées pour calibrer le modèle sous forme réduite qui sera présenté dans la deuxième section.

Allemagne	30.53	Autriche	3.02
Belgique	3.90	Espagne	10.23
Finlande	1.67	France	21.00
Irlande	1.13	Italie	20.33
Luxembourg	0.23	Pays-Bas	5.59
Portugal	2.37		

TAB. 2.1: Pondération des séries nationales (en %)

Les séries nationales sur lesquelles se fonde la base de données sont principalement issues des comptes nationaux de l'OCDE ou de la BRI (voire, pour les plus récentes, de

¹Par exemple Gali, Gertler & Lopez-Salido (2001), Casares (2001), Jondeau & Le Bihan (2001) et Gagnon & Khan (2001).

Eurostat) et sont systématiquement désaisonnalisées avant l'étape d'agrégation. La méthode d'agrégation consiste à calculer une moyenne pondérée des séries nationales, telle que $\ln(X_t) = \sum \omega_i \ln(X_i)$ où ω_i est le vecteur des pondérations rapportées dans le tableau 2.1². Ces pondérations sont fondées sur le poids respectif des PIB nationaux – exprimés en une unité commune suivant les parités de pouvoir d'achat – dans le PIB réel total. Elles sont fixes, de sorte à éviter les problèmes de ruptures périodiques causés par un changement fréquent de pondérations. La série de taux d'intérêt de long terme agrégée est construite à partir des taux d'intérêt nationaux à 10 ans sur obligations publiques. Le taux court agrégé est une moyenne pondérée des taux monétaires nationaux à 3 mois. La série de taux d'inflation agrégée est obtenue par glissement annuel de la série d'indice des prix à la consommation harmonisé, soit : $\pi_t = 100 \times (\log(ipch_t) - \log(ipch_{t-4}))$. Le calcul du taux d'intérêt réel est conforme à la relation de Fisher : $\rho_t = rl_t \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}$, où rl représente le taux d'intérêt nominal de long terme.

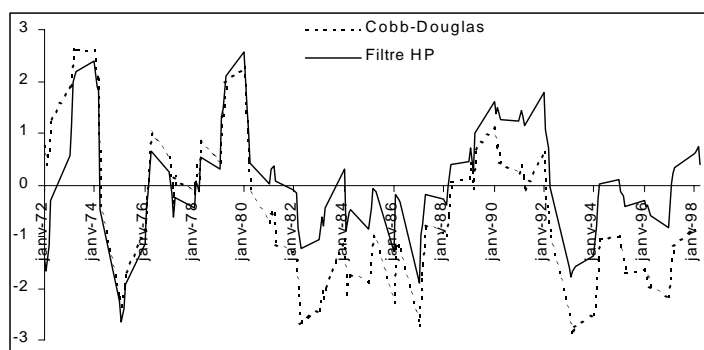


FIG. 2.1: Output gap (filtre HP vs. fonction Cobb-Douglas)

Fagan et al. (2001) proposent également une série d'output gap calculée sur la base d'une fonction de production Cobb-Douglas agrégée. Mais la détermination d'un output gap fondé sur l'application d'un filtre de Hodrick-Prescott lui est préférée. En effet, comme le montre le graphique 2.1, non seulement l'output gap de Fagan et al. (2001) n'est pas centré sur zéro, mais en plus il semble surestimer les phases récessives, au cours des années 1980 et en 1993. Parallèlement, plus conforme à l'intuition, le filtre de Hodrick-Prescott suggère un output gap positif en fin de période.

Bien que la base de données débute en 1970, les estimations sont réalisées à partir du premier trimestre 1979. On peut sinon s'interroger sur le sens d'une agrégation avant la mise en place du SME. L'estimation d'un modèle VAR sur données agrégées va permettre d'une part de s'assurer que l'agrégation des séries nationales permet de retrouver certains faits saillants concernant en particulier le mode de transmission des chocs et les canaux de transmission de la politique monétaire, et d'autre part de générer des fonctions de réponse permettant d'affiner la calibration du modèle présenté dans la section 2.2.

²Pour de plus amples détails, voir l'annexe 2 de Fagan et al. (2001). L'indice des prix correspond au code *HIPC*, le taux d'intérêt court à *STN*, le taux long à *LTN*, le PIB réel transformé en output gap à *YER* et le taux de change effectif à *EEN*.

2.1.1.2 Estimation du VAR

Par souci de cohérence avec les modèles structurels, habituellement log-linéarisés autour de l'état stationnaire, les variables du modèle VAR (sauf l'output gap) sont centrées. Le VAR estimé se définit de la façon suivante :

$$Y_t = \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + U_t \quad (2.1)$$

$$\text{Avec } Y = \begin{bmatrix} \rho \\ y \\ \pi \\ i \\ \Delta s \end{bmatrix}, \Phi_i = \begin{bmatrix} \phi_{1,1}^i & \phi_{1,2}^i & \phi_{1,3}^i & \phi_{1,4}^i & \phi_{1,5}^i \\ \phi_{2,1}^i & \phi_{2,2}^i & \phi_{2,3}^i & \phi_{2,4}^i & \phi_{2,5}^i \\ \phi_{3,1}^i & \phi_{3,2}^i & \phi_{3,3}^i & \phi_{3,4}^i & \phi_{3,5}^i \\ \phi_{4,1}^i & \phi_{4,2}^i & \phi_{4,3}^i & \phi_{4,4}^i & \phi_{4,5}^i \\ \phi_{5,1}^i & \phi_{5,2}^i & \phi_{5,3}^i & \phi_{5,4}^i & \phi_{5,5}^i \end{bmatrix} \text{ et } U_t = \begin{bmatrix} u_{\rho,t} \\ u_{y,t} \\ u_{\pi,t} \\ u_{i,t} \\ u_{\Delta s,t} \end{bmatrix}$$

La matrice Y comprend l'ensemble des variables endogènes du VAR, Φ_i est la matrice des coefficients associés à Y_{t-i} et U est la matrice des termes d'erreur. À défaut d'être stationnaire en niveau, le logarithme du taux de change est inséré en différence première. Selon le critère de sélection AIC, l'ordre p optimal du VAR est égal à 2. Mais l'exigence de résidus indépendants et identiquement distribués impose, d'après les résultats du test de Ljung-Box, trois retards³.

Dans l'esprit des modèles macroéconomiques généralement utilisés dans la littérature sur les règles monétaires, la séquence de transmission de politique monétaire recherchée est la suivante : une hausse (baisse) du taux d'intérêt de long terme génère une chute (augmentation) de l'output gap, qui à son tour pousse l'inflation à la baisse (hausse). Parallèlement, une appréciation (dépréciation) de la monnaie domestique devrait freiner (accélérer) l'activité et l'inflation.

Les résultats de l'estimation du VAR figurent dans le tableau 2.2. La première colonne répertorie les cinq variables qui interviennent comme explicatives. Ces dernières sont par définition les mêmes qui apparaissent, en première ligne, en tant qu'expliquées. La deuxième colonne résume les résultats ayant trait à l'équation du taux d'intérêt réel de long terme. On constate que conformément à l'intuition, le passé du taux d'intérêt nominal de court terme constitue une variable explicative significative du taux long, au seuil de 10%. Bien qu'il soit difficile de saisir une relation qui repose fondamentalement sur les anticipations des agents avec un modèle purement autorégressif, le signe des coefficients associés au taux court laisse présager une réponse positive du taux long suite à un choc positif de taux court. De plus, le taux d'intérêt de long terme dépend significativement (à 1%) de ses valeurs passées. Enfin, les fonctions de réponse (voir plus loin) apporteront une justification au résultat suivant lequel le taux de change « cause » au sens de Granger le taux d'intérêt de long terme (à 10%).

La troisième colonne du tableau 2.2 concerne l'équation d'output gap. Il apparaît que le taux long réel « cause » l'output gap au sens de Granger au seuil de 10%. Conformément à l'attente, la valeur des coefficients évoque une relation négative. Signe de la forte inertie du

³Voir en annexe les résultats des tests d'indépendance et de stationnarité des résidus du VAR.

Variables Explicatives	Variables dépendantes				
	ρ	y	π	i	Δs
ρ	10.76***	2.12*	45.13***	1.54	0.93
y	0.51	40.25***	4.84***	3.19**	1.88
π	1.04	0.26	18.36***	3.39**	0.40
i	2.31*	3.94**	9.05***	75.35***	0.12
Δs	2.41*	0.47	1.39	0.27	2.75**

*, **, *** = significativité respectivement à 10, 5 et 1%.

Les chiffres reproduits sont les statistiques de Fisher

TAB. 2.2: Estimation du VAR - Tests de Fisher

PIB, les valeurs passées de l'output gap sont significatives à 1%. Le taux d'intérêt de court terme passé a également un effet sur l'activité (validé au seuil de 5%). Ceci est justifiable si les impulsions monétaires se répercutent rapidement le long de la courbe des taux. C'est le cas en particulier si les décisions des banques centrales sont assez bien anticipées : les taux longs réagissent avant même que les autorités bougent effectivement leurs taux directeurs. Des études récentes, telles que Lange, Sack & Whitesell (2001), indiquent à ce propos que les agents économiques anticipent les orientations de la politique monétaire avec de plus en plus de précision et d'avance qu'auparavant⁴. Parmi les explications suggérées, il se trouve que le comportement graduel des banques centrales facilite la prévision des orientations de politique monétaire⁵. Mais ce canal des anticipations repose avant tout sur la transparence et la crédibilité des banques centrales, deux qualités qu'il faut reconnaître aux banques centrales européennes, et en premier chef à l'Allemagne, dont le poids est prépondérant dans les séries agrégées. Enfin, ni le taux de change passé ni l'inflation passée ne semblent influencer sur l'output gap courant.

La quatrième colonne du tableau 2.2 valide l'étape suivante dans le mécanisme de transmission de politique monétaire : le passé de l'output gap est une variable explicative significative (à 1%) de l'inflation. Le signe des coefficients suggère d'ailleurs un effet total positif. En outre, l'inertie du taux d'inflation se traduit par la significativité de ses valeurs passées.

L'avant-dernière équation du VAR peut être interprétée comme une règle monétaire où le taux d'intérêt nominal de court terme dépend à la fois de ses valeurs passées et des valeurs passées de l'output gap, de l'inflation, du taux long et du taux de change. Conformément à une règle de type Taylor, le taux d'inflation et l'output gap « causent » le taux court au sens de Granger (à 5%). Le comportement moyen des banques centrales

⁴Lange et al. (2001) montrent par exemple que les taux d'intérêt de long terme sont moins corrélés aux taux courts courants qu'aux taux courts futurs (à un horizon de deux à trois mois). Dans la même veine, toute la littérature relative au *spread* de taux (cf. par exemple Campbell & Shiller (1991)) souligne le contenu prédictif de la structure par terme des taux d'intérêt sur les variations futures de taux courts.

⁵En effet, les autorités monétaires, lorsqu'elles modifient leurs taux dans un sens donné, envoient un signal de resserrement ou d'assouplissement qui devrait s'étendre sur plusieurs trimestres, en plusieurs étapes successives.

de la zone euro est ainsi conforme à l'attente. De plus, la significativité des valeurs passées du taux court témoigne d'un fort degré de gradualisme. Sans grande surprise, le taux long et le taux de change ne sont en revanche pas significatifs.

La dernière équation du VAR a trait à l'évolution du taux de change. Bien que volatile, le passé du taux de change constitue le seul déterminant de sa valeur courante. La non-significativité des taux d'intérêt atteste de l'incapacité des modèles VAR à saisir de manière satisfaisante les relations dépendantes des anticipations de marché⁶ (par définition).

Malgré cette lacune, le VAR décrit de façon assez académique les mécanismes de transmission des chocs et de la politique monétaire. Toutefois, même si le signe des coefficients estimés laisse augurer un lien négatif entre la valeur externe de la monnaie domestique et l'inflation, le taux de change ne semble pas être un argument déterminant de l'inflation et de l'output gap. Des estimations complémentaires sont donc nécessaires pour calibrer la sensibilité de ces deux variables aux mouvements du taux de change.

2.1.2 Décomposition structurelle des chocs et fonctions de réponse

Les estimations précédentes vont à présent servir à simuler des fonctions de réponse relatives à cinq types de chocs : choc de politique monétaire, choc de taux long, choc d'offre (ou d'inflation), choc de demande (sur y) et choc de taux de change. Une décomposition structurelle des chocs est envisagée pour mener à bien cet exercice. Les restrictions imposées au modèle sont dictées par un ensemble d'*a priori* théoriques. Au vu des estimations précédentes et des faits saillants que l'on cherche à reproduire, quatre hypothèses sont testées. Elles présupposent :

- un lien contemporain entre le taux d'intérêt de court terme et le taux de long terme. Lorsque la politique monétaire est relativement transparente, les mouvements à venir du taux court (annoncés ou pas) sont anticipés par les agents ; partant, le taux d'intérêt de long terme peut réagir avant même le mouvement effectif des taux directeurs. S'il est impossible d'envisager une relation purement *forward-looking* dans un VAR, au moins ce lien peut-il être contemporain.
- une relation contemporaine entre le taux d'intérêt de long terme et le taux de change.
- que la « règle monétaire » du VAR inclue le taux d'inflation **et** l'output gap **courants** (en plus de leurs valeurs passées).

La suridentification inhérente du modèle est économétriquement validée⁷. Les fonctions de réponse du VAR structurel vont pouvoir s'appuyer sur une matrice des variances-covariances transformée par ces restrictions.

⁶Mais toujours est-il que ce constat ne constitue pas un obstacle à l'exercice de calibration. En effet, dans le modèle sous forme réduite, le taux de change sera défini par une relation de PTINC, pour laquelle aucun paramètre n'est à déterminer, si ce n'est la variance du choc de change. Par conséquent, seule importe la variance résiduelle estimée du taux de change.

⁷La justification théorique, la procédure technique et le détail des résultats figurent en annexe.

Choc de

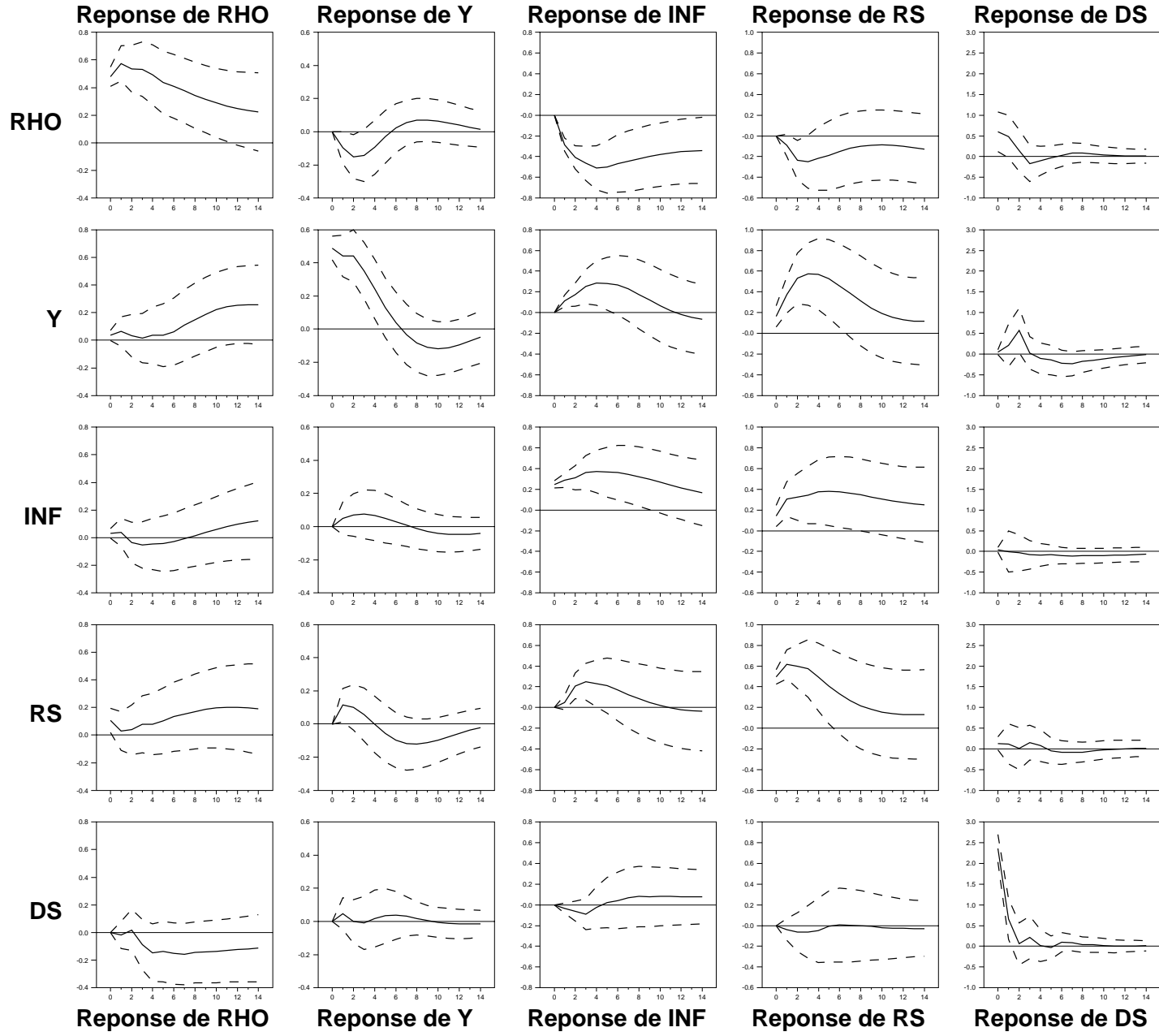


FIG. 2.2: Dynamique de court terme du VAR structurel

Le graphique 2.2 représente les trajectoires des cinq variables soumises à cinq types de chocs : choc de taux long réel (v_ρ), choc de demande (v_y), choc d'offre (v_π), choc de politique monétaire (v_i) et choc de change ($v_{\Delta s}$). Comme les coefficients du VAR ne sont pas connus avec certitude, les réponses non plus. C'est pourquoi chacune des dynamiques est tracée à l'intérieur d'un intervalle de confiance correspondant à deux écart-types⁸.

La première colonne de graphiques retrace l'évolution du taux long réel soumis aux cinq types de chocs. Si on se concentre sur les seules variables significatives d'après l'estimation du VAR, on relève en particulier qu'un resserrement monétaire (choc positif du taux court) se traduit par une hausse du taux long. De plus, une augmentation du taux de change coïncide avec une chute du taux long, celui-ci anticipant la baisse induite du taux court⁹.

La seconde colonne indique qu'un choc de taux long a effectivement un effet récessif. La chute maximale de l'output gap est atteinte au bout de deux à trois trimestres. De plus, un choc positif d'output gap génère une accélération de l'inflation dont le pic culmine au cours du cinquième trimestre suivant le choc. Ce qui, si on admet la transmission rapide des taux courts aux taux longs telle qu'elle est reproduite dans la première colonne, étend les délais d'action de la politique monétaire sur l'inflation à un horizon plausible de sept à huit trimestres.

Par ailleurs, les graphiques alignés en cinquième position témoignent de l'impact limité du taux de change sur les autres variables. L'appréciation de la monnaie domestique (hausse du taux de change effectif) a tout juste une incidence faiblement négative sur l'inflation au cours des tous premiers trimestres suivant le choc. L'avant dernière colonne illustre le bon comportement de la « règle monétaire » du VAR : le taux court réagit significativement à la hausse suite à un choc positif d'output gap ou d'inflation. Enfin, les réponses du taux de change ne sont jamais significatives, sauf pour un choc qui lui est propre, auquel cas il retrouve très rapidement l'équilibre.

Les deux cadrans où figurent les réponses à première vue contre-intuitives de l'inflation (*price puzzle*) et de l'output gap à un choc positif de taux court ne trahissent pas les mécanismes de transmission mis en évidence jusqu'à présent. Pour s'en assurer, le même modèle VAR a été estimé avec non plus le taux d'intérêt court nominal mais réel. Le graphique 2.3 indique que dans ce cas, une hausse du taux court génère effectivement une baisse de l'inflation et de l'output gap.

Une autre façon de mesurer le pouvoir explicatif de chacune des variables et d'affiner l'analyse des propriétés du VAR consiste à examiner les décompositions de variances. Les figures du graphique 2.4 rapportent la contribution (en %) des variables explicatives en termes d'erreurs de prévisions commises à un horizon de j trimestres ($j=1$ à 15) sur les variables dépendantes.

⁸Sur le graphique 2.2, *rho* correspond au taux d'intérêt réel de long terme (ρ), *y* représente l'output gap, *inf* le taux d'inflation (π), *rs* le taux d'intérêt nominal de court terme et *ds* la différence première du logarithme du taux de change (Δs).

⁹En effet, une appréciation du taux de change constitue une incitation à la baisse du taux court, comme le montre la réponse de ce dernier (*rs*) à un choc de taux de change (cadrans de la 4^{ème} ligne, 4^{ème} colonne).

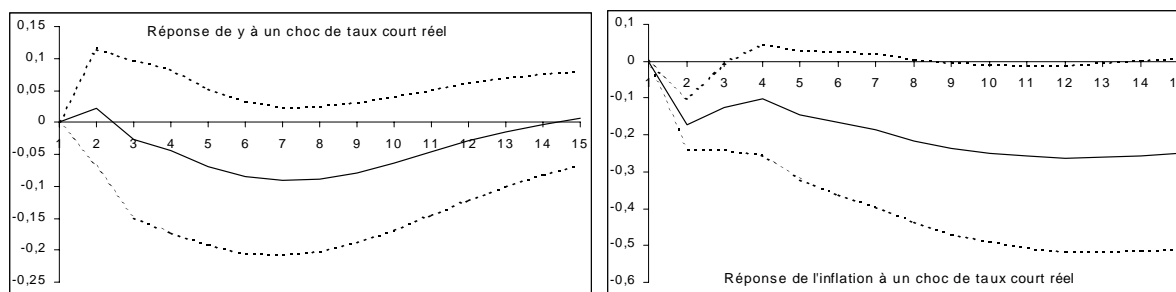


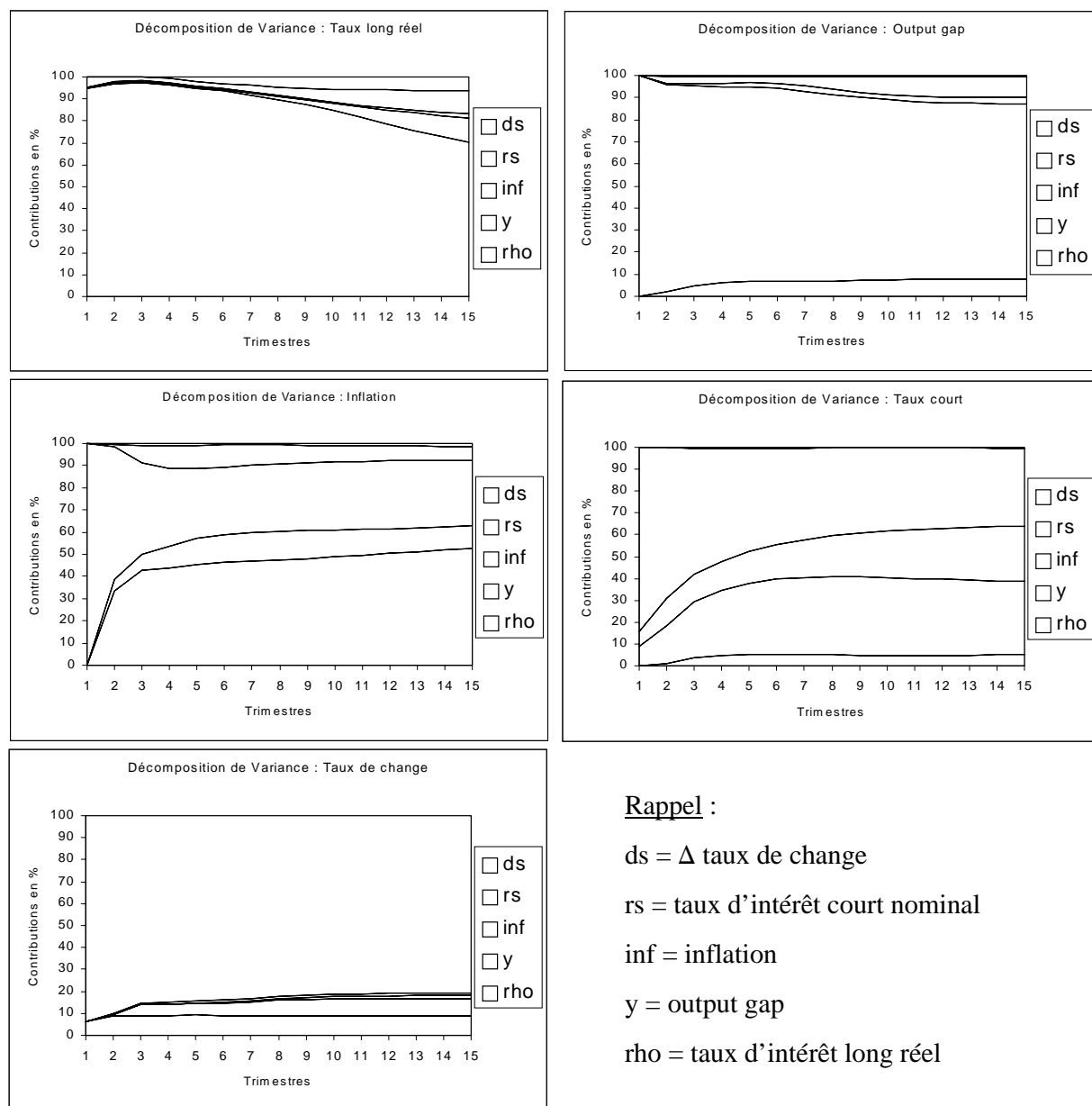
FIG. 2.3: Réponse de l'output gap et de l'inflation à un choc de taux court réel

La décomposition de variance du taux long réel permet d'établir que 70 à 90% de la variance des erreurs de prévision réalisée sur son compte est imputable à des innovations qui lui sont propres. La contribution du taux court ne s'avère pas pour autant marginale, puisqu'elle atteint 10% à l'horizon de quinze trimestres. Elle atteint même 30% si on considère non plus le taux nominal mais réel (cf. fig. 2.5).

Le deuxième cadran du graphique 2.4 indique que si la variance des erreurs de prévision commises sur l'output gap est en grande part due à des chocs idiosyncratiques, le taux d'intérêt de long terme représente le second facteur explicatif : il lui faut environ 3 trimestres pour avoir un impact notable, et au-delà d'un an sa contribution stagne autour de 10%. La contribution du taux court nominal est certes équivalente. Mais lorsque le VAR inclue le taux d'intérêt en terme réel, sa contribution apparaît deux fois moins importante que celle du taux long (graphique 2.5). Ainsi, si les fonctions de réponse et l'estimation du VAR tendent à indiquer que le taux court a un impact non négligeable sur l'output gap, la décomposition de variance permet de conclure que l'influence du taux long est bien plus importante.

La figure suivante montre que l'output gap a un pouvoir explicatif important sur l'inflation, à concurrence de 10% à partir du deuxième trimestre. L'interprétation du poids relativement important du taux long réel est en revanche moins évidente.

La décomposition de variance du taux court (nominal) conforte les résultats précédents ; le taux court se comporte conformément à une règle de Taylor. Bien que l'influence des variables ciblées dépende de l'horizon considéré, l'inflation et l'output gap passés sont respectivement responsables, en moyenne, de 22 et 35% de la variance des erreurs commises sur la prévision des taux courts. La prépondérance de l'output gap dans le court terme trouve une justification dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire : la banque centrale s'appuie aujourd'hui sur l'activité pour contrôler l'inflation de demain. Enfin, les erreurs de prévision réalisées sur le taux de change sont essentiellement imputables aux chocs qui lui sont propres. Le taux long constitue le second déterminant, à concurrence de 10%. La contribution du taux de change apparaît globalement limitée, quelles que soient les endogènes considérées.



Rappel :

ds = Δ taux de change

rs = taux d'intérêt court nominal

inf = inflation

y = output gap

rho = taux d'intérêt long réel

FIG. 2.4: Décomposition de variance

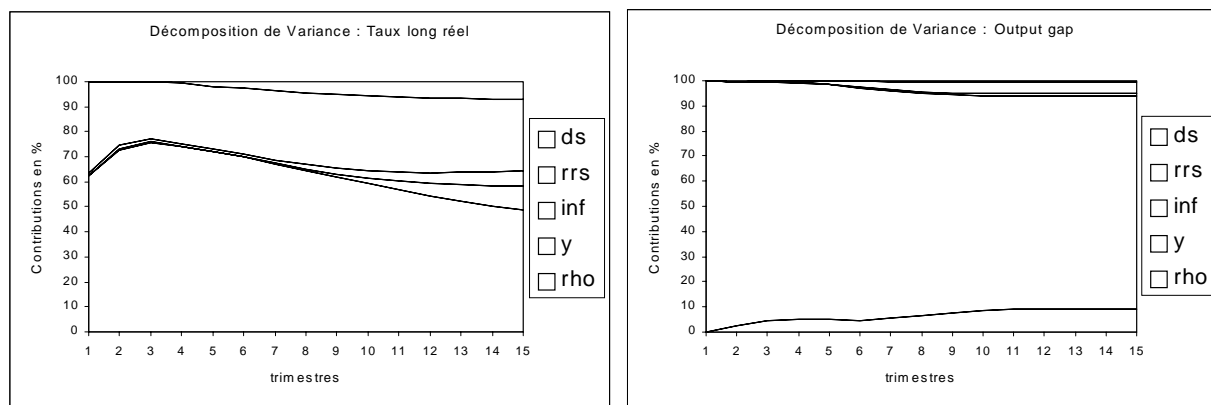


FIG. 2.5: Décomposition de variance avec taux court réel

Au final, cette analyse conforte certains points déjà mis en évidence précédemment. Mais elle permet également d'en préciser d'autres. En particulier, c'est bien le taux d'intérêt réel de long terme, plus que le taux court, qui préside aux variations de l'output gap. Ensuite, ce dernier se révèle être un déterminant important de l'inflation. Enfin, le VAR permet difficilement de rejoindre la théorie économique pour ce qui concerne la définition des variables très sensibles aux anticipations telles que le taux de change (et, dans une moindre mesure, le taux d'intérêt réel de long terme). En dépit de ces imprécisions secondaires, l'agrégation des séries nationales ne dilue pas les interactions essentielles, puisqu'on retrouve au niveau agrégé des mécanismes de transmission académiques.

Ce VAR pourrait finalement être utilisé à des fins d'évaluation de règles monétaires. Cependant, comme l'indique Fuhrer (1997b), ce type de modèle reproduit une résonance des chocs trop forte pour être plausible¹⁰. De plus, il est particulièrement visé par la critique de Lucas. Pour ces deux raisons, la prise en compte de la formation d'anticipation s'avère nécessaire. La section suivante présente le modèle sous forme réduite (zone euro / États-Unis) avec anticipations rationnelles, qui est calibré de sorte à reproduire une dynamique de court terme proche de celle du VAR qui vient d'être exposé.

2.2 Un modèle sous forme réduite de la zone euro

2.2.1 Présentation du modèle

Comme dans le VAR, le modèle se compose de cinq variables endogènes : l'output gap, le taux d'inflation, le taux d'intérêt réel de long terme, le taux de change et le taux d'intérêt de court terme (les notations restent identiques). Mais afin de prendre en compte une autre source importante de variation du taux de change, à savoir les effets de la politique monétaire et des chocs étrangers, un bloc « *US* » (États-Unis) est adjoint au bloc « zone euro ».

¹⁰C'est d'ailleurs ce que montre le graphique 2.8 en annexe. Suite à un choc quelconque, les variables ne rejoignent l'équilibre qu'au bout de 17 années environ.

La structure du modèle sous forme réduite est relativement standard. L'équation IS de la zone euro est donnée par :

$$y_t = \alpha_y E_t y_{t+1} + (1 - \alpha_y) y_{t-1} + \alpha_\rho \rho_{t-1} + \alpha_s (s_{t-1} - s_{t-2}) + \varepsilon_{y,t} \quad (2.2)$$

avec $0 < \alpha_y < 1$. L'output gap courant est défini par sa valeur passée et anticipée. La plupart des modèles fondés sur une optimisation explicite des comportements microéconomiques aboutissent à une spécification purement *forward-looking* (Kerr & King (1996), McCallum & Nelson (1997), Rotemberg & Woodford (1997)), telle que $\alpha_y = 1$. Comme les ménages lissent leur consommation, une anticipation de plus forte consommation demain (associée à un revenu plus élevé) les conduit à davantage consommer dès aujourd'hui, ce qui accroît la demande courante. Or ces modèles sont insuffisamment visqueux pour reproduire une dynamique plausible (Fuhrer (1997b), Estrella & Fuhrer (1998)).

Diverses hypothèses ont été suggérées pour réconcilier ces modèles avec l'observation : supposer de manière *ad hoc* que le PIB obéit à un ajustement partiel (Svensson (2000), Weerapana (2000)), envisager des coûts d'ajustement (Tinsley (1993)), ou encore introduire une rigidité imputable à un niveau de consommation de référence, comme par exemple la consommation passée qui, par formation d'habitude, fait dépendre le PIB de sa valeur passée (Fuhrer (1998), Fuhrer (2000)). L'annexe 2 rappelle comment il est possible de retrouver une spécification mixte du type (2.2) en partant de l'hypothèse que les ménages adoptent pour référence le niveau moyen de consommation totale (principe du « *Keeping Up with the Joneses* »).

Le taux d'intérêt de long terme est introduit avec un retard d'une période justifié par les délais d'action de la politique monétaire et par les simulations VAR de la section précédente. En outre, comme le modèle sous forme réduite aura pour but d'étudier les performances des règles monétaires fondées sur un Indicateur des Conditions Monétaires, il est important de prendre en compte l'impact du taux de change sur l'activité : une appréciation de la monnaie domestique diminue le prix relatif des biens étrangers et accroît la demande de biens étrangers au détriment de la production domestique. Certes les fonctions de réponse du VAR sont sur ce point peu concluantes. Néanmoins, la plupart des travaux admettent que l'impact du change est graduel. Par conséquent, la variation du taux de change est insérée avec un retard d'une période.

De façon usuelle, le choc de demande $\varepsilon_{y,t}$ est supposé suivre un processus AR(1) stationnaire¹¹ du type :

$$\varepsilon_{y,t} = \omega_y \varepsilon_{y,t-1} + \zeta_{y,t} \quad (2.3)$$

avec $\omega_y < 1$ et $\zeta_y \leftrightarrow bb$.

La seconde équation du modèle détermine l'évolution de l'inflation. Par souci de simplification et de vraisemblance, de nombreux économistes privilégient une courbe de Phillips

¹¹Cette hypothèse standard permet d'accroître l'inertie du modèle et ainsi de retrouver plus facilement une dynamique de court terme proche des modèles VAR.

« accélérationniste » purement *backward looking* (Rudebusch & Svensson (1999), Jondeau & Le Bihan (2000), Ball (1997)), du type :

$$\pi_t = \phi(L)\pi_t + \gamma_y y_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}$$

Au contraire, diverses contributions théoriques de la *Nouvelle Synthèse Néo-Classique* parviennent à une spécification qui fait intervenir l'anticipation d'inflation en lieu et place de ses valeurs passées, et définissent ainsi ce qu'il est convenu de nommer la « *New Keynesian Phillips Curve* » ou *NKPC* (Goodfriend & King (1997), Rotemberg & Woodford (1997)).

Le terme d'inflation anticipée répond à la présence de rigidités nominales : lorsque les entrepreneurs anticipent une hausse du niveau général des prix, autrement dit une hausse des prix de leurs concurrents pour la période $t + 1$, ils intègrent la possibilité de ne pas être en mesure de réviser leurs prix dans le futur et les augmentent dès aujourd'hui. C'est l'idée formalisée en ces termes par Calvo (1983) : chaque firme a, à chaque période, une probabilité fixe $1 \Leftrightarrow \phi$ de recevoir un signal lui indiquant qu'il est opportun de modifier ses prix. Cette probabilité est indépendante du temps écoulé depuis la précédente révision, ce qui rend l'agrégation moins difficile que dans les modèles de type Taylor (1980). Mais dans le fond, l'idée de contrats de prix imbriqués est similaire et ces deux modèles présentent les mêmes propriétés dynamiques (Roberts (1997), Jeanne (1998)).

Si Gali & Gertler (1999) indiquent que la *NKPC* est assez bien validée empiriquement, un large consensus s'accorde à lui reconnaître trois failles majeures, résumées en ces termes par Mankiw (2000) :

- Loin des observations empiriques, les simulations réalisées à partir de cette définition indiquent qu'une politique de désinflation devrait se traduire par un boom de l'activité.
- Comme pour la demande agrégée, une définition exclusivement prospective génère une dynamique insuffisamment visqueuse.
- La *NKPC* ne permet pas de reproduire l'aspect différé et graduel des impulsions de politique monétaire¹².

De plus, Fuhrer (1997b) montre que l'inflation anticipée n'est pas statistiquement significative pour les États-Unis, alors que l'inflation passée l'est, avec un coefficient proche de l'unité.

Ce débat conduit à privilégier une courbe de Phillips « hybride ». Gali & Gertler (1999) proposent le scénario suivant : parmi la proportion $(1 \Leftrightarrow \phi)$ des entrepreneurs qui perçoivent le signal, seule une proportion $(1 \Leftrightarrow \omega)$ d'entre eux réactualisent leurs prix de façon optimale. Les autres entrepreneurs (en proportion ω) fixent leurs nouveaux prix suivant une règle

¹² « *The so-called "New Keynesian Phillips Curve" is appealing from a theoretical standpoint, but it is ultimately a failure. It is not at all consistent with the standard stylized facts about the dynamic effects of monetary policy, according to which monetary policy shocks have a delayed and gradual effect on inflation.* », Mankiw (2000, p.24).

de conduite entièrement tournée vers le passé (cf. annexe). Ce faisant, l'inflation courante dépend à la fois de l'inflation passée et de l'inflation anticipée¹³ :

$$\pi_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 - \gamma_\pi) \pi_{t-1} + \gamma_y y_{t-1} \Leftrightarrow \gamma_s (s_{t-1} \Leftrightarrow s_{t-2}) + \varepsilon_{\pi,t} \quad (2.4)$$

avec $0 < \gamma_\pi < 1$.

Toutefois, la mixité de la courbe de Phillips n'est pas exempte de critiques non plus. D'une part, les hypothèses qui président à cette variante ne sont pas fondées sur le plan microéconomique¹⁴. D'autre part, contrairement à Gali & Gertler (1999) et Gali et al. (2001) pour qui le terme d'inflation inertiel est négligeable, les tests de Rudd & Whelan (2001) accordent une place très limitée aux anticipations, y compris dans le modèle mixte. Pour tenter de réconcilier ces points de vue, les recherches ont emprunté deux voies distinctes : la prise en compte à la fois de plusieurs termes prospectifs et inertiels (Jondeau & Le Bihan (2001)) et l'exclusion de l'output gap au profit d'une mesure appropriée des coûts marginaux réels des entreprises (Gagnon & Khan (2001)). Quoi qu'il en soit, une formulation mixte permet de mieux concilier anticipations et observations empiriques que ne le fait une définition intégralement prospective (Lindé (2002)). Pour respecter ensuite les délais d'action de la politique monétaire, l'output gap influence l'inflation avec une période de retard.

Enfin, la présence de la variation du taux de change est destinée à reproduire un mécanisme d'inflation importée. Une baisse du taux de change revient à accroître le prix relatif des biens importés qui entrent dans la composition de l'indice des prix à la consommation et contribue donc à l'augmentation du taux d'inflation. Il est fréquent dans la littérature de considérer que les mouvements du taux de change ne se répercutent pas intégralement sur l'indice des prix à la consommation. Le comportement de « *pricing-to-market* » de certains exportateurs étrangers, soucieux de se protéger de la volatilité des changes, justifie une valeur de γ_s assez largement inférieure au degré d'ouverture de l'économie. De plus, ce mécanisme de transmission est supposé agir avec un retard, justifié par la transmission graduelle du taux de change aux prix des biens importés (*Gradual Pass-Through*¹⁵). L'existence de prix contractés ou de coûts d'ajustement de type coûts de menu peuvent théoriquement expliquer ce phénomène (cf. Ghosh & Wolf (2001)).

Le choc d'inflation ε_π (« *cost-push shock* ») suit un processus AR(1), avec $\omega_\pi < 1$ et $\zeta_y \leftrightarrow bb$, tel que :

$$\varepsilon_{\pi,t} = \omega_\pi \varepsilon_{\pi,t-1} + \zeta_{\pi,t} \quad (2.5)$$

L'équation suivante définit le taux d'intérêt de long terme. De nombreuses études se contentent de modéliser le taux court, l'output gap et l'inflation, en supposant que le

¹³Si γ_π vaut 0.5, il y a équivalence entre cette spécification et celle obtenue, moyennant d'autres hypothèses, par Fuhrer & Moore (1995a).

¹⁴« *Motivating the appearance of lagged inflation in the aggregate supply curve [...] is a formidable challenge* » : Clarida, Gertler & Gali (1999).

¹⁵Cf. Adolfson (2001), Knetter (1989), Naug & Nymoen (1996), Dwyer, Kent & Pease (1994). Le degré de rigidité des prix des biens importés serait « considérable » dans la zone euro selon Smets & Wouters (2002).

premier a un impact direct sur le second. Outre le fait qu'en réalité les firmes sont davantage affectées par les niveaux de taux longs, cette simplification conduit à négliger un aspect complexe mais primordial du mécanisme de transmission de la politique monétaire : la diffusion des impulsions monétaires le long de la courbe des taux¹⁶. Pour ce faire, la spécification suivante est retenue :

$$\rho_t = D(E_t \rho_{t+1} \Leftrightarrow \rho_t) + (i_t \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_{\rho,t} \quad (2.6)$$

où D représente la duration supposée fixe¹⁷ de l'hypothétique actif considéré (obligation à 10 ans). C'est la formulation également utilisée par Fuhrer & Moore (1995b) et Jondeau & Le Bihan (2000). En résolvant cette relation de façon récursive pour exprimer ρ_t en fonction de ρ_{t+1} et de $i_t \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}$, on montre que le taux de long terme réel est une moyenne mobile pondérée du taux d'intérêt réel de court terme (à une prime de risque près) :

$$\rho_t = \frac{1}{1+D} \sum_{\tau=0}^{+\infty} \left(\frac{D}{1+D} \right)^\tau E_t (r_{t+\tau} \Leftrightarrow \pi_{t+\tau+1}) \quad (2.7)$$

Ainsi formulée, cette relation permet d'établir l'équivalence entre la définition (2.6) et la théorie pure des anticipations. Sutton (2000) indique que cette théorie n'est pas incompatible avec le *spread* observé aux États-Unis (excepté sur la période 1979-1982). Concernant les pays européens, Gerlach & Smets (1997) mentionnent que pour des maturités courtes, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'anticipation dans la majorité des cas. Ils en déduisent que cette hypothèse fournit une référence utile pour comprendre le comportement des taux d'intérêt.

Une prime de risque ε_ρ est introduite dans l'équation (2.6) de sorte à prendre en compte les écarts du taux long réel par rapport à la théorie des anticipations et à envisager une perturbation aléatoire dans la transmission de la politique monétaire. De façon usuelle, ε_ρ suit un processus AR(1) stationnaire tel que :

$$\varepsilon_{\rho,t} = \omega_\rho \varepsilon_{\rho,t-1} + \zeta_{\rho,t} \quad (2.8)$$

avec $0 < \omega_\rho < 1$ et $\zeta_\rho \hookrightarrow bb$.

La règle monétaire qui vient boucler le bloc « zone euro » fait dépendre le taux d'intérêt nominal de court terme d'une partie des variables d'état (notées X_t) du modèle :

$$i_t = f(X_t) \quad (2.9)$$

La question de la détermination des règles monétaires optimales sera précisément abordée dans le chapitre suivant.

¹⁶Par exemple, Ball (1997) souligne qu'il est réducteur de supposer, comme le font la plupart des modèles, que la dépense dépend directement du taux d'intérêt de court terme. Il reconnaît qu'il est plus rigoureux de poser que l'activité dépend du taux d'intérêt réel de *long terme*, relié au taux directeur via la structure par terme des taux d'intérêt (cf. Ball (1997, p.4), note 2.)

¹⁷Comme le rapportent Fuhrer & Moore (1995b), il est habituel dans la littérature ayant trait à la structure par terme des taux de supposer une duration fixe. D vaut ici 28, ce qui correspond à une duration de 7 ans.

Enfin, le taux de change est défini suivant la parité des taux d'intérêt non couverte :

$$s_t = E_t s_{t+1} + i_t \Leftrightarrow i_t^f + \varepsilon_{s,t} \quad (2.10)$$

où i^f est le taux d'intérêt américain. La présence d'un choc $\varepsilon_{s,t}$ implique que la *PTINC* n'est vérifiée qu'en moyenne. Cette prime de risque suit un processus AR(1) stationnaire tel que :

$$\varepsilon_{s,t} = \omega_s \varepsilon_{s,t-1} + \zeta_{s,t} \quad (2.11)$$

avec $0 < \omega_s < 1$ et $\zeta_s \hookrightarrow bb$. Sans cette prime de risque variable dans le temps et sans les effets de la politique monétaire étrangère, le modèle surestimerait la capacité de la Banque Centrale Européenne à agir sur le cours de l'euro.

Le bloc US est le symétrique de l'économie européenne, à la calibration près. On note y^f la demande étrangère, π^f l'inflation étrangère, i^f le taux d'intérêt de court terme (déterminé par la règle monétaire américaine) et ρ^f le taux d'intérêt réel de long terme. Soit :

$$y_t^f = \alpha_y^f E_t y_{t+1}^f + (1 \Leftrightarrow \alpha_y^f) y_{t-1}^f \Leftrightarrow \alpha_\rho^f \rho_{t-1}^f + \alpha_s^f \Delta s_{t-1} + \varepsilon_{yt}^f \quad (2.12)$$

$$\pi_t^f = \gamma_\pi^f E_t \pi_{t+1}^f + (1 \Leftrightarrow \gamma_\pi^f) \pi_{t-1}^f + \gamma_y^f y_{t-1}^f + \gamma_s^f \Delta s_{t-1} + \varepsilon_{\pi t}^f \quad (2.13)$$

$$\rho_t^f = D \left(E_t \rho_{t+1}^f \Leftrightarrow \rho_t^f \right) + \left(i_t^f \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}^f \right) + \varepsilon_{\rho,t}^f \quad (2.14)$$

$$i_t^f = \left(1 \Leftrightarrow \beta_0^f \right) \left[E_t \pi_{t+1}^f + \left(\beta_1^f \Leftrightarrow 1 \right) \pi_t^f + \beta_2^f y_t^f \right] + \beta_0^f i_{t-1}^f + \varepsilon_{i,t}^f \quad (2.15)$$

L'équation (2.15) représente la règle monétaire de la FED. Suivant Jondeau & Le Bihan (2000), la cible d'inflation de moyen terme est partagée en deux éléments. Le premier, $E_t \pi_{t+1}^f$, implique que la banque centrale américaine a une cible pour le taux d'intérêt réel de court terme $i_t^f \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}^f$. Le second, $(\beta_1^f \Leftrightarrow 1) \pi_t^f$, traduit la réaction des autorités monétaires à l'écart d'inflation par rapport à sa cible de long terme. Ainsi, l'expression $E_t \pi_{t+1}^f + (\beta_1^f \Leftrightarrow 1) \pi_t^f + \beta_2^f y_t^f$ peut s'interpréter comme un terme à correction d'erreur par rapport à la cible de moyen terme. Sans trop compliquer le modèle, cette spécification permet d'intégrer l'anticipation d'inflation dans la règle et donc de considérer – au moins en partie – le comportement prospectif de la Fed. Sans perte de généralité, les termes d'erreur des équations du bloc US sont supposés être des bruits blancs. Finalement, le modèle se compose donc des équations (2.2) à (2.15).

2.2.2 Calibration du modèle sous forme réduite

Le modèle compte 19 coefficients à déterminer : $\alpha_y, \alpha_\rho, \alpha_s, \gamma_p, \gamma_y, \gamma_s, \omega_y, \omega_\pi, \omega_\rho$ et ω_s pour le bloc zone euro et $\alpha_y^f, \alpha_\rho^f, \alpha_s^f, \gamma_p^f, \gamma_y^f, \gamma_s^f, \beta_0^f, \beta_1^f$ et β_2^f pour le bloc US. Le modèle est étalonné de sorte à reproduire le plus fidèlement possible les trajectoires du VAR, au moins sur les 15 premiers trimestres.

Plus précisément, la méthode de calibration est la suivante. Comme il existe une infinité de combinaisons envisageables, les blocs US et zone euro sont dans un premier temps estimés par les GMM¹⁸, de sorte à bénéficier d'indications rigoureuses sur les valeurs attendues des paramètres. Étant donnés les coefficients estimés, la seconde étape consiste à ajuster les paramètres autorégressifs ω_i (par tâtonnement) de sorte que les trajectoires du modèle avec anticipations rationnelles s'insèrent dans l'intervalle de confiance des fonctions de réponse du VAR. Ces deux étapes devraient permettre de préciser d'une part la composante prospective des fonctions d'offre et de demande agrégées, et d'autre part la persistance nécessaire des chocs, deux critères importants dans l'optique de la détermination d'une règle monétaire optimale (Lansing & Trehan (2001), Guender (2001)).

Pour simuler des trajectoires à partir du modèle sous forme réduite, il est nécessaire de définir une règle monétaire provisoire venant boucler le bloc zone euro. Bien qu'il n'existe pas de politique monétaire commune sur la période d'étude, le modèle VAR a indiqué que le comportement moyen des banques centrales européennes s'inscrivait dans l'esprit d'une règle de Taylor. Il rejoint en cela les conclusions de Peersman & Smets (1998) et Gerlach & Schnabel (1999). La spécification suivante est donc retenue :

$$i_t = (1 \Leftrightarrow \beta_0) (\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t) + \beta_0 i_{t-1} \quad (2.16)$$

Les résultats des estimations de cette première étape figurent dans le tableau 2.3. Quoique plausible en termes d'ordre de grandeur et de signe, la sensibilité de l'output gap au taux d'intérêt réel de long terme (α_ρ) n'est pas statistiquement significative dans le bloc zone euro. La significativité du taux de change est également rejetée. En revanche, conformément aux indices délivrés par le VAR, le taux de change est une variable explicative significative de l'inflation (au seuil de 5%). Les autres paramètres sont statistiquement différents de zéro. Concernant les États-Unis, la nullité des coefficients est toujours rejetée, hormis sans surprise ceux afférents au taux de change.

Les trajectoires du modèle sont dans la seconde étape peaufinées en calibrant les paramètres auto-régressifs des chocs (ω_i) de telle sorte qu'elles viennent s'insérer dans l'intervalle de confiance des simulations VAR¹⁹. Deux relations en particulier sont essentielles. La première a trait à la réponse de l'output gap à un choc sur le taux long réel. La seconde concerne la réponse de l'inflation à un choc sur l'output gap. Comme il n'y a pas de coefficients à estimer dans les équations de taux de change et de taux long (D est fixé à 28), la réponse simulée de ces deux variables à des chocs (quels qu'ils soient) n'est pas nécessaire pour la calibration. De même, le comportement de l'inflation suite à un choc de taux long par exemple, comme celui de l'output gap suite à un choc d'offre, ne sont d'aucune utilité ; le taux long n'intervient pas dans (2.4), tout comme l'inflation n'apparaît pas dans (2.2). En revanche, les réponses de l'inflation et du taux de change à des chocs

¹⁸Les deux blocs sont estimés distinctement, faute de résultats exploitables lors des tentatives d'estimation conjointe. En revanche, les équations de chaque bloc font l'objet d'une estimation simultanée par les GMM en deux étapes, les tentatives d'estimation par FIML n'ayant pas été concluantes. Les données US sont issues de Datastream.

¹⁹Les chocs simulés sont de même amplitude que ceux qui sont à l'origine des simulations VAR, à savoir 0.47 pour le taux long, 0.475 pour l'output gap, 2.16 pour le taux de change et 0.24 pour le taux d'inflation.

Bloc zone euro			Bloc US		
Coef.	Valeur	écart-type	Coef.	Valeur	écart-type
α_y	0.552***	0.074	α_y^f	0.347***	0.050
α_ρ	0.020	0.029	α_ρ^f	0.029*	0.016
α_s	\Leftrightarrow 0.004	0.003	α_s^f	0.000	0.002
γ_p	0.600***	0.060	γ_p^f	0.474***	0.040
γ_y	0.048**	0.025	γ_y^f	0.038*	0.024
γ_s	0.004**	0.002	γ_s^f	\Leftrightarrow 0.000	0.002
β_0	0.934***	0.035	β_0^f	0.843***	0.047
β_1	1.261***	0.395	β_1^f	1.714***	0.237
β_2	6.132**	3.605	β_2^f	1.380**	0.598
Instruments : $y_{t-1}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, i_{t-1}, \rho_{t-1}, \Delta s_{t-1}$			Instruments : $y_{t-1}, y_{t-2}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, i_{t-1}, \rho_{t-1}, \Delta s_{t-1}$		

*, **, *** = significativité aux seuils respectifs de 10, 5 et 1%

Période d'estimation : 1979 : Q1 - 1998 : Q4.

TAB. 2.3: Résultats de l'estimation des deux blocs

idiosyncratiques sont nécessaires pour déterminer ω_π et ω_s . La procédure de tâtonnement aboutit à la calibration définitive qui figure dans le tableau 2.4.

Bloc Euro				Bloc US			
Coef.	Valeur	Coef.	Valeur	Coef.	Valeur	Coef.	Valeur
α_y	0.55	γ_s	0.004	α_y^f	0.347	γ_s^f	0.00
α_ρ	0.02	ω_y	0.1	α_ρ^f	0.029	β_0^f	0.84
α_s	0.004	ω_π	0.25	α_s^f	0.00	β_1^f	1.71
γ_π	0.60	ω_ρ	0.64	γ_π^f	0.474	β_2^f	1.38
γ_y	0.047	ω_s	0.17	γ_y^f	0.038		

TAB. 2.4: Calibration définitive

Le graphique 2.6 présente le rapprochement obtenu entre le VAR et le modèle sous forme réduite. Pour ce faire, une forte persistance des chocs de taux longs apparaît nécessaire ($\omega_\rho = 0.64$). Sans cela, l'output gap chute beaucoup moins et l'impact s'avère plus limité que dans le VAR. En revanche, le choc de demande (ε_y) n'a pas à être trop persistant. De plus, comme selon le VAR le taux de change rejoint rapidement l'équilibre après un choc idiosyncratique, un coefficient autorégressif ω_s égal à 0.17 s'avère suffisant²⁰. Enfin, comme le taux d'inflation n'a pas d'effets directs sur les autres variables du modèle, la calibration du paramètre ω_π s'appuie sur la réponse de la croissance des prix à un choc d'offre. Un ajustement acceptable est obtenu en le fixant à 0.25. Certes, la réponse du modèle sous

²⁰ ω_s est fixé par référence à la réponse du taux de change suite à un choc de taux de change.

forme réduite sort de l'intervalle de confiance au second trimestre. Mais aucune autre spécification (de type AR(2) par exemple), ni aucune autre valeur ne permettent d'obtenir un meilleur résultat.

Enfin, certains paramètres précédemment estimés sont partiellement corrigés. C'est le cas du coefficient α_s , qui garde sa valeur absolue, mais qui se voit attribuer un signe négatif. Le poids du taux de change dans les fonctions d'offre et de demande du bloc de la zone euro est donc relativement faible, mais pas négligeable au regard de la forte volatilité du taux de change. Par ailleurs, conformément aux tests économétriques, α_s^f et γ_s^f sont supposés nuls.

Ainsi, le modèle avec anticipations rationnelles répond assez bien aux trajectoires « observées » des variables. La réponse de l'output gap à un choc (positif) de taux long réel s'avère satisfaisante, comme le montre le graphique 2.6. L'impact est effectivement négatif et l'output gap atteint ≈ 0.15 comme le VAR, au bout de trois trimestres. De même, la réponse de l'inflation à une hausse de l'output gap est positive et maximum au bout de trois trimestres avec le modèle, soit une période d'avance sur le VAR. Enfin, lorsque le taux de change subit un choc, il rejoint rapidement son niveau d'équilibre. Les délais d'action de la politique monétaire sont conformes à l'attente : l'impact maximum des impulsions de politique monétaire se manifeste sur l'inflation moyennant 6 trimestres²¹.

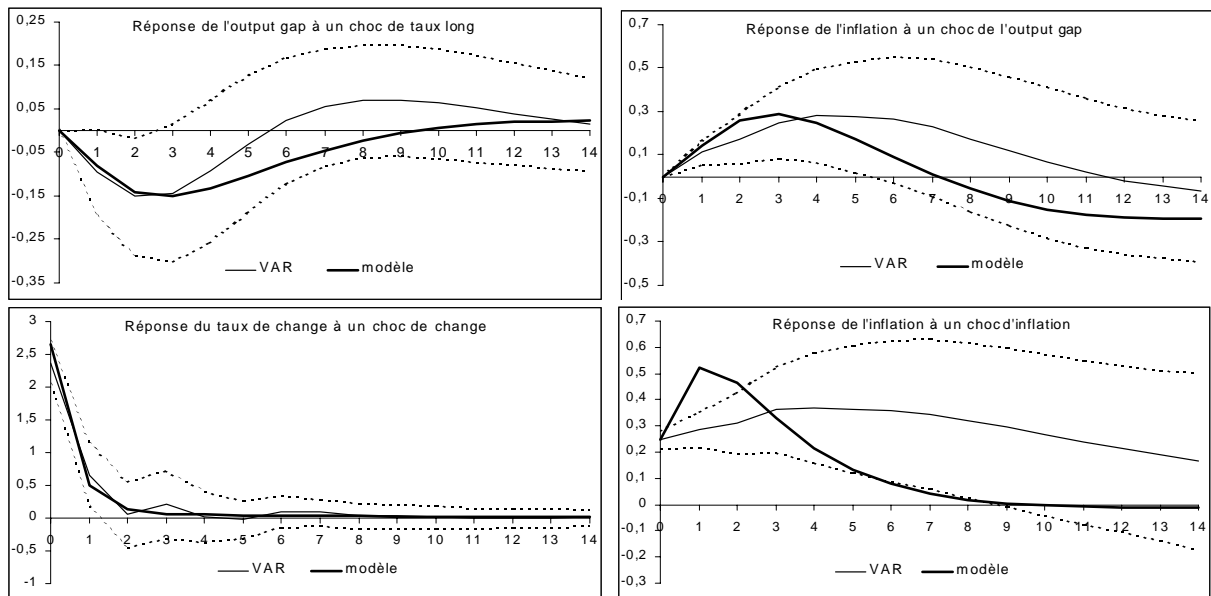


FIG. 2.6: Comparaison des réponses VAR / Modèle structurel

Outre le critère de proximité des trajectoires du modèle sous forme réduite avec le modèle VAR, la dernière section évalue la cohérence de la calibration définitive à l'aune des résultats obtenus dans des études analogues.

²¹Notons aussi que le modèle avec anticipations rationnelles amenuise la résonance des chocs par rapport au modèle VAR (cf. graphique 2.8 en annexe) ; alors que ce dernier retrouve l'équilibre au bout d'environ 17 ans, le modèle sous forme réduite connaît une stabilisation plus rapide, moyennant un délai de convergence d'environ 7 ans, quelle que soit l'origine du choc.

2.2.3 Discussion

- Comparaison de la calibration définitive avec des études similaires

Bien que les estimations relatives à la zone euro sont encore rares, le tableau 2.5 rapporte la valeur des coefficients estimés par plusieurs auteurs à partir de modèles proches de celui présenté dans la section précédente. En réalité, seuls Smets (2000) et Sahuc (2002) estiment à la fois un courbe IS et une courbe de Phillips hybrides. Le modèle de Smets (2000) est très proche de celui présenté ici, à la différence près que α_ρ traduit chez lui la sensibilité de l'output gap au taux d'intérêt de court terme. En dépit aussi du fait que son estimation débute en 1974 et du nombre restreint d'observations annuelles (24), les coefficients affichés sont proches de la calibration définitive. De même, le paramètre α_y calibré est semblable à celui obtenu par Sahuc (2002) sur données annuelles (1975-2000).

Les estimations de Gali et al. (2001), Jondeau & Le Bihan (2001), Gagnon & Khan (2001) et Bardsen, Jansen & Nyomen (2002) se concentrent sur la courbe de Phillips. Leurs résultats font apparaître certaines similitudes avec la calibration définitive. En particulier, on retrouve comme eux un paramètre γ_y relativement faible et une composante prospective supérieure à la composante inertielle²² ($\gamma_\pi > 0.5$).

	α_y	α_ρ	α_s	γ_π	γ_y	γ_s
<i>Calibration définitive</i>	0.55	0.02	0.004	0.60	0.047	0.004
Smets (2000)	0.56	0.06	↔	0.52	0.18	↔
Sahuc (2002)	0.51	0.06	↔	0.46	0.06	↔
Jondeau & Le Bihan (2001)	↔	↔	↔	0.73	0.07	↔
Gali et al. (2001)	↔	↔	↔	0.68	0.04	↔
Gagnon & Khan (2001)	↔	↔	↔	0.72	0.007	↔
Bardsen et al. (2002)	↔	↔	↔	0.65	0.03	↔
Coenen & Wieland (2000)	↔	0.036	↔	↔	↔	↔
Batini & Nelson (2001)	↔	0.20	0.05	0.20	0.10	0.025

TAB. 2.5: Relevé des calibrations / estimations pour la zone euro

Bien que moins directement comparables au nôtre, d'autres modèles peuvent fournir des éléments de comparaison. C'est le cas de Coenen & Wieland (2000). Ils estiment une courbe IS qui suit un AR(2) en y dans la lignée de Fuhrer & Moore (1995*b*), et dont l'estimation par les GMM couvre la période 1974-1997. Mais surtout, c'est la seule étude qui fait dépendre l'output gap du taux long réel (et non pas du taux court). Or, l'ordre de grandeur du coefficient α_ρ obtenu est comparable à celui calibré ici²³.

²²Jondeau & Le Bihan (2001) trouvent effectivement que la composante autorégressive de l'inflation est plus forte aux États-Unis qu'en Europe lorsque les estimations reposent sur la méthode des GMM. En revanche, ce constat est moins clair avec la méthode du maximum de vraisemblance.

²³Il est intéressant de noter que α_ρ n'est pas significatif non plus dans leurs estimations.

Enfin, la calibration du modèle utilisé par Batini & Nelson (2001) dans la lignée de Batini & Haldane (1999) et McCallum & Nelson (1999a) pour le compte du Royaume-Uni est reproduite sur la dernière ligne du tableau 2.5 ; les multiplicateurs relatifs au taux de change fournissent des bornes (très) hautes de comparaison pour la zone euro.

Ainsi, en dépit de l'hétérogénéité des résultats, imputable aux caractéristiques propres à chaque modèle, la calibration s'avère cohérente avec les estimations des travaux directement comparables, ce qui tend à conforter les résultats obtenus dans la précédente section.

- La sensibilité de l'output gap aux taux d'intérêt

La valeur calibrée du coefficient α_ρ peut sembler faible, dans la mesure où il est fréquent d'obtenir une valeur dix fois supérieure dans les modèles intégralement *backward-looking*²⁴. Ceci ne signifie pas pour autant que la politique monétaire a une prise limitée sur la demande. Preuve en est faite sur le graphique 2.6. En fait, dans les modèles avec anticipations rationnelles, le canal du taux d'intérêt est relayé par le canal des anticipations : étant donné le comportement graduel des autorités monétaires, les agents anticipent par exemple que tout resserrement monétaire sera durable, ce qui renforce les effets dépressifs d'une telle politique.

La politique monétaire reste donc efficace, même avec un coefficient α_ρ apparemment faible. Une autre façon de le démontrer consiste à comparer l'impact d'un choc (unitaire) de taux long réel sur l'output gap défini successivement par une courbe IS hybride et par une courbe IS auto-régressive de la forme :

$$y_t = \alpha_y^b y_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \alpha_y^b) y_{t-2} \Leftrightarrow \alpha_\rho \rho_{t-1} \Leftrightarrow \alpha_s \Delta s_{t-1}$$

Depuis Fuhrer & Moore (1995b), cette version de la courbe IS est fréquemment utilisée dans la littérature. Trois configurations sont envisagées ($\alpha_y^b = 0.5$, $\alpha_y^b = 1$ et $\alpha_y^b = 1.5$), alors que la version « hybride » est étalonnée conformément à la calibration définitive. Dans tous les cas, α_ρ est fixé à 0.02. Le graphique 2.7 indique clairement que quelle que soit la configuration, un choc de taux long a des effets beaucoup plus importants dans le modèle « hybride » que dans le modèle auto-régressif. Par conséquent, pour obtenir une réponse d'ampleur équivalente à celle suggérée par la formulation mixte, il faudrait augmenter α_ρ dans la spécification purement *backward*. Ainsi, plus l'incidence des anticipations est importante et moins il apparaît nécessaire d'avoir une élasticité α_ρ démesurément élevée pour que la politique monétaire puisse agir sur l'output gap²⁵.

Enfin, en remontant aux paramètres structurels de la courbe IS « hybride » (cf. Annexe), la calibration définitive implique un coefficient γ (traduisant l'importance de la formation d'habitude dans la fonction d'utilité) égal à 0.85. C'est la valeur trouvée par Fuhrer (2000) pour les États-Unis.

²⁴Cf. Jondeau & Le Bihan (2000), Artus, Penot & Pollin (1999), Orphanides & Wieland (1999).

²⁵Pour la zone euro, cette idée est confortée par le signe négatif de la covariance entre les estimateurs des GMM de α_y et α_ρ .

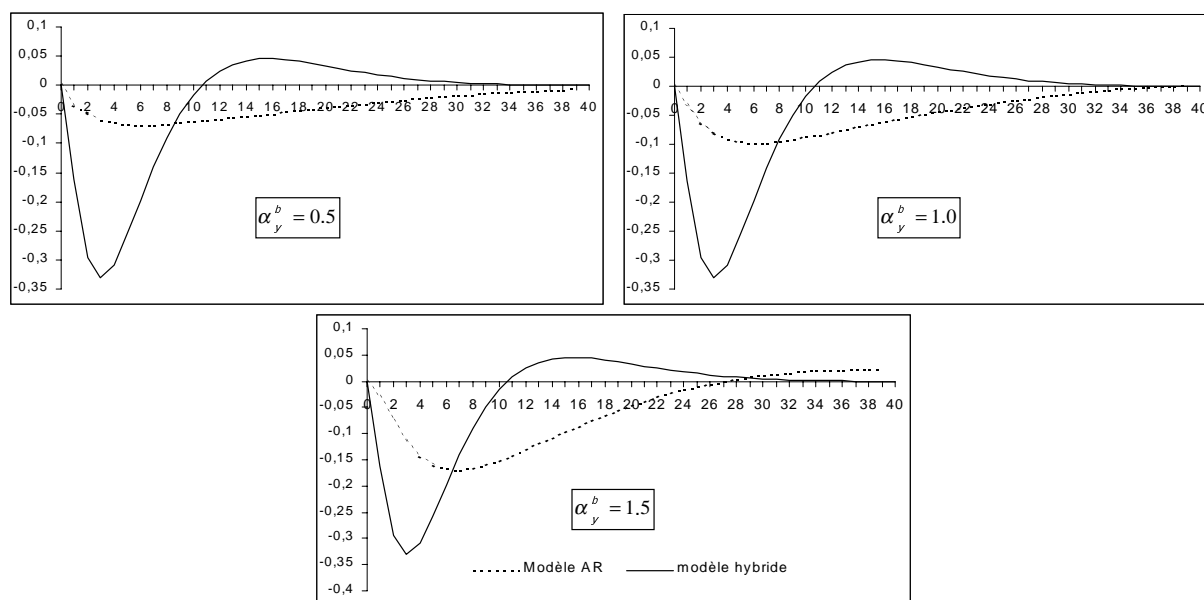


FIG. 2.7: Courbes IS « hybride » vs Courbe IS autorégressive

- L'impact de l'output gap sur l'inflation

Le dernier point concerne la valeur de γ_y . D'une part, l'apparente faiblesse de ce paramètre n'est pas synonyme d'insensibilité de l'inflation aux mouvements de l'activité (cf. fig. 2.6). D'autre part, elle est théoriquement justifiable. En effet, la détermination formelle de la courbe de Phillips « hybride » fait dépendre le taux d'inflation du coût marginal réel des entreprises²⁶ noté ψ , soit :

$$\pi_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 \Leftrightarrow \gamma_\pi) \pi_{t-1} + \lambda \psi_t$$

Comme il est pratique d'utiliser non pas une mesure des coûts marginaux mais l'output gap comme mesure d'activité dans les modèles sous forme réduite, et sachant qu'il existe sous certaines conditions une relation de proportionnalité entre les deux variables, telle que $\psi_t = \kappa y_t$, alors la courbe de Phillips peut se réécrire :

$$\pi_t = \gamma_\pi E_t \pi_{t+1} + (1 \Leftrightarrow \gamma_\pi) \pi_{t-1} + \lambda \kappa y_t$$

où $\lambda \kappa$ équivaut à γ_y dans le modèle calibré précédemment. Or, quelles que soient les études économétriques²⁷, les paramètres structurels κ et λ sont très largement inférieurs à 1, ce qui justifie un coefficient γ_y (le produit des deux) relativement faible.

2.3 Conclusion

L'examen des propriétés stabilisatrices d'une politique monétaire fondée sur des ICM requiert la construction d'un modèle macroéconomique prenant en compte l'ensemble des

²⁶cf. Annexe.

²⁷cf. par exemple Gali & Gertler (1999), Gali et al. (2001) et Jondeau & Le Bihan (2001).

interactions théoriquement concevables entre les variables. Ce chapitre présente le modèle sous forme réduite à deux pays avec anticipations rationnelles qui sera utilisé à cette fin dans le chapitre suivant.

Dans un premier temps, l'examen approfondi d'un VAR structurel de la zone euro a permis d'observer que les canaux de transmission usuels des chocs et de la politique monétaire résistent à l'agrégation des données. Il se confirme que la BCE a une prise sur l'inflation, moyennant un délai de sept à huit trimestres, par l'intermédiaire de l'output gap et du taux de change, même si l'impact de ce dernier est, sans surprise, peu démonstratif. La difficulté à saisir la sensibilité de l'ensemble de la zone aux fluctuations de la parité euro / dollar peut d'ailleurs s'expliquer par l'importance des relations intra-zones, qui jusqu'à une date récente rendaient les comportements nationaux d'offre et de demande plus sensibles aux parités des monnaies européennes entre elles qu'à la parité euro / dollar.

Étant donné l'aspect empirique de ce type de modèle, les fonctions de réponse des VAR sont généralement vues comme des trajectoires de référence à court terme, puisque correspondant aux évolutions « observées » des variables macroéconomiques. En revanche, l'utilisation des VAR à des fins d'évaluation de la politique monétaire se heurte à deux difficultés : la résonance excessivement forte des chocs et la critique de Lucas. Qui plus est, la prise en compte de la formation des anticipations s'avère plus que jamais nécessaire lorsqu'il s'agit d'étudier la place revenant au taux de change – variable particulièrement sensible aux anticipations – dans la conduite de la politique monétaire.

C'est pourquoi il est apparu nécessaire dans un second temps de construire un modèle sous forme réduite avec anticipations rationnelles, étalonné de façon à reproduire des trajectoires de court terme proches de celles du VAR structurel. Bien que par définition, la calibration autorise une grande liberté dans le choix des valeurs des paramètres, et s'avère de ce fait toujours discutable, la méthode employée ici se veut rigoureuse. D'une part, le souci d'indépendance des termes d'erreur, l'exigence de significativité des coefficients estimés, l'exigence de significativité globale et individuelle des restrictions structurelles font de l'estimation du VAR une méthode pas moins robuste qu'une autre.

D'autre part, des estimations complémentaires et exploratoires par les GMM en deux étapes ont permis d'affiner la calibration, et de réduire à la fois la liberté et l'incertitude entourant chaque coefficient. En particulier, ces estimations ont permis de fixer à des niveaux vraisemblables les élasticités de la demande et de l'offre agrégées au taux de change. Finalement, les écarts observés entre les évolutions simulées du modèle estimé par les GMM et les simulations VAR – écarts essentiellement expliqués par l'insuffisante inertie du modèle sous forme réduite – ont été comblés par l'ajustement de la persistance des chocs. Les paramètres auto-régressifs des aléas ont été fixés de telle sorte que les fonctions de réponse du modèle sous forme réduite s'insèrent dans les intervalles de confiance préalablement déterminés par les simulations VAR. Les coefficients ainsi calibrés s'avèrent cohérents et comparables aux résultats économétriques existants.

Le modèle à deux pays peut à présent servir de support à la détermination et à l'étude des propriétés des règles monétaires optimales dans une économie « peu ouverte ». C'est l'objet du chapitre qui suit.

2.4 Annexes du chapitre 2

2.4.1 Propriétés du VAR structurel

2.4.1.1 Test d'auto-corrélation des résidus du VAR

Les propriétés économétriques sous-jacentes à la simulation de fonctions de réponse exigent que les résidus du VAR soient des bruits blancs. Une fois le VAR estimé, cette hypothèse doit être vérifiée pour déterminer la valeur de p jugée optimale. En cas de rejet, des retards sont ajoutés jusqu'à ce que l'hypothèse d'indépendance des résidus soit acceptée. Le test d'auto-corrélation des résidus de Ljung-Box est utilisé à cette fin. Le tableau 2.6 reproduit les statistiques des 4, 8 et 12 premiers coefficients d'autocorrélation. La première partie du tableau indique que la nullité de la somme des k premiers coefficients d'auto-corrélation est rejetée dans de nombreux cas. En revanche, l'hypothèse nulle est acceptée pour $p = 3$. Autrement dit, les résidus des cinq équations constitutives du VAR sont alors effectivement des bruits blancs. Il est donc préférable de recourir à une estimation avec non pas deux mais trois retards.

Série de résidus de l'équation :	Q(4)		Q(8)		Q(12)	
	Stat.	SL	Stat.	SL	Stat.	SL
Nombre de retards : $p = 2$						
1. Taux long réel	21.70	0.00	25.96	0.00	28.86	0.00
2. Output gap	3.18	0.53	4.97	0.76	8.32	0.76
3. Inflation	11.16	0.02	16.69	0.03	29.87	0.00
4. Taux court nominal	1.71	0.78	4.37	0.82	7.71	0.81
5. Δ taux de change	1.26	0.87	8.83	0.35	9.19	0.68
Nombre de retards : $p = 3$						
1. Taux long réel	9.31	0.05	12.62	0.12	15.93	0.19
2. Output gap	2.22	0.69	3.86	0.87	8.33	0.76
3. Inflation	3.44	0.49	5.68	0.68	15.84	0.19
4. Taux court nominal	2.18	0.71	4.66	0.79	6.77	0.87
5. Δ taux de change	0.02	0.99	9.86	0.27	10.52	0.57

TAB. 2.6: Tests d'indépendance des résidus du VAR (Ljung & Box)

2.4.1.2 Stationnarité des résidus du VAR structurel

Le test de racine unitaire ADF de Dickey-Fuller est utilisé pour tester la stationnarité des résidus du VAR, notés ϑ_j ($j = \rho, \pi, y, i, s$). Cette procédure consiste à estimer la relation suivante :

$$\Delta\vartheta_{j,t} = b\vartheta_{j,t} + \sum_{k=1}^p \varphi_k \Delta\vartheta_{j,t-k} + \xi_t$$

et à tester l'hypothèse nulle de non-stationnarité ($H_0 : b = 0$) contre l'hypothèse alternative d'absence de racine unitaire ($H_0 : b < 0$). Comme les variables sont centrées et comme un

trend est inséré dans le VAR, le test est effectué sans trend ni constante. Deux méthodes ont été employées pour déterminer le nombre de retards p optimal. La première s'appuie sur le critère de sélection AIC. La seconde consiste à choisir le nombre de décalages suivant le critère du $pmax$: à partir d'une valeur arbitraire (fixée ici à 4), la significativité du dernier retard est testée. Si ce décalage s'avère significatif, alors on retient la valeur de p . Sinon, le nombre de retards est réduit, jusqu'à ce que le dernier coefficient soit significativement différent de zéro. Pour $p = 0$, on retrouve le test standard (non augmenté) de Dickey-Fuller. Les valeurs critiques du test sont tirées de la table de MacKinnon (1991). Les statistiques sont rapportées en valeur absolue dans le tableau 2.7.

Équation (j)	$pmax$	AIC	Conclusion
ρ	6.504***	4.129***	$I(0)$
y	9.987***	3.044**	$I(0)$
π	5.138***	3.695***	$I(0)$
i	10.30***	2.828*	$I(0)$
s	10.08***	4.027***	$I(0)$
Valeurs critiques ^(a)	1%	5%	10%
	3.499	2.892	2.283

*, **, *** : L'hypothèse de racine unitaire est rejetée aux seuils de 10, 5 et 1%. (a) : Table de McKinnon.

TAB. 2.7: Tests de racines unitaires sur les résidus du VAR

La présence de racines unitaires est globalement rejetée. Suivant le critère du $pmax$, l'hypothèse nulle est systématiquement rejetée à 1%. Les résultats fondés sur l'application du critère AIC sont légèrement plus nuancés. En particulier, la stationnarité du résidu de l'équation du taux d'intérêt de court terme n'est acceptée qu'au seuil de 10%.

2.4.1.3 Détails sur la décomposition structurelle

L'ampleur de ces chocs simulés pour extraire des fonctions de réponse est donnée par la matrice des variances-covariances du VAR, définie telle que $E(UU') = \Omega_u$. Mais encore faut-il s'assurer que seul $u_{y,t}$ varie lorsque l'on souhaite étudier par exemple la réponse du système à un choc de demande en t . L'interprétation du choc est en effet délicate si le fait de faire varier $u_{y,t}$ impliquait un mouvement instantanément de $u_{\pi,t}$. Sauf à supposer arbitrairement que les covariances sont nulles – ce qui n'est pas le cas – la matrice Ω_u n'est pas diagonale. Par conséquent les simulations réalisées à partir de Ω_u ne sont pas directement identifiables en termes de chocs structurels.

La décomposition de Cholesky est une méthode qui permet de construire des chocs orthogonaux. Grossièrement, cette triangularisation de Ω_u est obtenue par combinaison linéaire des u_i . Elle permet ainsi de générer de nouveaux résidus v_i orthogonaux entre eux. Après cette transformation, la simulation d'un choc de demande $v_{y,t}$ par exemple reviendra formellement à faire varier la partie de u_y orthogonale à u_π, u_ρ, u_i et u_s . Si rigoureuse qu'elle soit, cette méthode constitue une décomposition particulière parmi d'autres. Dans notre cas, il est *a priori* possible d'établir quelles sont les relations contemporaines qui devraient

être vérifiées. Par exemple, on sait que le taux d'inflation courant devrait figurer dans la règle monétaire, de même que le taux d'intérêt de court terme devrait être une variable explicative contemporaine du taux long. Par ailleurs, la théorie nous enseigne que le taux d'intérêt devrait être un déterminant du taux de change courant. Il est donc préférable de recourir à une décomposition structurelle des chocs. Pour ce faire, on définit une matrice A telle que le VAR structurel s'écrit :

$$AY_t = B(L)Y_t + V_t \quad (2.17)$$

avec L l'opérateur de retard standard et V le vecteur des chocs structurels *i.i.d.*. Si A^{-1} existe, alors

$$Y_t = [A^{-1}B(L)] Y_t + A^{-1}V_t \quad (2.18)$$

Par identification, on note alors U_t le vecteur des résidus, tel que $U_t \equiv A^{-1}V_t$ et $\Phi(L) \equiv A^{-1}B(L)$. La matrice des variances-covariances structurelles est notée Ω_v . Dans le cas général, le modèle VAR structurel peut alors se définir de la façon suivante :

$$\underbrace{\begin{bmatrix} 1 & a_{1,2} & a_{1,3} & a_{1,4} & a_{1,5} \\ a_{2,1} & 1 & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{3,1} & \dots & 1 & \vdots & \vdots \\ a_{4,1} & \dots & \dots & 1 & \vdots \\ a_{5,1} & \dots & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix}}_A \begin{bmatrix} \rho_t \\ y_t \\ \pi_t \\ \dot{i}_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{1,1}(L) & b_{1,2}(L) & b_{1,3}(L) & b_{1,4}(L) & b_{1,5}(L) \\ b_{2,1}(L) & \ddots & & & \vdots \\ b_{3,1}(L) & & \ddots & & \vdots \\ b_{4,1}(L) & & & \ddots & \vdots \\ b_{5,1}(L) & \dots & \dots & \dots & b_{5,5}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \rho_t \\ y_t \\ \pi_t \\ \dot{i}_t \\ \Delta s_t \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{\rho,t} \\ v_{y,t} \\ v_{\pi,t} \\ v_{i,t} \\ v_{s,t} \end{bmatrix}$$

Pour passer du VAR standard au VAR structurel, en notant k le nombre de variables du VAR, on dénombre $k^2 \Leftrightarrow k$ termes à identifier dans la matrice A ²⁸ plus les k termes de la diagonale de Ω_v . Il y a donc, au total, k^2 termes à identifier. L'estimation de Ω_u (matrice symétrique) permet d'obtenir $k(k+1)/2$ termes. Par conséquent, pour que le VAR structurel soit parfaitement identifiable, il faudrait lui imposer $k^2 \Leftrightarrow k(k+1)/2 = k(k \Leftrightarrow 1)/2$ restrictions, soit 10 restrictions dans notre cas précis.

L'hypothèse d'un lien contemporain entre le taux d'intérêt de court terme et celui de long terme est traduit par la présence de $a_{1,4}$ dans la matrice A . De plus, afin de caractériser sous une forme plus conventionnelle la politique monétaire moyenne effectivement menée depuis le début des années 1980, il est opportun de supposer que le taux court nominal répond à l'output gap et à l'inflation **courants**, ce que traduisent respectivement $a_{4,2}$ et $a_{4,3}$.

²⁸Il y a au total $k \times k$ termes auxquels on soustrait les k termes qui sont sur la diagonale et qui, par construction, valent 1.

Enfin, comme le VAR n'a pas permis de valider la prise des autorités monétaires sur le taux de change, la relation contemporaine entre le taux d'intérêt long et le taux de change est également testée (coefficient $a_{5,1}$)²⁹. Les autres coefficients (les restrictions) hors de la diagonale sont contraints à 0. C'est pourquoi concrètement seuls 4 coefficients a_i apparaissent dans la matrice A :

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0.0 & 0.0 & a_{1,4} & 0.0 \\ 0.0 & 1 & 0.0 & 0.0 & 0.0 \\ 0.0 & 0.0 & 1 & 0.0 & 0.0 \\ 0.0 & a_{4,2} & a_{4,3} & 1 & 0.0 \\ a_{5,1} & 0.0 & 0.0 & 0.0 & 1 \end{bmatrix}$$

Ce qui fait que 16 restrictions sont posées au lieu des 10 requises. Le modèle est donc suridentifié, mais cette contrainte est admise au vue du test de suridentification³⁰. L'estimation des quatre paramètres libres est rapportée dans le tableau 2.8. Tous les coefficients sont significatifs et ont un signe conforme à l'attente. On note d'une part que le lien entre le taux long et le taux court est assez fort ($a_{1,4} = \hat{=}0.21$) et d'autre part que le coefficient de la « règle » associé à l'inflation courante ($a_{4,3} = \hat{=}0.58$) est proche de celui de la règle de Taylor originale.

Coefficients	$a_{1,4}$	$a_{4,2}$	$a_{4,3}$	$a_{5,1}$
Valeur	$\hat{=}0.212^{**}$	$\hat{=}0.329^{***}$	$\hat{=}0.577^{***}$	$\hat{=}1.257^{***}$
Écart-Type	0.089	0.102	0.204	0.481
Test de suridentification : $\chi_6^2 = 6.208$ avec $SL = 0.400$				

TAB. 2.8: Estimation de la matrice A

Grâce à cette transformation, les innovations sont propres à chacune des équations du VAR. La matrice des variances-covariances Ω_v ainsi obtenue sert de base pour générer des fonctions de réponses, dont les impulsions sont données successivement par un choc de taux long réel (v_ρ), un choc de demande (v_y), un choc d'offre (v_π), un choc de politique monétaire (v_i) et un choc de change ($v_{\Delta s}$). Concernant enfin la décomposition de variance, il est important de noter que les contributions rapportées pour la première période (pour $j = 1$) ne sont pas représentatives puisqu'elles dépendent la décomposition de la matrice Ω_v .

²⁹D'après Cushman & Zha (1997) le taux de change doit, sous un régime de changes flexibles, réagir à tous les chocs contemporains, autrement dit à toutes les variables contemporaines. Cependant, l'estimation des coefficients $a_{5,j} \forall j \in [2, 4]$ n'apporte pas de modifications majeures aux fonctions de réponse.

³⁰On ne rejette pas l'hypothèse nulle suivant laquelle le modèle contraint est acceptable.

2.4.1.4 Dynamique de long terme du VAR et du modèle sous forme réduite

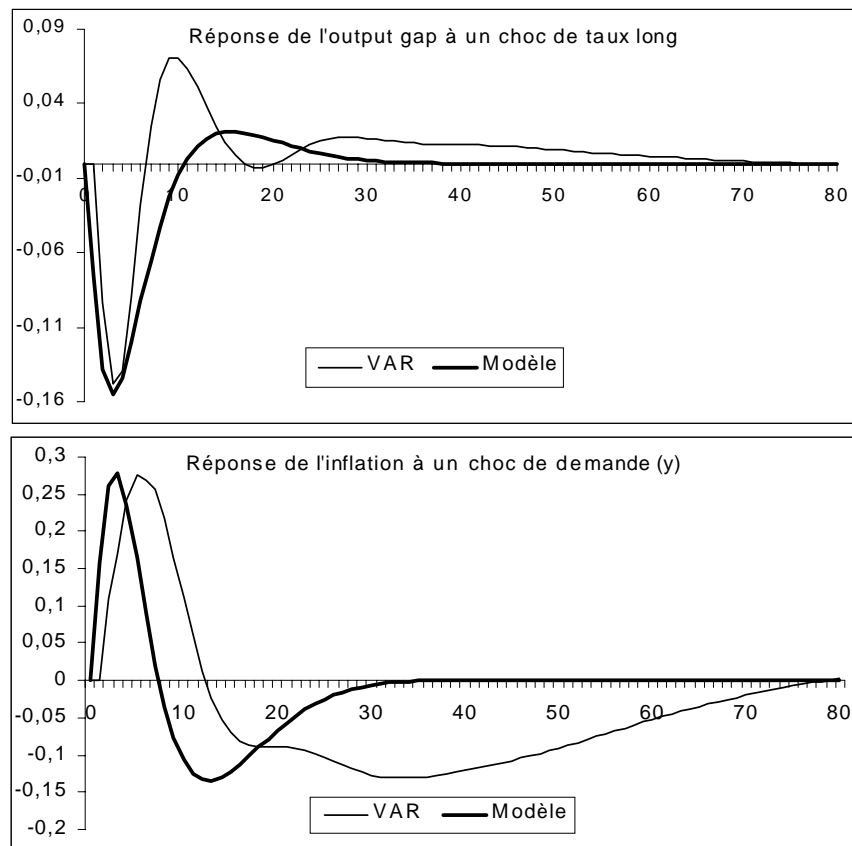


FIG. 2.8: Comparaison des réponses VAR / Modèle structurel à long terme

2.4.2 Fondements théoriques d'un modèle mixte

Cette annexe n'a pas pour objectif de définir exactement les relations (2.2) et (2.4), étant donné les éléments *ad hoc* tels que le taux de change, l'effet retardé du taux d'intérêt réel de long terme et de l'output gap, ou la spécification autorégressive de la structure des chocs, mais de formaliser l'intuition sous-jacente à la présence conjointe de la valeur passée et anticipée des endogènes. La première section présente un exemple de détermination d'une fonction de demande agrégée « hybride ». La seconde section s'inspire du modèle de Gali & Gertler (1999) pour définir une courbe de phillips qui dépendrait à la fois de l'inflation passée et de l'inflation anticipée.

2.4.2.1 Détermination d'une fonction de Demande Agrégée mixte

Il est possible de déterminer une fonction de demande agrégée qui soit à la fois dépendante des anticipations et de la valeur retardée de y . Ceci se justifie théoriquement par la formation d'habitude dans le niveau de consommation des ménages ou l'effet de rattrapage que ces derniers souhaitent exercer sur un niveau de consommation moyen. Le principe du « *keeping up with the Joneses* » (Abel (1990)) constitue un cas standard d'effet de rattrapage.

On suppose que les consommateurs maximisent le programme de consommation suivant :

$$\text{Max } E_t \sum_{T=0}^{\infty} \beta^T U(C_{t+T}) \quad (2.19)$$

où la fonction d'utilité instantanée est donnée par :

$$U(C_t, \bar{C}_{t-1}) = A_t \frac{\sigma}{\sigma \Leftrightarrow 1} \left(\frac{C_t}{\bar{C}_{t-1}^\gamma} \right)^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \quad (2.20)$$

avec $0 < \sigma < 1$ et $\gamma > 0$. σ représente l'élasticité de substitution intertemporelle. \bar{C}_{t-1} est le niveau de consommation moyenne de la période précédente. C'est une externalité qui permet de prendre en compte l'effet d'une référence sociale – le niveau de consommation moyen – que visent les consommateurs. A_t constitue un paramètre exogène de préférences (de goût) des consommateurs. β est le taux de préférence pour le présent.

En notant $I_t = 1 + rl_t$ avec rl_t le taux d'intérêt nominal de long terme et P_t le niveau général des prix, et en considérant une contrainte de budget standard, la condition d'Euler pour la consommation optimale est donnée par :

$$\frac{\delta U(C_t)}{\delta C_t} = \beta E_t \left[\frac{\delta U(C_{t+1})}{\delta C_{t+1}} \frac{I_t P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (2.21)$$

or,

$$\frac{\delta U(C_t)}{\delta C_t} = A_t C_t^{-\frac{1}{\sigma}} \bar{C}_{t-1}^{-\gamma(1-\frac{1}{\sigma})} \quad (2.22)$$

En substituant dans (2.21), on obtient :

$$A_t C_t^{-\frac{1}{\sigma}} \bar{C}_{t-1}^{-\gamma(1-\frac{1}{\sigma})} = \beta E_t \left[A_{t+1} C_{t+1}^{-\frac{1}{\sigma}} \bar{C}_t^{-\gamma(1-\frac{1}{\sigma})} \frac{I_t P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (2.23)$$

\Leftrightarrow

$$1 = \beta E_t \left[\frac{A_{t+1}}{A_t} \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\gamma(1-\frac{1}{\sigma})} \frac{I_t P_t}{P_{t+1}} \right]$$

\Leftrightarrow

$$1 = \beta E_t \left[\exp \left\{ \Delta \ln A_{t+1} \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \ln C_{t+1} + \frac{1}{\sigma} \ln C_t \Leftrightarrow \gamma \left(1 \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \right) \ln \bar{C}_t \right. \right. \\ \left. \left. + \gamma \left(1 \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \right) \ln \bar{C}_{t-1} + \ln \left(\frac{I_t P_t}{P_{t+1}} \right) \right\} \right] \quad (2.24)$$

Si x suit une loi Normale, alors $E[\exp(x)] = \exp\left[E(x) + \frac{\text{var}(x)}{2}\right]$. De plus, le principe de log-linéarisation implique $\ln E_t x_t = E_t \ln x_t$ et d'après l'approximation logarithmique, $\ln(1 + rl_t) \approx rl_t$. En notant $\ln(X) = x$ et en exprimant la relation (2.24) en log de part et d'autre de l'égalité, il s'ensuit :

$$0 = \ln \beta + E_t \left[a_{t+1} \Leftrightarrow a_t \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} c_{t+1} + \frac{1}{\sigma} c_t \Leftrightarrow \gamma \left(1 \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \right) \bar{c}_t + \gamma \left(1 \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \right) \bar{c}_{t-1} + rl_t + p_t \Leftrightarrow p_{t+1} \right]$$

D'où :

$$c_t = \Leftrightarrow \sigma \ln \beta \Leftrightarrow \sigma E_t(a_{t+1}) + \sigma a_t + E_t(c_{t+1}) + \sigma \gamma \left(1 \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \right) \bar{c}_t \\ \Leftrightarrow \sigma \gamma \left(1 \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \right) \bar{c}_{t-1} \Leftrightarrow \sigma rl_t \Leftrightarrow \sigma p_t + \sigma E_t(p_{t+1}) \quad (2.25)$$

On note $E_t \pi_{t+1} = E_t p_{t+1} \Leftrightarrow p_t$ et $\sigma[a_t \Leftrightarrow E_t(a_{t+1})] \equiv \eta_t^d$, avec $\eta_t^d \Leftrightarrow bb$. Sachant que $\ln \beta \approx 0$ et comme à l'équilibre, $y_t^d = c_t = \bar{c}_t$ (on néglige l'investissement), alors (2.25) devient :

$$y_t^d = E_t y_{t+1}^d + \sigma \gamma \left(1 \Leftrightarrow \frac{1}{\sigma} \right) y_{t-1}^d \Leftrightarrow \sigma (rl_t \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}) + \eta_t^d \quad (2.26)$$

En réarrangeant les termes, on obtient :

$$[1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)] y_t^d = E_t y_{t+1}^d + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma) y_{t-1}^d \Leftrightarrow \sigma (rl_t \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}) + \eta_t^d \quad (2.27)$$

qui permet, en posant $\rho_t = rl_t \Leftrightarrow E_t \pi_{t+1}$, de déterminer la fonction de demande agrégée :

$$y_t^d = \frac{1}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} E_t y_{t+1}^d + \frac{\gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} y_{t-1}^d \Leftrightarrow \frac{\sigma}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} \rho_t + \frac{1}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} \eta_t^d \quad (2.28)$$

On suppose que le PIB potentiel y_t^p suit une marche au hasard exogène telle que :

$$y_{t+1}^p = y_t^p + \eta_{t+1}^p \quad \text{avec} \quad \eta_{t+1}^p \hookrightarrow bb \quad (2.29)$$

Comme par définition $E_t(\eta_{t+1}^p) = 0$, on note $E_t(y_{t+1}^p) = y_t^p = \bar{y}$. En soustrayant le terme $[1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)]\bar{y}$ à gauche et à droite de (2.27), on obtient :

$$[1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)](y_t^d \Leftrightarrow \bar{y}) = E_t y_{t+1}^d + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma) y_{t-1}^d \Leftrightarrow [1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)]\bar{y} \Leftrightarrow \sigma \rho_t + \eta_t^d \quad (2.30)$$

\Leftrightarrow

$$[1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)](y_t^d \Leftrightarrow \bar{y}) = [E_t y_{t+1}^d \Leftrightarrow \bar{y}] + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma) [y_{t-1}^d \Leftrightarrow \bar{y}] \Leftrightarrow \sigma \rho_t + \eta_t^d \quad (2.31)$$

On définit y l'output gap tel que $y_t \equiv y_t^d \Leftrightarrow \bar{y}$. On obtient alors la fonction de demande agrégée exprimée en termes d'output gap :

$$y_t = \frac{1}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} E_t y_{t+1} + \frac{\gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} y_{t-1} \Leftrightarrow \frac{\sigma}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} \rho_t + \frac{1}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} \eta_t^d \quad (2.32)$$

L'output gap courant dépend à la fois de sa valeur passée et de son anticipation. Par souci de simplification, on définit

$$\alpha_y \equiv \frac{1}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} \quad (2.33)$$

$$\alpha_\rho \equiv \frac{\sigma}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} \quad (2.34)$$

$$\varepsilon_{yt} \equiv \frac{1}{1 + \gamma(1 \Leftrightarrow \sigma)} \eta_t^d \quad (2.35)$$

À quelques nuances près, on retrouve ainsi la relation (2.2) calibrée dans la section 2.2.

2.4.2.2 Détermination d'une courbe de Phillips mixte

On considère un *continuum* de firmes indicées par z , compris entre 0 et 1, en situation de concurrence monopolistique. La fonction de production de chacune de ces entreprises est donnée par :

$$Y_t(z) = A(z) N_t^a(z) K_t^{1-a}(z) \quad (2.36)$$

Conformément au modèle de Calvo (1983), chaque firme a l'opportunité de modifier son prix à chaque période avec une probabilité de $(1 \Leftrightarrow \phi)$. De plus, parmi ces firmes, seule une proportion $(1 \Leftrightarrow \omega)$ se comporte de façon optimale, c'est-à-dire conformément à leur programme de maximisation du profit. On note $X_t^f(z)$ le prix établi par les firmes qualifiées de *forward-looking* par référence à la maximisation de leurs flux de revenus futurs³¹.

³¹cf. programme 2.42.

Au contraire, la révision du prix des entreprises restantes (ω) s'appuie sur une règle de comportement « *backward-looking* », telle que :

$$\hat{x}_t^b = \hat{x}_{t-1} + \Delta \hat{p}_{t-1} \quad (2.37)$$

où \hat{x}_t^b représente l'écart, en log, de \hat{X}^b par rapport à son niveau d'équilibre³². \hat{x}_t^b est le nouveau prix établi par la proportion ω de firmes ayant reçu « le signal » de modifier leur tarification, mais qui se comporte de façon non-optimale. Concrètement, ce nouveau prix est fixé en référence au niveau des prix anciennement révisés (en $t \Leftrightarrow 1$) ajusté du taux d'inflation passé. On peut définir l'indice des prix nouvellement révisés en t , noté \hat{x}_t , par la spécification suivante :

$$\hat{x}_t = (1 \Leftrightarrow \omega) \hat{x}_t^f + \omega \hat{x}_t^b \quad (2.38)$$

où par analogie, \hat{x}_t^f représente le prix établi par les entrepreneurs *forward-looking*. La relation (2.38) est une moyenne pondérée des prix nouvellement révisés, à la fois de façon optimale et conformément à la relation (2.37).

Pour résumer, il y a, à chaque période, une proportion ($1 \Leftrightarrow \phi$) de firmes « autorisées » à modifier leur prix, et parmi lesquelles seule une proportion ($1 \Leftrightarrow \omega$) le réactualise suivant un comportement maximisateur « *forward-looking* ». Par conséquent, à chaque période, une proportion ϕ d'entreprises ne révisé pas son prix³³.

On s'intéresse tout d'abord au comportement des firmes « *forward-looking* ». Elles font face à une courbe de demande de la forme :

$$Y_t(z) = \left(\frac{X_t^f(z)}{P_t} \right)^{-\theta} \bar{Y}_t \quad (2.39)$$

où P_t représente le niveau de prix agrégé (tenant compte à la fois des prix qui ont été révisés et de ceux qui ne l'ont pas été). Le paramètre θ (> 1) constitue l'élasticité prix-demande constante auquel chaque firme est confrontée. C'est aussi l'élasticité de substitution à la Dixit-Stiglitz entre les biens différenciés. Le niveau de production agrégé \bar{Y}_t est un agrégat CES défini par :

$$\bar{Y}_t = \left[\int_0^1 (Y_t(z))^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

De façon usuelle, le programme de maximisation du profit (par rapport à X_t^f) de ces firmes est donné par³⁴ :

$$\text{Max } E_t \sum_{k=0}^{+\infty} (\phi\beta)^k \left[X_t^f \left(\frac{X_t^f}{P_{t+k}} \right)^{-\theta} \bar{Y}_{t+k} \Leftrightarrow W_{t+k} N_{t+k} \Leftrightarrow R_{t+k} K_{t+k} \right] \quad (2.40)$$

³²De façon générale, dans tout ce qui suit, on note $x_t = \ln(X_t)$ et $\hat{x}_t = (X_t \Leftrightarrow \bar{X}) / \bar{X} \approx x_t \Leftrightarrow \bar{x}$.

³³On peut noter que pour chaque entreprise, la probabilité ($1 \Leftrightarrow \phi$) est indépendante du temps écoulé depuis la précédente révision. Par conséquent, le temps moyen pendant lequel un prix demeure inchangé est donné par $(1 \Leftrightarrow \phi) \sum_{k=0}^{+\infty} (k\phi)^{k-1} = 1/(1 \Leftrightarrow \phi)$. Si par exemple ϕ vaut 0.75, alors les prix sont fixés en moyenne pour un an.

³⁴Pour alléger les écritures, les indices z sont omis.

sous la contrainte :

$$\left(\frac{X_t^f}{P_{t+k}}\right)^{-\theta} \bar{Y}_{t+k} \leq AN_{t+k}^a K_{t+k}^{1-a} \quad \forall k \geq 0 \quad (2.41)$$

où W , R , N et K représentent respectivement le niveau des salaires nominaux, le coût du capital, le niveau d'emploi et le stock de capital. On définit donc le Lagrangien suivant :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_{t+k} = E_t \sum_{k=0}^{+\infty} (\phi\beta)^k & \left[X_t^f \left(\frac{X_t^f}{P_{t+k}}\right)^{-\theta} \bar{Y}_{t+k} \Leftrightarrow W_{t+k} N_{t+k} \Leftrightarrow R_{t+k} K_{t+k} \right] \\ + E_t \sum_{k=0}^{+\infty} (\phi\beta)^k \lambda_{t+k} & \left[AN_{t+k}^a K_{t+k}^{1-a} \Leftrightarrow \left(\frac{X_t^f}{P_{t+k}}\right)^{-\theta} \bar{Y}_{t+k} \right] \end{aligned} \quad (2.42)$$

où $(\phi\beta)^k \lambda_{t+k}$ représente le multiplicateur de Lagrange pour la période $t+k$. Chaque terme est pondéré non seulement par le facteur d'escompte β , mais également par la probabilité ϕ que le prix X_t^f fixé en t ne puisse toujours pas être révisé en $t+k$. La condition de premier ordre relative à l'emploi permet d'obtenir :

$$\lambda_{t+k} = \frac{W_{t+k} N_{t+k}}{a Y_{t+k}} \quad (2.43)$$

Cette définition est assimilable au coût marginal nominal de l'entreprise. Le coût marginal réel est alors donné par :

$$MC_t = \frac{W_t N_t}{a P_t Y_t}$$

soit, en version log-linéarisée autour de l'état stationnaire :

$$\widehat{mc}_t = \widehat{w}_t + \widehat{n}_t \Leftrightarrow \widehat{y}_t \Leftrightarrow \widehat{p}_t \quad (2.44)$$

En résolvant la condition de premier ordre relative au prix X_t , et en utilisant (2.43), on obtient :

$$X_t^f = \mu E_t \frac{\sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k W_{t+k} N_{t+k}}{\sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k a Y_{t+k}} \quad (2.45)$$

où $\mu \equiv \theta/(\theta \Leftrightarrow 1)$ peut s'interpréter comme le taux de marge désiré de l'entreprise. Ainsi, pour définir son prix optimal, chaque firme applique un *markup* sur la chronique actualisée de son coût marginal futur. Ceci apparaît plus clairement sous une forme logarithmique : $x_t^f = \log(\mu) + (1 \Leftrightarrow \phi\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\phi)^k (w_{t+k} + n_{t+k} \Leftrightarrow y_{t+k})$. Comme, de plus, l'équilibre stationnaire de la relation (2.45) s'écrit :

$$X^{f*} = \mu \frac{W^* N^*}{a Y^*}$$

alors la log-linéarisation de (2.45) autour de l'état stationnaire permet d'obtenir :

$$\widehat{x}_t^f = (1 \Leftrightarrow \phi \beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\beta \phi)^k (\widehat{w}_{t+k} + \widehat{n}_{t+k} \Leftrightarrow \widehat{y}_{t+k}) \quad (2.46)$$

Ce résultat nous donne donc le comportement des entreprises prospectives en matière de fixation de prix (\widehat{x}^f). Par ailleurs, le niveau de prix moyen de l'économie est un indice intégrant à la fois les prix nouvellement révisés (notés X_t) et les prix inchangés depuis la période précédente (P_{t-1}), soit :

$$P_t = [\phi P_{t-1}^{1-\theta} + (1 \Leftrightarrow \phi) X_t^{1-\theta}]^{\frac{1}{1-\theta}}$$

En log-linéarisant cette expression autour de l'état stationnaire défini tel que $X_t^* = P_t^* = P_{t-1}^*$, on obtient :

$$\widehat{p}_t = (1 \Leftrightarrow \phi) \widehat{x}_t + \phi \widehat{p}_{t-1} \quad (2.47)$$

À ce stade, on connaît le comportement des firmes « *forward-looking* » (cf. (2.46)), la règle de comportement *ad hoc* des firmes « *backward-looking* » (cf. (2.37)), l'indice des prix nouvellement révisés (cf. (2.38)) et la définition du niveau général des prix (cf. (2.47)).

En combinant (2.47) et (2.38), on montre que :

$$\begin{aligned} \widehat{p}_t &= (1 \Leftrightarrow \phi) \left[(1 \Leftrightarrow \omega) x_t^f + \omega x_t^b \right] + \phi \widehat{p}_{t-1} \\ &= (1 \Leftrightarrow \phi) \left[(1 \Leftrightarrow \omega) x_t^f + \omega x_t^b \right] + \phi \widehat{p}_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \phi) [\widehat{p}_t + \omega \widehat{p}_t \Leftrightarrow \omega \widehat{p}_t \Leftrightarrow \widehat{p}_t] \\ &= (1 \Leftrightarrow \phi) (1 \Leftrightarrow \omega) \widehat{x}_t^f + (1 \Leftrightarrow \phi) \omega \widehat{x}_t^b + \phi \widehat{p}_{t-1} \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \phi) (1 \Leftrightarrow \omega) \widehat{p}_t \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \phi) \omega \widehat{p}_t + (1 \Leftrightarrow \phi) \widehat{p}_t \\ &= (1 \Leftrightarrow \phi) \left[(1 \Leftrightarrow \omega) \left(\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t \right) + \omega \left(\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t \right) \right] + \phi \widehat{p}_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \phi) \widehat{p}_t \\ \Leftrightarrow \phi (\widehat{p}_t \Leftrightarrow \widehat{p}_{t-1}) &= (1 \Leftrightarrow \phi) \left[(1 \Leftrightarrow \omega) \left(\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t \right) + \omega \left(\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t \right) \right] \end{aligned}$$

Sachant que le taux d'inflation courant π_t se définit tel que $\pi_t = \widehat{p}_t \Leftrightarrow \widehat{p}_{t-1}$, alors on en déduit :

$$\pi_t = \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) \left[\left(\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t \right) + \omega \left(\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t \right) \right] \quad (2.48)$$

L'objectif est à présent de calculer les termes entre parenthèses ($\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t$) et ($\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t$). Avant d'explicitier le premier terme, il est intéressant de noter que :

$$\begin{aligned}
\widehat{p}_t &= \widehat{p}_t + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \Leftrightarrow E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} + (\phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \Leftrightarrow (\phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \\
&= E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \Leftrightarrow E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k-1} \Leftrightarrow (\phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \\
&= (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \Leftrightarrow E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k-1} \\
&= (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \Leftrightarrow E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k (\widehat{p}_{t+k} \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+k-1}) \\
&= (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k \widehat{p}_{t+k} \Leftrightarrow E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \pi_{t+k} \tag{2.49}
\end{aligned}$$

Ensuite, d'après (2.46) et (2.44), on peut écrire :

$$\begin{aligned}
\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t &= (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k (\widehat{w}_{t+k} + \widehat{n}_{t+k} \Leftrightarrow \widehat{y}_{t+k} \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+k} + \widehat{p}_{t+k}) \Leftrightarrow \widehat{p}_t \\
&= (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k (\widehat{m}\widehat{c}_{t+k} + \widehat{p}_{t+k}) \Leftrightarrow \widehat{p}_t \\
&= (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k (\widehat{m}\widehat{c}_{t+k}) + (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k (\widehat{p}_{t+k}) \Leftrightarrow \widehat{p}_t
\end{aligned}$$

Enfin, en remplaçant dans cette dernière expression la définition de \widehat{p}_t telle qu'elle est exprimée par (2.49), on obtient :

$$\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t = (1 \Leftrightarrow \phi\beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi\beta)^k (\widehat{m}\widehat{c}_{t+k}) + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi\beta)^k \pi_{t+k} \tag{2.50}$$

Concernant le second terme entre parenthèses dans (2.48), on observe d'après (2.37) que : $\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t = \widehat{x}_{t-1} + \pi_{t-1} \Leftrightarrow \widehat{p}_t$. Or, d'après (2.47) :

$$\begin{aligned}
\widehat{x}_t &= \frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} [\widehat{p}_t \Leftrightarrow \phi \widehat{p}_{t-1}] \\
\Leftrightarrow \widehat{x}_{t-1} &= \frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} [\widehat{p}_{t-1} \Leftrightarrow \phi \widehat{p}_{t-2}] \\
&= \frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} [\widehat{p}_{t-1} + \phi \widehat{p}_{t-1} \Leftrightarrow \phi \widehat{p}_{t-1} \Leftrightarrow \phi \widehat{p}_{t-2}] \\
&= \frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} [(1 \Leftrightarrow \phi) \widehat{p}_{t-1} + \phi \widehat{\pi}_{t-1}]
\end{aligned}$$

Par conséquent,

$$\begin{aligned}
\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t &= \frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} [(1 \Leftrightarrow \phi) \widehat{p}_{t-1} + \phi \widehat{\pi}_{t-1}] + \pi_{t-1} \Leftrightarrow \widehat{p}_t \\
&= \frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} [(1 \Leftrightarrow \phi) \widehat{p}_{t-1} + \phi \widehat{\pi}_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \phi) \pi_{t-1} \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \phi) \widehat{p}_t] \\
&= \frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} \pi_{t-1} \Leftrightarrow \pi_t
\end{aligned} \tag{2.51}$$

Le passage de la relation (2.50) en *quasi-différence* s'écrit :

$$\begin{aligned}
(\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t) \Leftrightarrow \phi \beta E_t (\widehat{x}_{t+1}^f \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+1}) &= (1 \Leftrightarrow \phi \beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi \beta)^k (\widehat{m}c_{t+k}) + E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi \beta)^k \pi_{t+k} \\
&\Leftrightarrow \phi \beta (1 \Leftrightarrow \phi \beta) E_t \sum_{k=0}^{\infty} (\phi \beta)^k (\widehat{m}c_{t+k+1}) \\
&\Leftrightarrow (\phi \beta) E_t \sum_{k=1}^{\infty} (\phi \beta)^k \pi_{t+k+1} \\
&= (1 \Leftrightarrow \phi \beta) \widehat{m}c_t + (\phi \beta) E_t \pi_{t+1}
\end{aligned} \tag{2.52}$$

De même, le passage de la relation (2.51) en *quasi-différence* permet d'obtenir :

$$(\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t) \Leftrightarrow \phi \beta E_t (\widehat{x}_{t+1}^b \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+1}) = \left(\frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} \right) \pi_{t-1} \Leftrightarrow \pi_t \Leftrightarrow \phi \beta \left(\frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} \right) \pi_t + \phi \beta E_t \pi_{t+1} \tag{2.53}$$

Enfin, en utilisant les relations (2.48), (2.52) et (2.53), on obtient la définition suivante pour la *quasi-différence* du taux d'inflation π_t :

$$\begin{aligned}
\pi_t \Leftrightarrow \phi \beta E_t \pi_{t+1} &= \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) \left[(1 \Leftrightarrow \omega) (\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t) + \omega (\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t) \right] \\
&\Leftrightarrow \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) E_t \left[(\widehat{x}_{t+1}^f \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+1}) + \omega (\widehat{x}_{t+1}^b \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+1}) \right] \\
&= \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) (1 \Leftrightarrow \omega) \left[(\widehat{x}_t^f \Leftrightarrow \widehat{p}_t) \Leftrightarrow \phi \beta E_t (\widehat{x}_{t+1}^f \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+1}) \right] \\
&\quad + \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) \omega \left[(\widehat{x}_t^b \Leftrightarrow \widehat{p}_t) \Leftrightarrow \phi \beta E_t (\widehat{x}_{t+1}^b \Leftrightarrow \widehat{p}_{t+1}) \right] \\
&= \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) (1 \Leftrightarrow \omega) [(1 \Leftrightarrow \phi \beta) \widehat{m}c_t + \phi \beta E_t \pi_{t+1}] \\
&\quad + \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) \omega \left[\left(\frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} \right) \pi_{t-1} \Leftrightarrow \pi_t \Leftrightarrow \phi \beta \left(\frac{1}{1 \Leftrightarrow \phi} \right) \pi_t + \phi \beta E_t \pi_{t+1} \right]
\end{aligned}$$

En développant et en arrangeant les termes, il s'ensuit :

$$\frac{(\phi + (1 \Leftrightarrow \phi)\omega + \omega\phi\beta)}{\phi} \pi_t = \left(\frac{1 \Leftrightarrow \phi}{\phi} \right) (1 \Leftrightarrow \omega) (1 \Leftrightarrow \phi \beta) \widehat{m}c_t + \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{\omega}{\phi} \pi_{t-1}$$

Soit :

$$\pi_t = (\Phi^{-1}\omega) \pi_{t-1} + (\Phi^{-1}\phi\beta) E_t\pi_{t+1} + \Phi^{-1}(1 \Leftrightarrow \phi)(1 \Leftrightarrow \omega)(1 \Leftrightarrow \phi\beta)\widehat{m\hat{c}}_t \quad (2.54)$$

avec $\Phi \equiv [\phi + (1 \Leftrightarrow \phi)\omega + \omega\phi\beta]$. Ainsi, l'inflation courante dépend à la fois de sa valeur passée et de sa valeur anticipée. On peut remarquer que la somme des termes prospectif et inertiel vaut :

$$\frac{\omega + \phi\beta}{\phi + (1 \Leftrightarrow \phi)\omega + \omega\phi\beta} = \left[1 + \frac{\phi(1 \Leftrightarrow \beta)(1 \Leftrightarrow \omega)}{\omega + \phi\beta} \right]^{-1} \quad (2.55)$$

Cette somme est comprise entre β et 1. En effet, si $\phi \mapsto 0$, elle vaut 1 tandis que si $\omega \mapsto 0$, elle vaut β . La somme des deux premiers termes est donc très proche de l'unité pour des valeurs plausibles de β , d'autant plus que si $\omega \mapsto 0$, c'est-à-dire si toutes les firmes qui révisent leur prix le font de manière optimale, alors on retrouve la *NKPC*³⁵. Or celle-ci est invalidée sur le plan empirique. On a donc toutes les raisons de penser que la somme des deux premiers termes est plus proche de 1 que de β .

De plus, si on pose que β tend vers 1, alors la courbe de Phillips mixte devient :

$$\pi_t = \gamma_\pi E_t\pi_{t+1} + (1 \Leftrightarrow \gamma_\pi) \pi_{t-1} + \lambda\widehat{m\hat{c}}_t \quad (2.56)$$

avec $\gamma_\pi \equiv \frac{\phi}{\phi + \omega}$ et $\lambda \equiv \frac{(1-\phi)^2(1-\omega)}{\phi + \omega}$. En supposant enfin qu'il existe une relation linéaire entre les coûts marginaux réels et l'output gap (ou une mesure d'activité équivalente), telle que $\widehat{m\hat{c}}_t = \kappa y_t$, alors on retrouve en partie – au taux de change près – l'expression de la courbe de Phillips hybride définie au sein du modèle calibré :

$$\pi_t = \gamma_\pi E_t\pi_{t+1} + (1 \Leftrightarrow \gamma_\pi) \pi_{t-1} + \gamma_y y_t \quad (2.57)$$

avec $\gamma_y \equiv \lambda\kappa$.

³⁵On trouve $\pi_t = \beta E_t\pi_{t+1} + \frac{(1-\phi)}{\phi}(1 \Leftrightarrow \phi\beta)\widehat{m\hat{c}}_t$.

Chapitre 3

Règle de Taylor *vs* Règle-ICM : Application à la zone euro

Les premiers pas de la Banque Centrale Européenne permettent d'illustrer les difficultés que pose la question de la valeur externe de la monnaie domestique. Les autorités monétaires européennes se défendent d'avoir un objectif de change¹. Pourtant, en octobre 2000, la hausse d'un quart de point des taux directeurs annoncée par le Conseil des Gouverneurs est officiellement justifiée par la faiblesse de l'euro et par son impact sur la stabilité des prix. Ce resserrement monétaire fait d'ailleurs suite à une intervention coordonnée de plusieurs banques centrales sur le marché des changes, destinée à soutenir la monnaie européenne. Parallèlement au redressement amorcé par l'euro en 2003, la BCE a réaffirmé son *attachement à une monnaie forte et stable*². Quoiqu'en disent officiellement ses dirigeants, le taux de change aurait donc pesé jusqu'à présent de façon importante dans les décisions de la BCE³.

Comme l'a montré le chapitre 1, le taux de change affecte à la fois l'activité, par un effet-compétitivité, et l'inflation, *via* un mécanisme d'inflation importée. Il constitue donc une source et un vecteur de chocs, ce qui justifie l'attachement des autorités à vouloir contenir certaines de ses variations. D'autant plus que la politique monétaire affecte le taux de change par l'intermédiaire des mouvements de taux d'intérêt. Ce faisant, le taux de change constitue également un instrument *indirect* pour les banques centrales. Par exemple, le relèvement des taux destinés à contrer un choc inflationniste quelconque s'accompagne d'une appréciation de la monnaie domestique qui, si elle est prise en compte, permet de réduire l'effort initialement nécessaire en terme de hausse des taux directeurs. C'est l'idée formalisée par Ball (1999), qui conclut que l'instrument optimal de politique monétaire n'est pas le seul taux d'intérêt de court terme, mais une combinaison du taux de change et du taux d'intérêt, autrement dit un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM). Partant, il serait optimal pour la banque centrale d'intégrer les évolutions du taux de change dans ses

¹Le 29 novembre 1999, lors de son discours devant la commission des Affaires Économiques et Monétaires du Parlement Européen, W. Duisenberg assurait qu'il n'y aurait pas de réponse en termes de politique monétaire à la baisse de l'euro.

²Cf. l'éditorial du bulletin mensuel de la BCE, juin 2003.

³E. Welteke, dirigeant de la Bundesbank, lors des entretiens de Davos en février 2000, soulignait qu'aucune banque centrale ne peut se permettre de négliger les évolutions du taux de change.

décisions. Ce résultat théorique trouve une légitimité empirique dans la conduite effective de la politique monétaire de certains pays tels que la Nouvelle-Zélande et le Canada.

Mais l'examen détaillé des études portant sur l'introduction du taux de change dans les règles de politique monétaire a soulevé plusieurs questions qu'il convient à présent d'étudier. Qu'advient-il par exemple du bien-fondé d'un ICM dans une économie « peu » ouverte comme la zone euro ? Par ailleurs, si le taux de change est influencé par les orientations de politique monétaire, et si tant est qu'il le soit dans le sens voulu, la relation circulaire entre les taux directeurs et le taux de change ne rend-elle pas vaine, en pratique, toute tentative de réglage fin et conjoint des deux variables ?

De plus, de nombreux travaux, pour l'essentiel fondés sur des modèles statiques, mettent en évidence que la réponse au taux de change ne doit pas être systématique mais conditionnelle à la nature des chocs. La *neutralisation* des chocs peut être tantôt autonome, tantôt provoquée par les autorités (Laskar (2003), Smets (1997)). Sauf que les considérations d'ordre dynamique compliquent très sérieusement ce type d'analyse. Étant donné que les chocs se manifestent avec des délais parfois longs et incertains, il est impossible de mesurer avec précision l'ampleur de la hausse (baisse) nécessaire du taux d'intérêt pour contrer un choc de taux de change. La question de la réponse appropriée au taux de change est donc complexe, car une fois le choc répandu, le fait de réagir au taux de change peut détourner les autorités monétaires de leur objectif principal de stabilité des prix et s'avérer contre-productif. Ce point important mérite également une analyse approfondie.

Enfin, il est en pratique difficile de déterminer la valeur de référence vis-à-vis de laquelle le niveau du taux de change peut être jugé trop ou insuffisamment élevé. L'incertitude qui caractérise cette référence est une autre source d'écueil susceptible de remettre en cause la place du taux de change dans la stratégie optimale de politique monétaire. Ces problèmes vont être étudiés au sein du modèle dynamique avec anticipations rationnelles, présenté et calibré dans le chapitre précédent.

Après avoir présenté la méthode de détermination de règles monétaires optimales, la première section détaille les résultats obtenus pour la zone euro et pour une économie qui serait « plus ouverte ». Ces résultats confirment la supériorité des règles fondées sur un ICM. La dimension *instrument* du taux de change devrait donc être prise en compte par la BCE. La section 3.2 réexamine la question de la sensibilité de cette optimalité selon la nature des chocs qui touchent l'économie. Une fois prise en compte l'optimisation des règles monétaires, les résultats obtenus ne permettent pas d'affirmer de manière incontestable l'infériorité des « règles-ICM » en cas de chocs réels. En revanche, la prise en compte de l'incertitude portant sur la valeur d'équilibre du taux de change s'avère très préjudiciable, puisqu'elle tend à évincer de la règle optimale toute réaction directe au taux de change (section 3.3). Enfin, la section 3.4 vise à réexaminer l'ensemble de ces résultats dans une configuration où la variance du taux de change est partie intégrante de la fonction de perte.

3.1 Règles simples optimales en économie ouverte

3.1.1 Plusieurs règles monétaires concurrentes

Différents types de règles monétaires viennent boucler le modèle sous forme réduite exposé dans le chapitre 2. La première est une règle de Taylor augmentée du taux d'intérêt passé. Ce dernier est justifié d'une part par le constat empirique de lissage des taux d'intérêt. D'autre part, la présence d'anticipations rationnelles dans le modèle implique l'existence d'un canal des anticipations qui s'avère d'autant plus efficace que la politique monétaire est graduelle⁴, autrement dit que la banque centrale maintient résolument une orientation anti-inflationniste après un choc de nature quelconque. Soit :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \beta_0) (\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t) \quad (3.1)$$

Etant donnée sa robustesse pour un grand nombre de modèles, elle constitue une référence assez naturelle pour évaluer les performances d'autres règles moins usuelles ayant la particularité de prendre explicitement en compte le taux de change.

C'est le cas de la règle monétaire étudiée par Ball (1999). De façon générale, lorsque le taux de change est exprimé au certain, elle peut s'écrire :

$$i_t = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t \Leftrightarrow h_1 s_t \Leftrightarrow h_2 s_{t-1}$$

Ball (1999) montre que les diverses combinaisons entre h_1 et h_2 ne sont pas neutres sur la qualité de la règle (cf. chapitre 1 p.80). Deux configurations sont envisagées dans l'examen présent.

La première configuration, nommée « ICM-Ball(1) », implique le taux de change en niveau ($h_2 = 0$), soit :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \beta_0) (\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t \Leftrightarrow \beta_3 s_t) \quad (3.2)$$

avec $\beta_3 = h_1$. Elle constitue une façon assez intuitive et directe d'examiner le comportement optimal des autorités monétaires face au taux de change. Elle est en outre compatible avec les stratégies de politique monétaire fondées sur un ICM. Pour comprendre cette pratique, il est important de distinguer l'ICM désiré de l'ICM observé, l'objectif de la banque centrale étant d'assurer l'égalité entre les deux. L'ICM observé est, par définition, égal à $i_t^* + \beta_3 s_t$, où i_t^* représente le taux d'intérêt ciblé par les autorités monétaires. La difficulté d'une telle stratégie tient à la définition de l'ICM désiré (ou optimal). Pour Gerlach & Smets (2000), l'ICM optimal est dérivé des chocs d'offre et de demande qui touchent l'économie, autrement dit l'écart entre les valeurs observées d'inflation et d'output gap à leur cible de long terme. Comme ici les variables sont exprimées en écart à leur valeur d'équilibre, l'ICM ciblé peut s'écrire : $ICM^{opt} = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t$. La valeur optimale des β_i dépend de la sensibilité de l'output gap et de l'inflation au taux d'intérêt et au taux de change⁵. À

⁴Voir Chapitre Introductif p. 21.

⁵La méthode de résolution adoptée par Gerlach & Smets, qui passe notamment par l'introduction de (2.2) dans (2.4) n'est pas directement transposable ici, étant donné le modèle plus complexe retenu. Ce qui est certain, en revanche, c'est que comme le taux de change intervient à la fois dans l'équation d'offre et de demande, contrairement à Gerlach & Smets, β_1 sera différent de β_2 . Cf. annexe du chapitre 1, p. 98.

l'équilibre, l'égalisation de l'ICM observé à l'ICM désiré conduit à la spécification suivante :

$$i_t^* = \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t \Leftrightarrow \beta_3 s_t$$

Si on suppose, de façon usuelle, que le taux d'intérêt de court terme suit un processus AR(1) tel que $i_t = (1 \Leftrightarrow \beta_0) i_t^* + \beta_0 i_{t-1}$, alors on retrouve l'expression (3.2). La banque centrale est ainsi censée réagir aux déviations de l'inflation et de l'output gap, ainsi qu'aux écarts du taux de change à sa valeur d'équilibre. Cette formulation théorique est étayée en pratique par le comportement de certaines banques centrales, comme celle du Canada (Freedman (1994)). Par exemple, le signal d'un choc de demande positif, toutes choses égales par ailleurs, délivré par une hausse de l'ICM désiré, nécessite un resserrement monétaire, de sorte que les conditions monétaires observées rejoignent celles jugées optimales. Dans le cas d'un choc de taux change positif, c'est l'ICM observé qui s'éloigne de l'ICM désiré ; la banque centrale doit alors s'attacher à baisser ses taux directeurs pour assouplir sa politique, l'objectif étant toujours de parvenir à l'égalité $ICM^{obs} = ICM^{opt}$. La règle *ICM-Ball (1)* peut être traduite en ces termes.

La seconde règle, nommée « ICM-Ball (2) » est telle que $h_1 = \Leftrightarrow h_2$, autrement dit telle que la banque centrale réagit à la variation du taux de change, soit :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \beta_0) (\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t \Leftrightarrow \beta_3 \Delta s_t) \quad (3.3)$$

où $\beta_3 = |h_i|$, $\forall i = 1, 2$. L'examen de cette configuration est important puisque c'est en différence que le taux de change intervient dans les équations d'offre et de demande.

Certes, la littérature concernant les ICM insiste sur la dimension *instrument* du taux de change. Face à un choc inflationniste quelconque, le resserrement monétaire induit une appréciation du change qui modère la hausse initiale nécessaire du taux directeur. Mais le taux de change est aussi un puissant vecteur de chocs ; les réallocations de portefeuilles ou les modifications soudaines de comportement des investisseurs contribuent à en faire une variable très volatile et difficile à contrôler. Dès lors, il est possible qu'une banque centrale cherchant à prendre en compte le taux de change pour une conduite plus fine de la politique monétaire (en considérant explicitement son rôle d'instrument indirect) ne parvienne pas à une stabilisation satisfaisante de l'inflation et de l'output gap. C'est pourquoi une quatrième règle monétaire est étudiée. Comme les précédentes, elle suppose que les autorités monétaires réagissent à l'inflation et à l'output gap. Mais contrairement à (3.2), la banque centrale ne tient pas compte du niveau du taux de change ; elle ne répond qu'aux *chocs* de change, autrement dit à la seule composante *non fondamentale* ε_s . C'est pourquoi cette règle est qualifiée de *règle-chocs* :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \beta_0) (\beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t \Leftrightarrow \beta_3 \varepsilon_{s,t}) \quad (3.4)$$

L'aspect *instrument* est ici évincé : si la banque centrale souhaite resserrer sa politique, une appréciation de la monnaie domestique ne la dispensera pas nécessairement d'un relèvement important de ses taux directeurs.

Le graphique 3.1 permet de préciser la particularité d'une telle règle. Il reproduit l'évolution du taux de change (s) et de sa seule composante non-fondamentale (ε_s) lorsque

l'économie est touchée conjointement par un choc d'offre (négatif) et de change (positif)⁶. Suivant cette configuration, la composante « spéculative » qui suit un processus AR(1) peu persistant retrouve rapidement l'équilibre. En revanche, le taux de change s'apprécie puis retrouve l'équilibre moyennant une phase de sous-ajustement. Les implications en terme de politique monétaire, selon que la banque centrale réagit aux *chocs* ou au *niveau* du change, sont assez différentes. Dans le premier cas, l'appréciation du taux de change implique sans ambiguïté une baisse du taux d'intérêt. Dans le second cas, les autorités monétaires doivent considérer le fait que l'appréciation initiale de la monnaie domestique induit un resserrement des conditions monétaires, aussitôt suivi d'une phase d'assouplissement. La banque centrale doit alors tenir compte de cette ambivalence pour gérer l'action conjointe du taux d'intérêt et du change.

Si une fonction de réaction de type *règle-chocs* s'avérait meilleure qu'une règle-ICM, la dimension instrument du taux de change serait sérieusement remise en cause. Un tel résultat mettrait fortement en doute les capacités du taux de change à suppléer l'action du taux d'intérêt et, partant, discréditerait les stratégies fondées sur un Indicateur des Conditions Monétaires⁷.

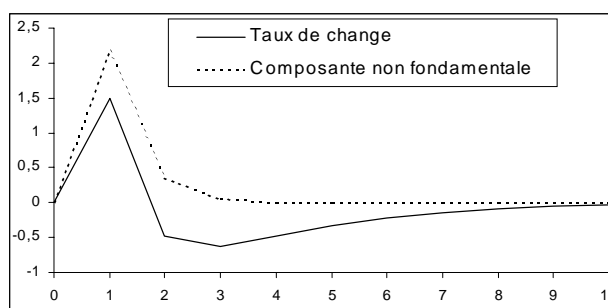


FIG. 3.1: Niveau du taux de change (s) et sa composante « non fondamentale » (ε_s)

Enfin, deux versions de chacune de ces quatre règles seront étudiées. La première version suppose que les autorités ciblent l'indice des prix à la consommation (*Inflation IPC*). La seconde implique une réaction à l'inflation domestique⁸ (*inflation dom*).

⁶Les simulations sont réalisées sous *Dynare* (voir Juillard (1996)). Le modèle est bouclé par une règle de type *ICM-Ball (1)*, avec $\beta_0 = 0.46$, $\beta_1 = 1.14$, $\beta_2 = 1.66$ et $\beta_3 = 0.046$, autrement dit la règle optimale, cf. *infra*.

⁷Étant données les difficultés à concevoir concrètement une *règle-chocs*, dans la mesure où en pratique il est difficile de distinguer les évolutions conformes aux fondamentaux de celles qui ne le sont pas, son étude est davantage motivée par des considérations analytiques que normatives.

⁸Le terme d'inflation domestique peut paraître abusif. Il correspond à l'inflation définie selon la relation (2.4) moins la partie relative au taux de change. Pour autant, le taux de change continue d'affecter l'inflation par le biais de l'output gap. Mais en marge de ce bruit, l'inflation épurée du prix des biens importés constitue une bonne approximation de l'inflation domestique.

3.1.2 Méthode de détermination de règles optimales

La détermination de la règle optimale au sein de chaque classe ((3.2) à (3.4)) repose sur la recherche de la combinaison $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ qui minimise la fonction de perte des autorités monétaires. De façon usuelle, ce critère de performance est défini par la somme pondérée des variances conditionnelles de l'inflation-IPC, de l'output gap et du taux d'intérêt, soit :

$$L = \lambda_\pi \sigma_\pi^2 + \lambda_y \sigma_y^2 + \lambda_i \sigma_i^2 \quad (3.5)$$

Les variances correspondent en fait à l'erreur quadratique moyenne (RMSE) par rapport à l'équilibre (ici normée à 0). Quelle que soit la variable x , cette mesure est calculée de la manière suivante :

$$\sigma_x^2 = \sqrt{\left(\frac{1}{N}\right) \sum_{t=1}^N \left[\left(\frac{1}{S}\right) \sum_{i=1}^S (x_{it})^2 \right]}$$

où x_{it} représente la valeur de la variable x au $t^{\text{ème}}$ trimestre ($t = 1, \dots, N$) aux prises avec le $i^{\text{ème}}$ scénario ($i = 1, \dots, S$). Chaque règle est soumise à $N = 40$ simulations sur $S = 50$ périodes, ce qui permet déjà d'apprécier leurs qualités stabilisatrices sur 2000 trimestres.

La présence de la variance du taux d'intérêt dans la perte permet de limiter le risque de règle « super-active » qui chercherait à réagir de façon trop agressive aux chocs. En effet, cette agressivité trancherait très nettement avec le constat empirique récurrent de gradualisme très prononcé des banques centrales. En outre, une forte volatilité des taux d'intérêt n'est pas souhaitable en termes de stabilité financière.

Les règles optimisées sont donc le résultat d'un arbitrage qui consiste à répondre avec acuité aux déviations des variables ciblées tout en ménageant la volatilité du taux d'intérêt. On suppose que les autorités monétaires attribuent un poids équivalent à la stabilisation de l'inflation et à celle de l'output gap ($\lambda_y = \lambda_\pi = 1$) et que λ_i est fixé à 0.05. Puis, il est possible de comparer globalement les performances de l'ensemble des règles optimales afin de déterminer s'il est opportun ou pas de réagir au taux de change⁹.

Deux méthodes permettent de déterminer des règles optimales. La première consiste à calculer les moments théoriques des variables du modèle, et à chercher la combinaison $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ qui minimise les moments d'ordre 2 figurant dans la définition de la perte¹⁰. La seconde méthode revient à déterminer une estimation convergente des moments théoriques à partir de N simulations de moments empiriques. Le modèle intégrant une règle monétaire donnée est soumis à une multitude de chocs (non anticipés) sur un nombre donné de périodes et suivant différents scénarii (un scénario désigne une séquence de chocs

⁹Certes, les huit classes de règles envisagées ne sont pas à proprement parler les règles « optimales » du modèle, ces dernières devant répondre à l'ensemble des variables d'état. Mais comme le soulignent Levin et al. (1998), le gain des règles complexes (« *look-at-everything-rules* ») est faible comparé à la faible transparence et l'opacité qui en résultent. Ainsi, les règles qualifiées d'optimales par la suite le seront au sein de leur classe, voire, pour la meilleure, parmi les huit classes considérées.

¹⁰Pour une présentation très claire et détaillée de cette technique, voir Jondeau & Le Bihan (2000).

déployés sur t trimestres). À l'issue des N simulations stochastiques, il est possible de trouver l'ensemble $(\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4)$ qui minimise la combinaison linéaire des variances introduites dans la perte des autorités.

C'est cette seconde méthode qui est retenue ici, pour une raison principale : le calcul des variances théoriques du modèle devient très complexe, si ce n'est impossible (il n'est plus possible d'écrire le modèle sous une forme état-mesure) lorsqu'on cherche à modéliser certaines incertitudes auxquelles sont confrontées les banques centrales. Or cette question de l'incertitude est incontournable pour examiner en détail les avantages et surtout les inconvénients d'une règle-ICM. Certes, le calcul des variances suivant la technique des simulations stochastiques est moins précis (il faudrait sinon envisager des milliers de scénarii). Mais cette imprécision, quelle que soit son ampleur, n'est pas de nature à troubler l'exercice présent. En effet, l'objet premier de ce travail n'est pas véritablement de déterminer une règle optimale pour la BCE, mais de comparer les performances de différentes règles intégrant ou pas le taux de change comme argument décisionnel. En d'autres termes, les questions relatives au taux de change importent ici plus que les aspects normatifs concernant, par exemple, le degré de réactivité plus ou moins prononcé de la BCE au taux d'inflation ou à l'output gap. De plus, d'un strict point de vue méthodologique, toutes les règles jugées optimales au sein de chacune des classes sont soumises à la même imprécision.

En toute rigueur, les chocs simulés conservent la même distribution que les chocs historiques. La matrice des variances-covariances utilisée comme référence à cet égard est issue de l'estimation d'un VAR intégrant l'ensemble des variables du modèle à deux pays. Concrètement, la matrice diagonale 8×8 admet les valeurs reproduites dans le tableau 3.1. La variance du choc de change s'y trouve particulièrement prononcée¹¹.

Choc	Variance	Choc	Variance
ε_{π}^f	0.090	ε_{ρ}^f	0.180
ε_i^f	0.440	ε_y^f	0.140
ζ_{π}	0.242	ζ_{ρ}	0.467
ζ_s	2.159	ζ_y	0.475

TAB. 3.1: Variance des chocs

3.1.3 Résultats pour la zone euro

Les coefficients de réaction optimaux¹², la valeur de la perte, le classement des règles monétaires et celui des variances associées (par ordre décroissant) sont répertoriés dans le tableau 3.2. La partie supérieure du tableau suppose que les autorités monétaires ciblent

¹¹Comme la banque centrale est supposée maîtriser parfaitement son instrument, il n'y a pas de chocs de taux court.

¹²L'optimisation est assurée par la procédure *optmum* de *Gauss*.

l'inflation-IPC. Dans la suivante, même si l'inflation-IPC demeure dans la fonction de perte, la banque centrale est supposée réagir à l'inflation sous-jacente.

Règle	β_0	β_1	β_2	β_3	Perte	Rang	σ_y^2	σ_π^2	σ_i^2
Taylor	0.4653	1.0645	1.4948	-	1.417643	8	8	8	1
ICM-Ball (1)	0.4679	1.1486	1.6690	0.0466	1.417630	2	6	6	3
ICM-Ball (2)	0.4607	1.2218	1.7296	0.0435	1.417635	4	3	3	6
Règle-chocs	0.4664	1.1493	1.6685	0.0252	1.417639	6	4	5	5
Taylor dom	0.4645	1.0766	1.5166	-	1.417642	7	7	7	2
ICM-Ball (1) dom	0.4723	1.3122	1.8881	0.0567	1.417624	1	2	2	7
ICM-Ball (2) dom	0.4545	1.3503	1.9016	0.0546	1.417632	3	1	1	8
Règle-chocs dom	0.4608	1.1664	1.6536	0.0289	1.417639	5	5	4	4
$i_t = i_{t-1}$	-	-	-	2.393863	-	-	-	-	-

TAB. 3.2: Coefficients optimaux & classement - zone euro

Globalement, le coefficient de réaction traduisant le gradualisme des autorités monétaires se situe autour de 0.46. Il est habituel, dans ce genre d'exercice, de trouver une valeur plus faible que celle généralement estimée empiriquement¹³.

Comme la pondération assignée à la stabilisation de l'inflation est équivalente à celle de l'output gap dans la fonction de perte, et que la variance du choc de demande est plus forte que celle du choc d'offre, le coefficient de réaction associé à l'inflation est systématiquement plus faible que celui afférent à l'output gap. Ensuite, le fait de prendre en compte le taux de change induit systématiquement une hausse des paramètres β_1 et β_2 par rapport à la référence que constitue la règle de Taylor. Ensuite, conformément à l'attente, le coefficient de réaction au taux de change est relativement faible, puisqu'il se situe entre 0.04 pour les règles *ICM-Ball* et 0.02 pour la *Règle-chocs*. La pondération relative du taux de change par rapport au taux d'intérêt est égale à 1/20 selon la règle *Ball-ICM (1)*. Cette valeur est sensiblement plus faible que le ratio de 1/10 généralement admis par exemple pour les États-Unis.

Lorsque la banque centrale réagit non plus à l'inflation-IPC mais à l'inflation sous-jacente, les paramètres de réaction optimaux de la règle de Taylor augmentent très faiblement ($\beta_1 = 1.07$ et $\beta_2 = 1.51$). C'est davantage du côté des règles prenant explicitement en compte le taux de change que des évolutions sont notables. En effet, comme par définition l'inflation domestique n'intègre pas l'incidence de l'euro sur la croissance des prix, l'essentiel de la réaction des autorités aux mouvements du change se trouve désormais concentré dans le coefficient β_3 . Or comme déjà β_3 est différent de zéro en présence d'une cible d'inflation-IPC, il devrait augmenter. C'est ce que montre la partie inférieure du tableau 3.2. Par exemple, le coefficient de réaction β_3 passe de 0.0466 à 0.0567 avec la règle *ICM-Ball (1)*, soit une hausse d'environ 20%.

En revanche, les implications sur β_1 et β_2 sont *a priori* indéterminées. Comme l'inflation domestique est moins volatile, les autorités monétaires peuvent juger inutile de se montrer aussi agressives qu'envers l'inflation-IPC, ce qui suggérerait plutôt une baisse de β_1 et β_2 . Mais parallèlement, comme l'inflation (domestique) devient plus facile à contrôler, les autorités peuvent en profiter pour réagir avec davantage de vigueur aux variations de prix. Il

¹³Cf. Chapitre Introductif.

semble que ce second effet domine, puisque les coefficients de réaction β_1 et β_2 augmentent systématiquement par rapport aux cas précédents. La BCE devrait donc être globalement plus agressive si elle réagissait à l'inflation sous-jacente plutôt qu'à l'inflation-IPC.

La sixième colonne du tableau 3.2 rapporte le classement (par ordre décroissant) des huit règles monétaires optimisées. Sans surprise, les différences en terme de perte sont minimales¹⁴. D'une part, les règles étudiées sont conceptuellement très proches ; un seul terme est ajouté par rapport à la règle de Taylor et, comme l'impact du change sur l'offre et la demande est limité, la valeur de β_3 n'est pas suffisamment élevée pour apporter une modification de taille. D'autre part, les écarts de variance d'une règle à l'autre sont amoindris par le canal des anticipations, d'autant plus que les termes prospectifs des équations d'offre et de demande globales (α_y et α_π) sont élevés. Certains résultats de Levin & Williams (2003) suggèrent à ce propos que dans un modèle *forward looking*, la règle simple optimale est assez peu sensible aux préférences des autorités¹⁵. *A fortiori*, l'ajout d'une variable comme le taux de change ou l'alternance inflation-IPC / inflation-domestique dans une règle ne doit pas considérablement affecter la valeur de ses coefficients optimaux. En dépit de ces similitudes, il n'empêche que la perte obtenue en l'absence de politique monétaire, telle que $i_t = i_{t-1}$, est assez largement supérieure à celle des huit règles « actives », comme l'indique la dernière ligne du tableau.

Etant donné l'impact limité du taux de change sur l'inflation, le classement indique que c'est davantage le type de règle monétaire, plutôt que l'arbitrage entre inflation-IPC et inflation domestique, qui s'avère déterminant. La symétrie entre les deux parties du tableau est à cet égard éloquent. Ainsi, la meilleure règle monétaire est la règle *ICM-Ball (1) dom*, suivie par la règle *ICM-Ball (1)*. En troisième position, la règle *ICM-Ball (2) dom* précède son double exprimé en terme d'inflation-IPC. Cet enchaînement vaut pour les quatre classes de règles monétaires étudiées. Fortes d'une information supplémentaire, les fonctions de réaction où figure le taux de change permettent de mieux stabiliser l'inflation et l'output gap, tout en ménageant la volatilité des taux d'intérêt. L'amélioration est toutefois de faible ampleur. Ce résultat est très souvent mis en évidence dans la littérature¹⁶.

Le seul avantage des deux versions de la règle de Taylor est de doser les variations du taux d'intérêt, ce qui restreint en retour la volatilité du taux de change, mais nuit à la stabilisation de l'inflation et de l'output gap. À l'opposé, c'est la règle *ICM-Ball (2) dom* qui parvient le mieux à contenir σ_y^2 et σ_π^2 , mais au prix d'une très forte volatilité des taux d'intérêt et du taux de change¹⁷. À titre de comparaison, la règle *ICM-Ball (1) dom* parvient certes à une stabilisation légèrement moins satisfaisante, mais la moindre variabilité induite de l'instrument de politique monétaire lui permet de se hisser au premier rang.

¹⁴Les écarts sont compris entre 2.393863 et 1.417624.

¹⁵Cf. Levin & Williams (2003, p.19) tab.2.

¹⁶Cf. les résultats commentés de Ball (1999), Svensson (2000) et Batini et al. (2001) dans le chapitre 1.

¹⁷Le fait que la règle *Ball-ICM (2) dom*, qui cible le taux de change, génère la plus forte valeur de σ_s^2 et $\sigma_{\Delta_s}^2$ n'est pas paradoxal. Il permet au contraire de bien distinguer une règle de type ICM d'une cible de taux de change ; même si le taux de change est ciblé dans la règle, il ne constitue pas un objectif, puisqu'il est absent de la fonction de perte. Par conséquent, la stabilisation de l'inflation et de l'output gap prime sur celle du taux de change.

Enfin, le dernier point marquant concerne les *règles-chocs*. Rappelons que contrairement aux règles-ICM, elles ignorent la dimension *instrument* du taux de change pour ne cibler que les *chocs* de change. Or, elles ne présentent pas de meilleures performances que les règles-ICM. Ceci implique d'une part qu'en réagissant explicitement au taux de change, la banque centrale européenne tirerait profit du canal de transmission – indirect – de la politique monétaire qui transite par le taux de change. D'autre part, ce résultat confirme la supériorité des stratégies de politique monétaire fondées sur un ICM.

3.1.4 Généralisation à une économie « plus » ouverte

Afin d'apporter un éclairage supplémentaire sur la stratégie optimale de politique monétaire en économie ouverte, le même exercice est réalisé cette fois-ci pour le compte d'une économie plus ouverte que la zone euro. Il est en effet supposé que l'inflation et l'output gap deviennent beaucoup plus sensibles aux mouvements du taux de change. Concrètement, les coefficients α_s et γ_s passent de 0.004 à 0.02, toutes choses égales par ailleurs¹⁸. Les coefficients de réaction optimaux et le classement des règles sont reproduits dans le tableau 3.3.

Règle	β_0	β_1	β_2	β_3	Perte	Rang	σ_y^2	σ_π^2	σ_i^2
Taylor	0.4564	1.7825	1.2531	-	1,426102	6	7	6	2
ICM-Ball (1)	0.4744	2.5669	1.8525	0.1258	1,425968	1	3	2	7
ICM-Ball (2)	0.4592	2.5160	1.7696	0.1212	1,426007	2	2	3	6
Règle-chocs	0.4625	1.9385	1.4027	0.0872	1,426022	4	4	4	5
Taylor dom	0.4535	1.1394	0.8143	-	1,426254	8	8	8	1
ICM-Ball (1) dom	0.4789	2.7805	2.0034	0.1959	1,426017	3	1	1	8
ICM-Ball (2) dom	0.4606	1.7832	1.2728	0.0886	1,426180	7	6	7	3
Règle-chocs dom	0.4595	1.7600	1.2884	0.1244	1,426094	5	5	5	4
$i_t = i_{t-1}$	1.0	0.0	0.0	0.0	2,647225	-	-	-	-

TAB. 3.3: Coefficients optimaux & classement - Eco. plus ouverte

Comme dans le cas précédent, β_0 est globalement proche de 0.46. Les coefficients de réaction à l'inflation et l'output gap de la règle *Taylor* sont en revanche plus élevés, qui plus est lorsque le taux de change constitue un argument de la règle. Comme le « degré d'ouverture » de l'économie est plus élevé, la réaction au taux de change est beaucoup plus forte. β_3 atteint par exemple 0.19 dans le cadre de la règle *Ball-ICM (1) dom*. Le passage à l'inflation sous-jacente a des effets plus ambigus que dans la configuration précédente, dans la mesure où il n'y a pas d'accroissement systématique des coefficients de réaction optimaux (y compris de β_3 pour la règle *Ball-ICM (2) dom*). Seule *Ball-ICM (1) dom* respecte intégralement le schéma précédent.

Aussi, il apparaît cette fois-ci que la nature de l'inflation ciblée (IPC ou sous-jacente) est plus importante que le type de règle. En effet, la partie supérieure du tableau, correspondant à une configuration où les autorités monétaires répondent à l'inflation-IPC, abrite

¹⁸Les nouveaux paramètres α_s et γ_s sont alors proches de ceux fixés par Batini & Nelson (2001) pour le Royaume-Uni.

les première, deuxième et quatrième meilleures règles. À l’opposé, les règles qui s’appuient sur l’inflation domestique s’avèrent moins performantes.

S’il fallait malgré tout déterminer le type de règle globalement le plus approprié, alors une seconde classification peut être établie : les deux versions de *Ball-ICM (1)* (qui se positionnent en première et troisième place) s’avèrent être particulièrement propices à une bonne stabilisation de l’économie, comme dans le cadre de la zone euro. En effet, d’après le classement des variances, *Ball-ICM (1) dom* assure la meilleure stabilisation de l’inflation et de l’output gap. Mais son caractère agressif (β_1 et β_2 élevés), s’il permet de limiter les effets des chocs, implique un usage si vigoureux du taux d’intérêt que cette règle ne se place finalement qu’en troisième position. Un peu moins ambitieuse, la règle *ICM-Ball (1)* s’avère pourtant la plus robuste, notamment grâce à un contrôle rigoureux des variations de prix et une moindre volatilité des taux d’intérêt. La règle *Ball-ICM (2)* présente un profil similaire, à la différence qu’elle permet une meilleure stabilisation de l’activité.

Comme dans la configuration zone euro, les règles de Taylor se montrent peu efficaces (surtout *Taylor dom*). La faible volatilité des taux d’intérêt témoigne d’un comportement trop timoré pour parvenir à une stabilisation acceptable des autres variables objectifs. Enfin, une nouvelle fois, les *règles-chocs* ne dominent pas les autres ; les autorités monétaires ont donc un intérêt à prendre en compte la dimension *instrument* du taux de change.

Ainsi, cette section permet de montrer qu’en économie ouverte (même peu ouverte), les règles de Taylor sont systématiquement dominées par des règles monétaires réagissant explicitement au taux de change, et plus précisément au *niveau* du taux de change. Comme en témoigne l’infériorité des règles ne réagissant qu’aux *chocs* de parité, les banques centrales ne doivent pas ignorer la dimension *instrument* du taux de change. Par conséquent, les résultats obtenus confortent ceux de Smets (1997) et Ball (1999) : la stratégie optimale de politique monétaire en économie ouverte doit être fondée sur une règle-ICM.

3.2 Sensibilité des règles monétaires à la nature des chocs

Si la méthode des simulations stochastiques est adaptée à la détermination de règles optimales, il n’est pas possible d’agir directement sur la fréquence des chocs (seulement sur leur variance). Or, de nombreux travaux indiquent que la réponse des banques centrales aux prix d’actifs doit être conditionnelle à la nature des chocs qui affectent l’économie, qu’il s’agisse des cours boursiers et immobiliers (Dor & Durré (2001), Artus (1998a)) ou du taux de change (Smets (1997), Gerlach & Smets (2000)). Selon eux, une réponse systématique aux variations du taux de change peut s’avérer inutile, voire contre-productive, selon qu’une économie est plus ou moins encline à des chocs d’origine « réelle » ou « financière ».

C’est ce que montrent Cecchetti et al. (2000b). Plus précisément, ils comparent les propriétés stabilisatrices d’une règle de Taylor et d’une règle ICM de type *Ball-ICM (1)*. Leurs simulations indiquent que si la seconde est particulièrement adaptée pour répondre à un

choc financier (choc de change), la première est préférable en cas de choc de demande¹⁹. Mais ces auteurs se contentent d'ajouter un terme ($\beta_3 s_t$) à la règle de Taylor, sans l'optimiser, ni même réoptimiser les autres coefficients de la règle. Or, les résultats figurant dans les tableaux 3.2 et 3.3 montrent très clairement que le fait de passer d'une règle de Taylor à une règle intégrant explicitement le taux de change entraîne une révision de la valeur optimale des paramètres β_1 et β_2 . Leur démonstration est donc trompeuse, puisqu'il est toujours possible, en partant d'une règle de Taylor et en ajoutant un terme de taux de change moyennant des coefficients de réaction *ad hoc*, de montrer que la règle obtenue n'est pas robuste à différents types de chocs.

Pour le montrer, considérons par exemple la règle de Taylor optimale déterminée pour la zone euro avec $\beta_0 = 0.4653$, $\beta_1 = 1.0645$ et $\beta_2 = 1.4948$, et comparons-la à une règle ICM *ad hoc*, qui admettrait les mêmes coefficients, plus un terme de taux de change (en niveau), moyennant un coefficient β_3 fixé arbitrairement à 0.10. Ces deux règles sont soumises successivement à un choc de demande et un choc de change²⁰. Le tableau 3.4 rapporte les valeurs des fonctions de perte obtenues sur les 25 premières périodes.

Règle	Choc de demande	Choc de change
Taylor	0,6995	0,0206
ICM-Ball <i>ad hoc</i>	0,7427	0,0199

TAB. 3.4: Taylor vs Règle-ICM (1) *ad hoc* : valeur de la perte

Comme Cecchetti et al. (2000*b*), ce tableau permet de montrer que si la prise en compte explicite du taux de change permet de mieux stabiliser l'économie suite à un choc de change, sa présence est contreproductive en cas de choc de demande. Le graphique 3.2 illustre clairement ce résultat. La hausse de l'output gap exige d'une part un resserrement de la politique monétaire. Mais d'autre part, ce choc s'accompagne d'une appréciation du taux de change (du fait de la hausse courante et anticipée du taux d'intérêt). Par conséquent, si la banque centrale réagit explicitement au taux de change, ce deuxième effet contrarie l'augmentation pourtant nécessaire du taux d'intérêt. Tant et si bien qu'au final, en ciblant le taux de change, la politique monétaire se montre insuffisamment restrictive : l'inflation et l'output gap s'élèvent davantage que dans le cadre d'une règle de Taylor.

Cette observation suggère l'existence d'un *conflict d'objectif* : lorsque les autorités monétaires ciblent le taux de change, elles se détournent de leur objectif premier de stabilité des prix et de l'activité. Ce n'est pas tant ce résultat souligné par Cecchetti et al. (2000*b*) qui est critiquable, mais leur démarche. En effet, la prise en compte du taux de change altère les valeurs optimales des autres coefficients de réaction. Partant, l'examen de la qualité de chacune des règles optimales à l'aune de différents chocs n'est pas aussi directe que ce qu'ils suggèrent. C'est ce que montre par exemple le graphique 3.3 qui compare les évolutions des variables domestiques du modèle soumis au même choc de demande, sous l'égide

¹⁹La démonstration de Cecchetti et al. (2000*b*) est détaillée dans le chapitre 1 p. 89.

²⁰Conformément à la matrice des variances / covariances, le choc de demande correspond à $\zeta_y = 0.475$ et le choc de change à $\zeta_s = 2.159$.

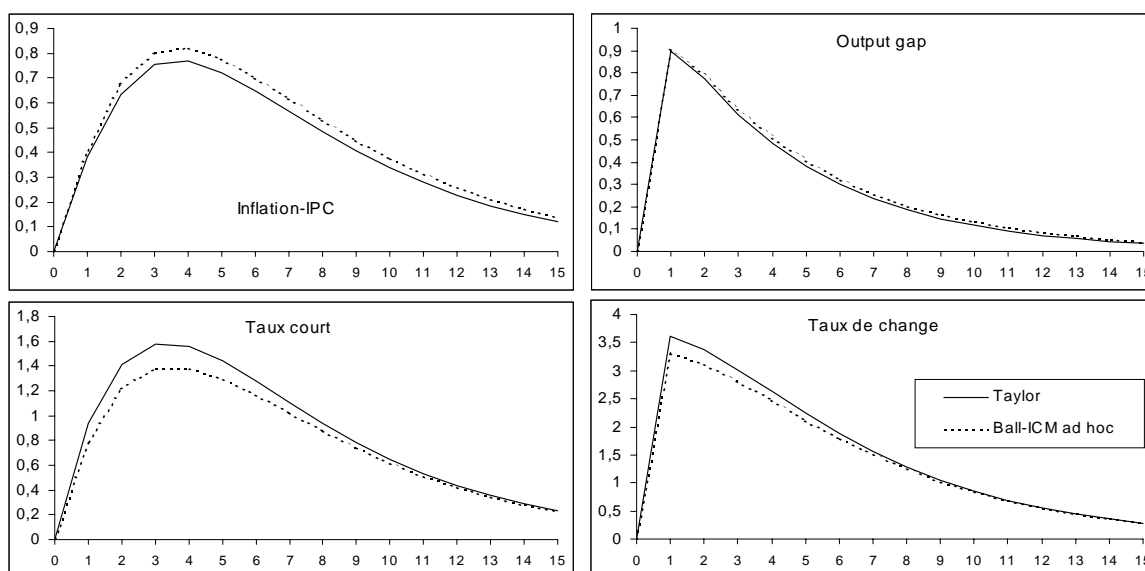


FIG. 3.2: Taylor vs Règle-ICM (1) *ad hoc* : conflit d'objectif (choc de demande)

des règles *Taylor dom* et *ICM-Ball (1) dom* optimales. La hausse initiale de l'output gap invite les autorités monétaires à se montrer plus restrictives. En référence au cas précédent, on s'attendrait alors à ce que l'appréciation du taux de change – prise explicitement en compte par la règle *Ball-ICM (1) dom* – infléchisse au moins partiellement cette volonté. En fait, cet effet est largement contrebalancé par la valeur du coefficient de réaction optimal β_2 , largement plus élevée dans la règle *Ball-ICM (1) dom* que dans la règle *Taylor dom* ($1.8881 > 1.5166$). Par conséquent, la hausse du taux d'intérêt est plus forte avec la première règle, si bien qu'au final, la règle qui réagit explicitement au taux de change est meilleure que la règle de Taylor.

Bien que le résultat soit opposé, l'ambiguïté se pose dans les mêmes termes en cas de choc d'offre. Comme le montre le graphique 3.4, la plus forte agressivité de la banque centrale à l'égard de l'inflation ($\beta_1 = 1.3122 > 1.0766$) fait de nouveau plus que compenser l'assouplissement induit par l'appréciation du taux de change. Certes, au final, la règle *Ball-ICM (1) dom* stabilise moins convenablement l'inflation et l'output gap que la règle *Taylor dom*, mais ce résultat n'est aucunement imputable à un quelconque conflit d'objectif. Ce sont essentiellement les valeurs distinctes des coefficients β_1 qui expliquent les différences de résultat entre les deux règles, et en particulier l'agressivité excessive des autorités monétaires lorsqu'elles suivent la règle *Ball-ICM (1) dom*.

Par conséquent, la capacité des règles à stabiliser l'économie suivant la nature des chocs n'est pas du seul ressort de la prise en compte du taux de change, mais de l'ensemble des modifications qu'elle impose. Puisqu'elle ne peut se résumer au seul conflit d'objectif, l'interprétation des différences entre chaque règle s'avère être plus subtile que ce qu'insinuent Cecchetti et al. (2000b). D'autant qu'une seconde difficulté se greffe au problème de réoptimisation des coefficients de réaction : l'existence d'une relation circulaire entre le taux d'intérêt et le taux de change. Dans le cadre des règles-ICM, le taux d'intérêt répond aux

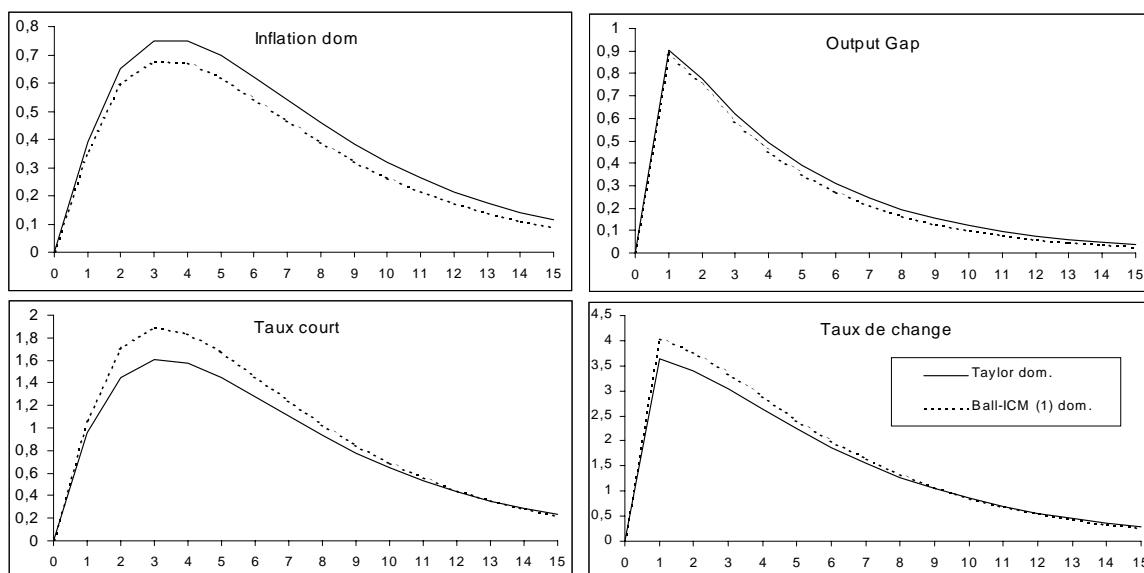


FIG. 3.3: *Taylor dom vs Ball-ICM (1) dom.* (choc de demande) - zone euro

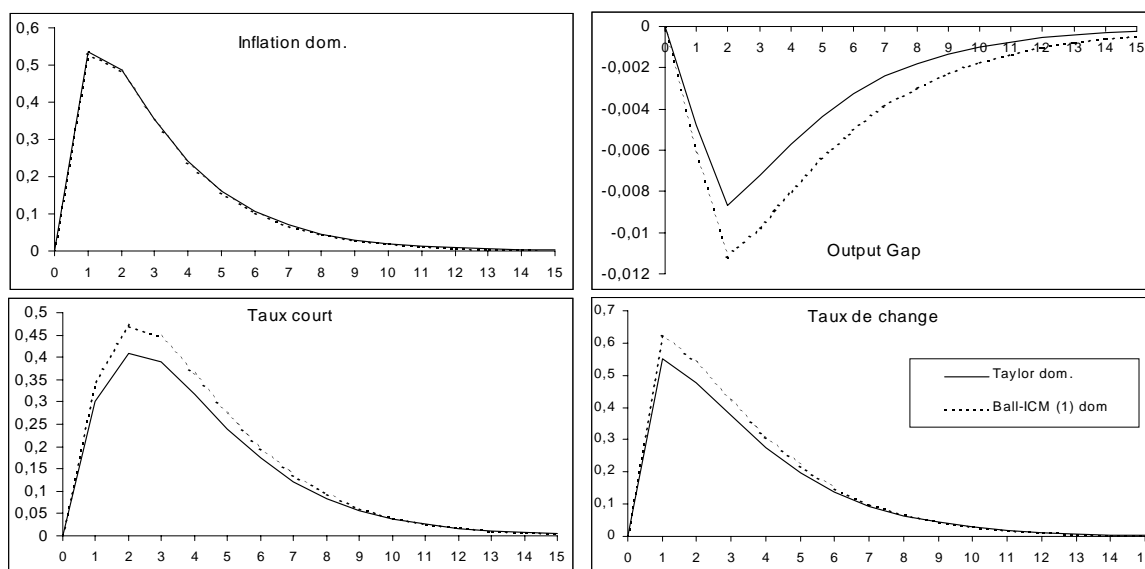
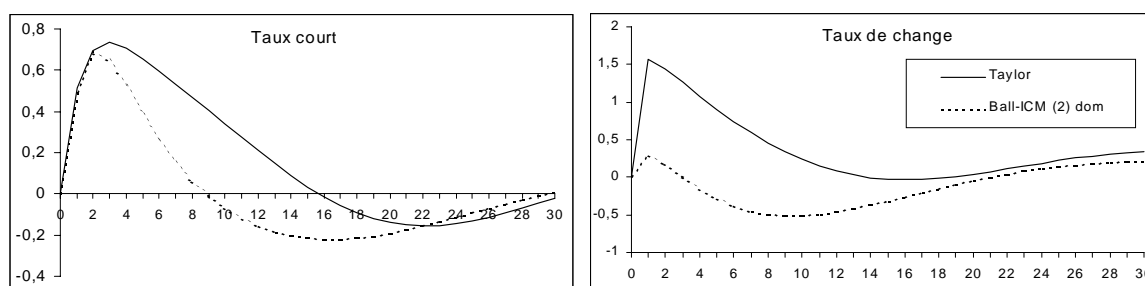
évolutions du taux de change, mais ces dernières sont elles-mêmes en partie déterminées par l'orientation courante et anticipée de la politique monétaire.

Cet argument peut être illustré par le graphique 3.5 qui reproduit l'évolution du taux d'intérêt et du taux de change avec les règles *Taylor* et *Ball-ICM (2) dom*, suite à un choc d'offre, dans le cadre de l'économie « plus » ouverte. Comme ce choc s'accompagne d'une appréciation de la valeur de la monnaie domestique, les autorités monétaires attachées à la règle *Ball-ICM (2) dom* sont amenées à modérer la hausse nécessaire des taux directeurs. Par voie de conséquence, la hausse du taux de change s'en trouve diminuée²¹. Or, cette moindre appréciation limite le risque de conflit d'objectif, puisqu'elle permet en retour à la banque centrale de se concentrer essentiellement sur l'inflation²². Néanmoins, mis à part cet exemple fortuit, la circularité entre taux d'intérêt et taux de change est difficile à isoler des différences attribuables à la valeur des coefficients de réaction optimaux, et donc délicate à cerner.

Le tableau 3.5 classe les huit règles optimales suivant leur aptitude à corriger trois types de chocs : choc d'offre (ζ_π), de demande (ζ_y) et de change (ζ_s). Concrètement, ces chocs sont successivement simulés à la première période. La fonction de perte est calculée sur les 25 premiers trimestres (les détails figurent dans le tableau 3.8 en annexe). Sans surprise, étant données les remarques précédentes, les résultats sont beaucoup moins tranchés que ce que suggèrent Cecchetti et al. (2000b). Il n'est effectivement pas possible d'affirmer que les règles de Taylor sont plus appropriées pour répondre à des chocs réels, ni que les

²¹Les coefficients de réaction des deux règles comparées sont équivalents (taux de change mis à part), puisque β_1 vaut 1.78 dans les deux cas, et β_2 vaut 1.25 pour la règle *Taylor* contre 1.27 pour la règle *Ball-ICM (2) dom* (cf. tab. 3.3). Ceci permet de neutraliser les écarts qui seraient imputables aux différences concernant les coefficients de réaction optimaux. Au lieu de cela, les écarts observés sont essentiellement dus à la prise en compte explicite du taux de change.

²²C'est notamment la raison pour laquelle la règle *Ball-ICM (2) dom* stabilise mieux l'économie que la règle *Taylor dom*, comme l'indique le tableau 3.9 en annexe.

FIG. 3.4: *Taylor dom* vs *Ball-ICM (1) dom* (choc d'offre) - zone euroFIG. 3.5: *Taylor* vs *Ball-ICM (2) dom* (choc d'offre) - Éco. « plus » ouverte

règles-ICM le sont sans conteste pour les chocs de nature financière. Certes, la règle de Taylor (IPC) est la plus adaptée pour stabiliser l'économie suite à un choc d'offre. Mais les deux versions de la règle de Taylor s'avèrent être les moins propices quand l'économie est touchée par un choc de demande et peu opportunes pour corriger les effets d'un choc de change. Pour ces deux types d'aléa, les deux versions de *Ball-ICM (2)* présentent les meilleures performances²³.

²³Le fait que la règle *Ball-ICM (1)* – la plus robuste d'après les simulations stochastiques – ne se place pas dans le haut du classement n'est pas paradoxal. L'exercice des simulations stochastiques revient à faire subir au modèle une multitude de chocs à chaque période, ce qui induit une forte volatilité du taux de change, non seulement parce qu'il réagit fortement et instantanément aux *news*, mais aussi parce que la variance des chocs de change est elle-même très élevée. En outre, seuls trois des huit chocs envisagés dans les simulations stochastiques sont considérés ici. Dans ces conditions, une règle qui implique une réaction au *niveau* du taux de change favorise la stabilité du modèle. *A contrario*, quand on simule un seul choc (de change) en début de période, la volatilité du taux de change est amoindrie et ce dernier rejoint rapidement sa valeur d'équilibre (ω_s est faible). Comme le change intervient en différence première dans les équations d'offre et de *IS*, son impact est finalement limité et les règles de type *Ball-ICM (2)* s'avèrent naturellement plus satisfaisantes.

Règle	Choc d'offre	Choc de demande	Choc de change
Taylor	1	7	4
ICM-Ball (1)	2	6	5
ICM-Ball (2)	4	2	1
Règle-chocs	3	3	3
Taylor dom	5	8	8
ICM-Ball (1) dom	7	4	6
ICM-Ball (2) dom	8	1	2
Règle-chocs dom	6	5	7

TAB. 3.5: Classement des règles optimales suivant la nature des chocs

Le même exercice répété à l'identique dans le cadre d'une économie plus ouverte ($\alpha_s = \gamma_s = 0.02$), n'autorise aucune généralisation (cf. tab. 3.9 en annexe) quant à l'opportunité d'une réponse aux mouvements du change selon l'origine du choc. Par exemple, si la règle de Taylor présente des qualités stabilisatrices honorables en cas de choc de demande, elle n'est plus préférable dans un contexte de choc d'offre.

Ces simulations s'avèrent donc peu concluantes sur la nécessité de prendre ou pas en compte le taux de change suivant la nature des chocs. Non seulement les résultats ne permettent pas certifier la supériorité d'une règle de Taylor sur une règle-ICM pour amortir l'impact d'un choc d'origine réelle. Mais en plus, ils ne confirment pas la suprématie de cette dernière pour atténuer les effets d'un choc financier. Cet examen suggère que la conduite de la politique monétaire suivant un ICM est beaucoup plus complexe que ce que nous enseignent les modèles statiques. Il s'avère en particulier impossible en dynamique de parvenir à une neutralisation intégrale et instantanée des chocs de change jugés incompatibles avec les conditions monétaires désirées.

3.3 Sensibilité des résultats à l'incertitude sur le taux de change d'équilibre

Jusqu'à présent, l'incertitude n'a porté que sur les chocs exogènes affectant l'économie. Or les banquiers centraux sont en pratique confrontés à une incertitude supplémentaire concernant la mesure de certaines variables, soit sujettes à révision (PIB, NAIRU, etc.), soit directement inobservables (output gap par exemple). Si la section 3.1 montre qu'il est optimal de cibler le taux de change en économie ouverte, ce résultat s'inscrit dans un cadre abusivement favorable, au sens où les autorités monétaires sont censées connaître la valeur d'équilibre du taux de change. L'expérience indique qu'au contraire, il est particulièrement difficile de déterminer cette référence. Cecchetti et al. (2000*b*) indiquent que les estimations conventionnelles de la valeur d'équilibre du taux de change peuvent sensiblement varier d'une méthode à une autre. Par exemple, la parité £ / DM se situerait entre 2.37 et 2.60 d'après la parité des pouvoirs d'achat, tandis que selon l'approche de l'équilibre fondamental du taux de change, cette fourchette serait plus basse (2.04 à 2.44).

Dans le modèle, les variables sont exprimées en écart par rapport à l'équilibre. Autrement dit, la variable taux de change (s_t) correspond en fait à l'écart entre la valeur observée \tilde{s}_t et la référence \bar{s}_t qui sert de cible, telle que $s_t \equiv \tilde{s}_t \Leftrightarrow \bar{s}_t$. On suppose à présent que les autorités monétaires ignorent la valeur d'équilibre du taux de change, et se contentent d'en faire une approximation notée \hat{s}_t . Comme elles commettent une erreur de mesure (non systématique), la « vraie » valeur du taux de change d'équilibre correspond à la valeur estimée à laquelle s'ajoute une erreur de mesure de moyenne nulle et de variance σ_{error}^2 :

$$\bar{s}_t = \hat{s}_t + error_t \quad (3.6)$$

Combinée à la définition de s_t , on obtient :

$$s_t \equiv \tilde{s}_t \Leftrightarrow \hat{s}_t \Leftrightarrow error_t \quad (3.7)$$

La banque centrale continue de cibler l'écart entre l'observé (\tilde{s}_t) et la cible supposée (\hat{s}_t). En passant le terme d'erreur à gauche de l'équivalence, la différence $\tilde{s}_t \Leftrightarrow \hat{s}_t$ coïncide avec la variable ciblée jusqu'à présent (s_t) auquel s'ajoute un *bruit*, soit $s_t + error_t$. Partant, la règle *Ball-ICM (1)* devient :

$$i_t = \beta_0 i_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \beta_0) \{ \beta_1 \pi_t + \beta_2 y_t \Leftrightarrow \beta_3 (s_t + error_t) \} \quad (3.8)$$

Cette configuration est fréquemment utilisée dans la littérature pour caractériser l'incertitude propre à la mesure de l'output gap (Orphanides (1998)). D'un point de vue théorique, la prise en compte de l'incertitude doit entraîner une baisse du coefficient portant sur la variable mesurée avec erreur (Le Bihan & Sahuc (2002)). Autrement dit, la banque centrale devrait être moins agressive qu'en univers certain. Ce mécanisme est appelé *effet d'atténuation*. Il est proche du principe de conservatisme de Brainard (1967), à la différence près que ce dernier se réfère plus précisément à une incertitude portant sur les paramètres du modèle (α_s et α_ρ par exemple).

Les règles *ICM-Ball (1)* et *ICM-Ball (1) dom* sont de nouveau optimisées en considérant successivement différentes valeurs de variances de l'erreur de mesure (comprises entre 1 et 10)²⁴. Le graphique 3.6 montre très clairement que le coefficient optimal de réaction au taux de change décroît avec l'incertitude. Par exemple, dans le cadre de *Ball-ICM (1)*, β_3 chute de plus de 15% quand la variance de l'erreur de mesure passe de 0 à 2, et tend vers zéro en cas d'incertitude extrême. Le coefficient de réaction portant sur le taux de change dessine le même profil décroissant dans le cadre de la règle *Ball-ICM (1) dom*. Les autres coefficients de la règle ne sont pas affectés par ces modifications.

La règle de Taylor est en revanche immunisée contre cette erreur de mesure. D'ailleurs, comme β_3 tend vers zéro, les autorités monétaires qui fonderaient initialement leur politique sur une règle de type *ICM-Ball (1)* sont finalement conduites à se référer à une règle de type Taylor. Le graphique 3.7 fournit deux enseignements à cet égard. D'une part, le risque majeur est que les banquiers centraux ne tiennent pas compte de l'incertitude et continuent à se comporter suivant la règle *ICM-Ball (1)* jugée optimale dans la section 3.1,

²⁴ $\sigma_{error}^2 = 0$ correspond à la configuration de base étudiée dans la section 3.1.

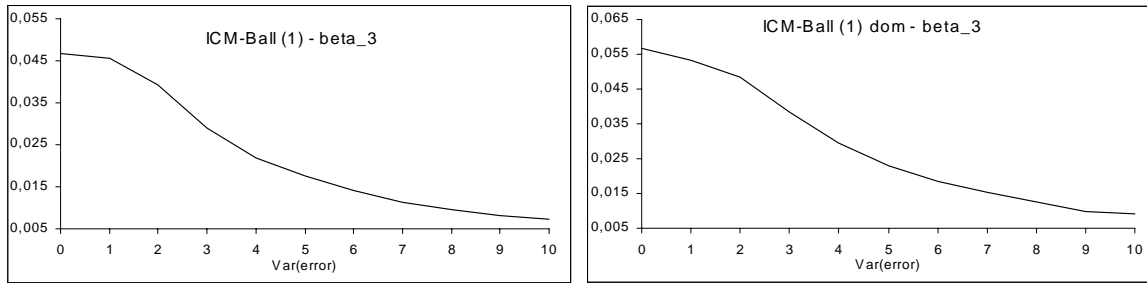


FIG. 3.6: Évolution de β_3 avec l'incertitude - zone euro

avec $\beta_3 = 0.046$. Cette règle, qualifiée de *myope*, revient à supposer que les autorités monétaires appliquent le principe d'équivalent certain. Dans ce cas, la perte de la règle *ICM-Ball (1) myope* explose, tant et si bien que l'économie se trouve moins bien stabilisée qu'avec la règle de Taylor optimisée. D'autre part, quand bien même le banquier central prendrait en compte l'incertitude, la perte enregistrée avec la règle *ICM-Ball (1)* rejoint asymptotiquement celle obtenue avec la règle de Taylor optimale. Deux effets, qui valent aussi pour la règle *Ball-ICM (1) dom*, expliquent cette convergence :

- β_3 chute vers zéro ;
- L'erreur de mesure implique, en dépit de la réoptimisation des coefficients de la règle (y compris de β_3), une forte volatilité du taux d'intérêt, qui pèse lourdement dans la fonction de perte et nuit à la stabilisation de l'inflation et de l'output gap.

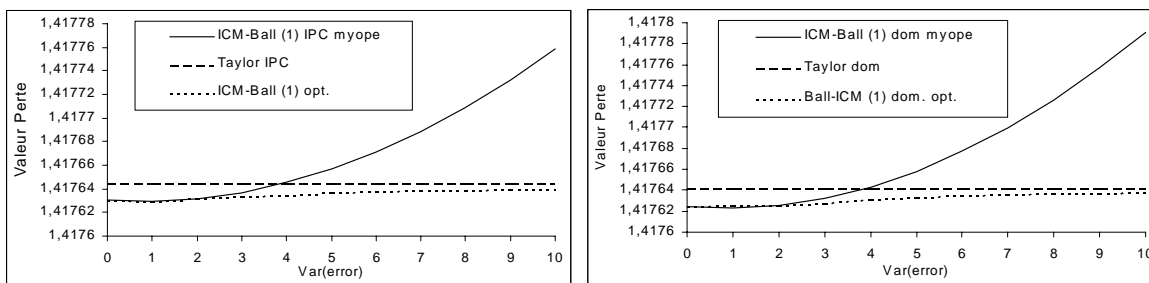


FIG. 3.7: Évolution de la perte en fonction de l'incertitude - zone euro

La configuration correspondant à une économie « plus ouverte » n'échappe pas à l'effet d'atténuation. Bien au contraire, l'impact de l'incertitude y est encore plus prégnant, comme le montre le graphique 3.8. Concernant la règle *ICM-Ball (1)*, la décroissance du coefficient β_3 est plus forte que dans le cas de la zone euro. Par exemple, sa valeur est divisée par deux quand la variance de l'erreur passe de 0 à 2. De plus, cette fois-ci, l'erreur de mesure sur la cible du taux de change amène la banque centrale à se montrer globalement plus prudente, puisque même les coefficients portant sur l'inflation et l'output gap sont affectés : β_1 et β_2 passent par exemple respectivement de 2.56 à 1.91 et de 1.85 à 1.35 quand la variance de l'erreur passe de 0 à 3. À la différence de β_3 , ces deux coefficients ne tendent pas vers zéro, mais plutôt vers les valeurs optimales de la règle de Taylor²⁵.

²⁵Il n'y a en revanche pas d'évolution notable de β_0 .

Cette plus forte sensibilité se manifeste clairement sur le dernier cadran du graphique 3.8. La perte enregistrée avec la règle *ICM-Ball (1) myope* coupe plus tôt qu'auparavant celle afférente à la règle de Taylor optimale, et explose littéralement par la suite. Ce résultat est très éloquent ; il sous-entend que si les autorités négligent l'incertitude, la règle *ICM-Ball (1)* s'avère moins performante que la règle de Taylor, et ce quand bien même la variance de l'incertitude (par exemple égale à 2) serait inférieure à la variance du choc de change (2.159). Dans la même veine, les performances stabilisatrices de la règle *Ball-ICM (1)* rejoignent plus nettement et rapidement (et non plus seulement asymptotiquement) celles de la règle de Taylor optimale. Les résultats sont qualitativement identiques pour la règle *Ball-ICM (1) dom* (cf. graphique 3.11 en annexe).

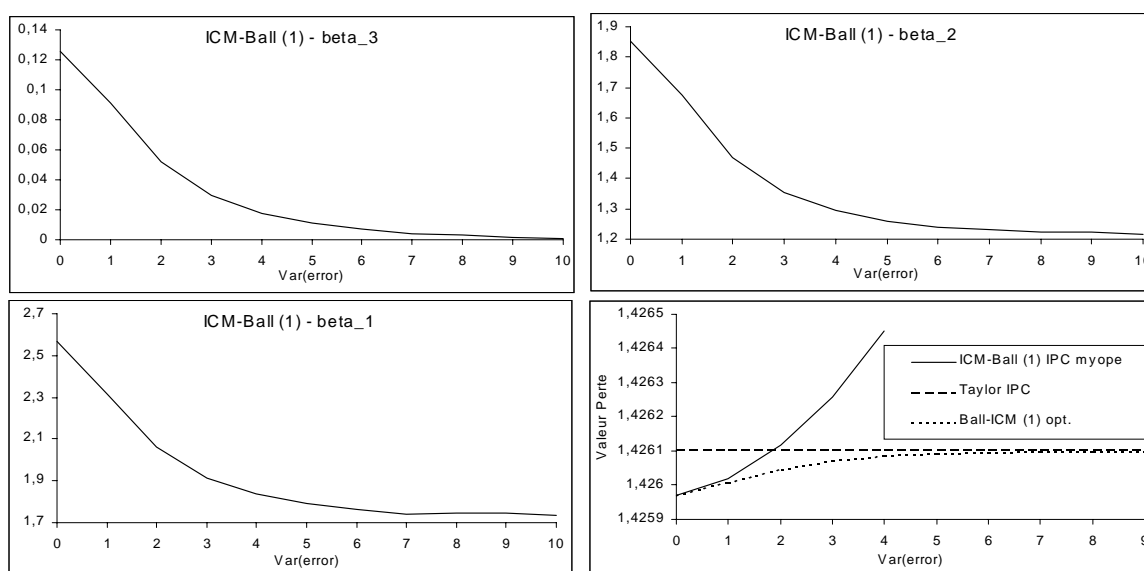


FIG. 3.8: *Ball-ICM (1)* et incertitude - Éco. « plus » ouverte

Ainsi, l'erreur de mesure provenant de l'estimation approximative de la valeur d'équilibre du taux de change tend à limiter la place de cette variable dans la stratégie optimale de politique monétaire. L'incertitude est d'autant plus problématique que l'économie est fortement ouverte, puisque eu égard à la valeur initialement élevée de β_3 , la banque centrale y est fortement exposée. Elle se manifeste alors non seulement par une chute de β_3 , mais aussi par une diminution des autres coefficients de la règle. Au final, la politique monétaire est moins réactive, et le bénéfice procuré initialement par la réaction explicite au taux de change (par rapport à une règle de Taylor) se trouve annihilé par les erreurs de mesure. Dans une économie moins ouverte, comme la zone euro, l'impact de cette forme d'incertitude est logiquement moins marqué, mais fait tout de même tendre β_3 vers zéro. Par conséquent, la règle optimale se rapproche d'une règle de Taylor standard, sans référence directe au taux de change.

A priori, les règles intégrant la valeur externe de la monnaie en différence première (*Ball-ICM (2)*) sont moins exposées à cette incertitude. En effet, dans la mesure où la valeur d'équilibre du taux de change varie peu d'un trimestre à l'autre, la différence $s_t \Leftrightarrow s_{t-1}$ fait

disparaître ce terme²⁶. Néanmoins, cette règle n'est pas sans faille puisque, en pratique, elle est susceptible de poser un problème de transparence. En effet, non seulement une réaction à la *variation* (plutôt qu'au *niveau*) du change peut apparaître moins claire, mais surtout l'absence de cible explicite rend compliquée la justification des orientations qui ont pour origine une évolution donnée du taux de change.

3.4 Incidence de l'intégration du taux de change dans la fonction de perte

En dernier lieu, ces résultats sont réexaminés en supposant que la variance du taux de change est partie intégrante de la fonction de perte²⁷. Le tableau 3.6 rapporte les résultats obtenus dans la configuration zone euro. D'une part, comme le taux de change est particulièrement réactif aux autres variables du modèle, et en particulier au taux d'intérêt, son insertion dans la perte induit une diminution des coefficients de réaction associés au taux d'inflation et à l'output gap. Mais d'autre part, la règle doit répondre plus vigoureusement aux mouvements du taux de change, comme le témoigne la valeur plus élevée des coefficients β_3 . Les règles ICM-Ball(2) constituent à cet égard une exception. Ceci tient au fait qu'une réaction aux variations du change ne permet pas de réduire aussi bien la variance du taux de change qu'une réaction en termes de niveau²⁸. D'ailleurs, les deux versions de cette règle affichent des résultats médiocres.

Règle	β_0	β_1	β_2	β_3	Perte	Rang	σ_y^2	σ_π^2	σ_i^2	σ_s^2
Taylor	0,4586	0,1557	0,1996	-	1,42294713	6	6	6	3	7
ICM-Ball (1)	0,4749	0,7131	1,0340	0,0891	1,42290968	2	1	1	8	2
ICM-Ball (2)	0,4614	0,1997	0,2720	0,0082	1,42294558	5	5	5	4	6
Règle-chocs	0,4702	0,4663	0,6816	0,0630	1,42292121	3	3	3	6	3
Taylor dom	0,4407	0,1126	0,1539	-	1,42294811	8	7	7	2	8
ICM-Ball (1) dom	0,4694	0,6880	0,9921	0,0910	1,42290954	1	2	2	7	1
ICM-Ball (2) dom	0,5013	0,1034	0,1447	0,0047	1,42294804	7	8	8	1	5
Règle-chocs dom	0,4704	0,4636	0,6786	0,0650	1,42292162	4	4	4	5	4

TAB. 3.6: Coefficients optimaux & classement - ZE - $Var(s_t)$ dans la perte

En revanche, les résultats témoignent une nouvelle fois des bonnes performances des règles ICM-Ball (1). En particulier, elles s'avèrent être meilleures que les règles-chocs, pourtant performantes dans ce contexte. Mais les simulations dynamiques sous aléa unique indiquent qu'une règle de Taylor augmentée de la composante non fondamentale du taux de change est inappropriée pour répondre aux trois chocs considérés individuellement. Le tableau 3.7 résume le classement obtenu suivant la même procédure que précédemment (les résultats détaillés figurent dans le tableau 3.10 en annexe).

²⁶ $(\tilde{s}_t \leftrightarrow \bar{s}) \Leftrightarrow (\tilde{s}_{t-1} \leftrightarrow \bar{s}) = \tilde{s}_t \leftrightarrow \tilde{s}_{t-1}$.

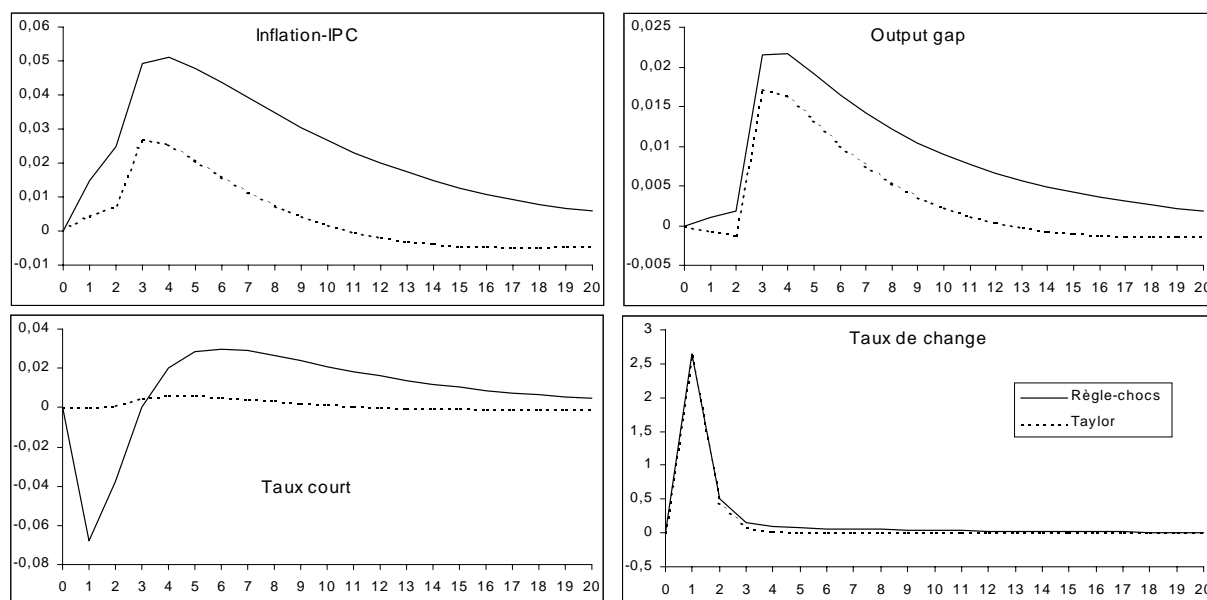
²⁷ La pondération de la variance du taux de change est fixée à 0.02.

²⁸ Le résultat serait certainement différent si c'était $Var(s_t \leftrightarrow s_{t-1})$ qui était pris en compte dans la perte et non pas $Var(s_t)$.

Règle	Choc d'offre	Choc de demande	Choc de change
Taylor	3	2	2
ICM-Ball (1)	2	5	5
ICM-Ball (2)	1	1	1
Règle-chocs	7	7	7
Taylor dom	5	3	3
ICM-Ball (1) dom	4	6	6
ICM-Ball (2) dom	6	4	4
Règle-chocs dom	8	8	8

TAB. 3.7: Classement selon la nature des chocs - ZE - $Var(s_t)$ dans la perte

Il est de nouveau difficile d'être aussi catégorique que Cecchetti et al. (2000b). En cas de choc de change par exemple, la règle de Taylor optimale stabilise mieux l'économie que la règle-chocs (graphique 3.9). Avec cette dernière, l'appréciation initiale de la monnaie domestique pousse les autorités à diminuer fortement le taux d'intérêt. Il s'ensuit une augmentation coûteuse de l'output gap et de l'inflation. En s'abstenant au contraire de répondre à ce dérèglement financier temporaire, comme le suggère la règle de Taylor, la banque centrale limite la hausse des prix.

FIG. 3.9: Taylor vs Règle-chocs (choc d'offre, ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte

Enfin, l'incertitude s'avère être encore plus décisive que dans le cas où la perte n'intègre pas la volatilité du taux de change. C'est ce que suggère le graphique 3.10. D'une part, elle pousse les autorités à se montrer encore moins réactives. Non seulement β_3 chute, mais c'est aussi le cas à présent pour β_1 et β_2 . D'autre part, la non prise en compte de cette incertitude s'avère être plus préjudiciable que dans la section 3.2. En effet, la perte enregistrée par une règle « ICM myope » devient supérieure à celle délivrée par la règle de

Taylor optimale, quand bien même la variance de l'incertitude serait égale ou proche de celle du choc lui-même.

On retrouve alors pour la zone euro les traits d'une économie plus fortement ouverte : il n'est pas nécessaire de supposer une incertitude extrême, loin s'en faut, pour que la règle ICM optimale rejoigne la règle de Taylor optimale (sans référence aucune au taux de change) et que la négligence de cette incertitude soit fortement pénalisante. Des résultats semblables sont observés pour la règle *ICM-Ball (1) dom* (cf. graphique 3.12 en annexe). Naturellement, cette constatation n'en est que renforcée dans le contexte d'une économie « plus » ouverte.

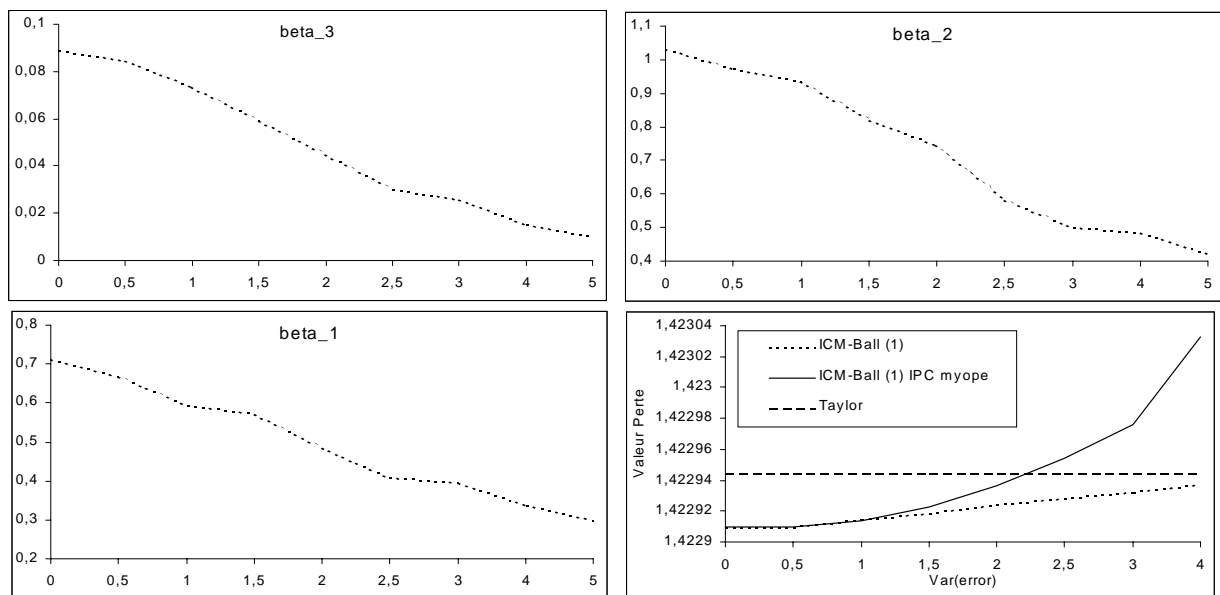


FIG. 3.10: ICM-Ball (1) et incertitude (ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte

Ainsi, lorsque la réduction de la volatilité du taux de change est explicitement un des objectifs de la banque centrale, les règles-ICM sont une nouvelle fois les meilleures parmi celles considérées. En outre, il n'est toujours pas possible de conclure, selon les règles optimales, que la réponse au taux de change doit être conditionnelle à la nature des chocs. Enfin, l'impact de l'incertitude caractérisant la valeur d'équilibre du taux de change se révèle être plus prégnant que dans le cas d'une fonction de perte usuelle, à tel point qu'une faible incertitude suffit à faire disparaître le taux de change de la règle optimale. En d'autres termes, même avec une incertitude mesurée, la règle de Taylor constitue la règle optimale, préférable à une règle-ICM myope.

3.5 Conclusion

Ce chapitre a pour objet l'étude de la pertinence d'une règle monétaire intégrant le taux de change en économie ouverte. Certes, quelques travaux tels que Ball (1999), Batini

et al. (2001) ou Svensson (2000) se sont déjà efforcés d'étudier la place incombant au taux de change dans la conduite optimale de la politique monétaire. Mais, d'une part, comme le soutient McCallum (1988), à défaut de connaître le modèle « vrai » de l'économie, la qualité d'une règle monétaire doit être appréciée à l'aune de ses performances au sein d'une grande variété de modèles. D'autre part, peu d'études se sont penchées sur le cas européen. Or les premiers mois d'exercice de la banque centrale européenne ont montré que les autorités monétaires ne peuvent se permettre de négliger les mouvements de la valeur externe de la monnaie domestique, même dans une économie pourtant jugée « peu » ouverte.

Conformément à la littérature, il ressort de la procédure d'optimisation qu'une règle de Taylor s'avère globalement moins performante qu'une règle-ICM intégrant explicitement une réaction des autorités monétaires au taux de change. En d'autres termes, les banquiers centraux ont intérêt à considérer le rôle d'instrument indirect joué par la valeur externe de la monnaie, ce qui peut leur permettre de mesurer les mouvements requis des taux directeurs. Par exemple, un choc de nature inflationniste qui s'accompagne d'une appréciation de la valeur externe de la monnaie domestique rend moins nécessaire une hausse soutenue des taux d'intérêt.

Néanmoins, la littérature précise que l'apport du taux de change n'est pas valable en toutes circonstances. Selon Cecchetti et al. (2000*b*), les règles-ICM seraient moins performantes pour stabiliser une économie soumise à un choc d'origine réelle (choc d'offre et de demande). Ces auteurs insistent sur l'existence d'un conflit d'objectif : en réagissant aux évolutions du taux de change, les autorités monétaires se détourneraient de leur objectif principal de stabilité des prix et de l'activité. La troisième section de ce chapitre nuance cette interprétation. En effet, la méthode consistant à tester les capacités stabilisatrices de différentes règles optimales soumises à plusieurs types de chocs successifs ne permet ni de montrer que les règles intégrant le taux de change sont inférieures aux règles de type Taylor en cas de choc réel, ni d'incriminer systématiquement un conflit d'objectif lorsque c'est le cas. Sur le plan méthodologique, l'examen mené dans ce chapitre suggère que :

- La méthode employée par Cecchetti et al. (2000*b*) pour le démontrer est inappropriée ;
- L'effet de *neutralisation* est beaucoup plus complexe à mettre en œuvre dès lors que sont prises en compte les dynamiques des relations unissant les variables.

Mais ces résultats ne remettent pas en cause le problème d'inadéquation d'un lien systématique entre les taux directeurs et le taux de change. Les expériences des banques centrales néo-zélandaise et australienne à la fin des années 1990 en fournissent d'ailleurs une illustration patente. Dans le sillage de la dévaluation du bath et de la crise asiatique de juillet 1997, ces deux pays commercialement implantés dans la région ont observé une dévaluation de leur monnaie. La Banque australienne l'a interprétée à juste titre comme un choc négatif sur les termes des échanges et a baissé ses taux directeurs. Cette politique a permis à la croissance de demeurer soutenue, alors que l'inflation était maîtrisée à l'intérieur de la fourchette-cible (en dépit de la dépréciation de 20% du dollar australien par rapport au dollar américain). À l'inverse, interprétant la baisse du taux de change comme la résultante d'un choc de nature financière, la Banque néo-zélandaise a répondu par un relèvement de ses taux directeurs de 200 points de base, ce qui a fortement contribué à

plonger l'économie domestique dans la récession. Ayant pris la mesure de son erreur de jugement, la banque centrale de Nouvelle-Zélande a depuis renoncé à utiliser un ICM comme cible opérationnelle.

En même temps qu'elle condamne toute réaction mécanique aux mouvements du taux de change, cette expérience réaffirme une difficulté indissociable des stratégies de politique monétaire fondées sur un ICM : l'identification de la nature des chocs. Qui plus est, en dépit des efforts de communication, le risque est que les agents anticipent systématiquement une réponse des autorités monétaires sitôt que le taux de change dévie de sa valeur d'équilibre. Comme la réaction des autorités doit dépendre de la nature des chocs, les choix de politique monétaire risquent d'apparaître parfois surprenants. C'est la raison pour laquelle la Banque du Canada, estimant que son économie est à présent essentiellement visée par des chocs d'origine réelle, a décidé d'abandonner l'ICM en tant que cible opérationnelle, pour ne plus lui accorder qu'un rôle secondaire.

Il n'en reste pas moins que ces subtilités sont difficiles à mettre en évidence dans un modèle dynamique. Dans la même veine, le résultat d'une stratégie fondée en partie sur une réaction explicite aux mouvements du taux de change s'avère être sensible à la relation circulaire, difficile à cerner, qui existe entre le taux d'intérêt d'une part et la valeur externe de la monnaie d'autre part. Si les décisions de la banque centrale sont en partie fondées sur les évolutions du change, comme celles-ci sont elles-mêmes dépendantes de l'orientation courante et à venir de la politique monétaire, une règle-ICM requiert en pratique un savant dosage des variations de taux d'intérêt pour parvenir *in fine* au degré de sévérité ou de laxisme désiré.

Certes, les autorités jouissent d'autres instruments que le taux d'intérêt pour infléchir une évolution du taux de change contraire à l'orientation souhaitée. Mais, comme le montrent les expériences de la BCE au cours de l'automne 2000, l'intervention directe sur le marché des changes est souvent inefficace, quand elle n'est pas contre-productive. En fait, la crédibilité de la politique et l'intelligibilité du discours des autorités monétaires conditionnent l'efficacité des signaux envoyés dans ce cas par les banques centrales, et les effets d'annonce de façon générale. Bien qu'ignorée ici (puisque difficile à modéliser), cette dimension importante du problème doit être gardée à l'esprit.

Un problème plus ennuyeux encore a trait à l'incertitude qui caractérise la valeur d'équilibre du taux de change. Les banques centrales s'attachant explicitement les services du taux de change risquent alors de commettre des erreurs de jugement et de mener une politique monétaire sous-optimale, d'autant plus lorsque l'économie est fortement ouverte. Les résultats de la dernière section indiquent que lorsque cette incertitude est prise en compte, les autorités monétaires se montrent plus prudentes, conformément au principe théorique d'atténuation, tant et si bien que le coefficient de réaction associé au taux de change tend vers zéro. Autrement dit, la règle monétaire optimale se rapproche d'une règle de type Taylor.

Or il ne s'agit là que d'une forme particulière d'incertitude. Les banques centrales soucieuses de prendre en compte les mouvements du taux de change devraient également

considérer le fait que l'impact de ses mouvements sur l'inflation et l'activité est lui-même incertain. Selon le principe de conservatisme de Brainard (1967), cette forme (multiplicative) d'incertitude doit également tempérer la réactivité des autorités : les déviations de taux d'intérêt par rapport à l'équilibre devraient être plus faibles qu'en univers certain.

Martin (1999) montre que le principe de conservatisme à la Brainard tient aussi en économie ouverte. Il identifie même deux effets complémentaires et intimement liés à ce dernier. Le premier est qualifié de *gradualisme*. Il répond à la forte auto-corrélation des variations de taux d'intérêt observée dans ce cas, et traduit le lissage de l'instrument de politique monétaire en cas de choc inflationniste. Il assure un retour à l'équilibre moyennant un délai plus long qu'en univers certain. Le second effet, suivant lequel la réponse cumulée des taux d'intérêt est plus faible, est qualifié de *prudence*²⁹.

Par ailleurs, le contrôle des prix et de l'activité peut devenir désastreux si les agents financiers n'utilisent pas le même modèle de référence (ici la PTINC) que la banque centrale (Leitemo & Soderstrom (2001)). Ces études insinuent que le cadre théorique envisagé dans ce chapitre est encore conceptuellement très favorable aux règles monétaires fondées sur le taux de change, puisque l'incertitude est plus forte en pratique. Mais déjà, la seule incertitude portant sur le taux de change d'équilibre suffit à révéler les limites d'une règle-ICM et constitue à ce titre l'écueil le plus préjudiciable à ce type de stratégie.

Au final, il n'apparaît donc pas recommandable de cibler le taux de change. Toutefois, une attitude de *benign neglect* est tout aussi condamnable. Etant donné d'une part son rôle d'instrument indirect, et d'autre part son impact sur l'inflation et la compétitivité, le taux de change doit constituer un indicateur important, pouvant peser en certaines circonstances sur les décisions des banques centrales, au même titre que toute variable habituellement inspectée par les banquiers centraux (évolutions salariales, taux de chômage, enquêtes de confiance, taux d'intérêt domestiques et étrangers, courbe des rendements, etc.). Le comportement actuel de la Banque du Canada en fournit l'exemple. Bien qu'elle ait abandonné l'ICM comme cible opérationnelle, les évolutions du taux de change qu'elle estime compromettantes pour la stabilité des prix peuvent contribuer aux décisions de hausse ou de baisse de ses taux directeurs. Typiquement, les autorités canadiennes ont reconnu en juillet 2003 que l'appréciation du dollar canadien au cours du second trimestre (de 67,5 à 75 cents U.S.) avait été « *plus prononcée et plus rapide que la Banque ne s'y attendait* »³⁰. Si bien que cette évolution a pesé dans la décision d'abaisser les taux directeurs d'un quart de point.

Les ICM aussi sont susceptibles de compléter la large gamme d'indicateurs à laquelle se réfèrent les banques centrales, d'autant plus qu'ils renseignent sur l'orientation conjointement dessinée par le taux de change et le(s) taux d'intérêt. Malheureusement, pour l'heure, trop peu de travaux ont étudié leur qualité informationnelle et prédictive. Des tests de capacité prévisionnelle, s'appuyant sur toutes les versions d'ICM proposées dans la littérature (ICM, ICMD, ICMF, avec taux courts / longs, etc...), seraient nécessaires pour juger de l'utilité des ICM comme simples indicateurs de politique monétaire.

²⁹Voir aussi Martin & Salmon (1999).

³⁰Cf. Banque du Canada, *Rapport sur la Politique Monétaire*, juillet 2003.

3.6 Annexe du chapitre 3

3.6.1 Détail des résultats

Règle	Choc d'offre	Choc de demande	choc de change
Taylor	0,178653	0,699590	0,020628
ICM-Ball (1)	0,178670	0,694979	0,020663
ICM-Ball (2)	0,178724	0,662084	0,019188
Règle-chocs	0,178691	0,677009	0,019946
Taylor dom	0,178882	0,714395	0,021965
ICM-Ball (1) dom	0,178953	0,683441	0,021169
ICM-Ball (2) dom	0,179068	0,658249	0,019930
Règle-chocs dom	0,178938	0,694352	0,021377

TAB. 3.8: Valeur de la perte suivant la nature des chocs - zone euro

Règle	Choc d'offre	Choc de demande	choc de change
Taylor	0,268549	1,101796	0,178037
ICM-Ball (1)	0,320442	1,280946	0,212931
ICM-Ball (2)	0,273936	0,847442	0,165163
Règle-chocs	0,296745	1,239769	0,201571
Taylor dom	0,231942	1,898279	0,267385
ICM-Ball (1) dom	0,582029	3,123569	0,424712
ICM-Ball (2) dom	0,221146	1,150760	0,153606
Règle-chocs dom	0,217388	1,137482	0,144143

TAB. 3.9: Valeur de la perte suivant la nature des chocs - Éco. « plus » ouverte

Règle	Choc d'offre	Choc de demande	choc de change
Taylor	0,181611	0,580222	0,017438
ICM-Ball (1)	0,181050	0,894480	0,028862
ICM-Ball (2)	0,178066	0,518753	0,014706
Règle-chocs	0,187412	1,120040	0,036525
Taylor dom	0,184298	0,654691	0,020168
ICM-Ball (1) dom	0,182565	0,946704	0,031448
ICM-Ball (2) dom	0,184468	0,660630	0,020361
Règle-chocs dom	0,188706	1,174069	0,039222

TAB. 3.10: Perte suivant la nature des chocs (ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte

3.6.2 Graphiques complémentaires

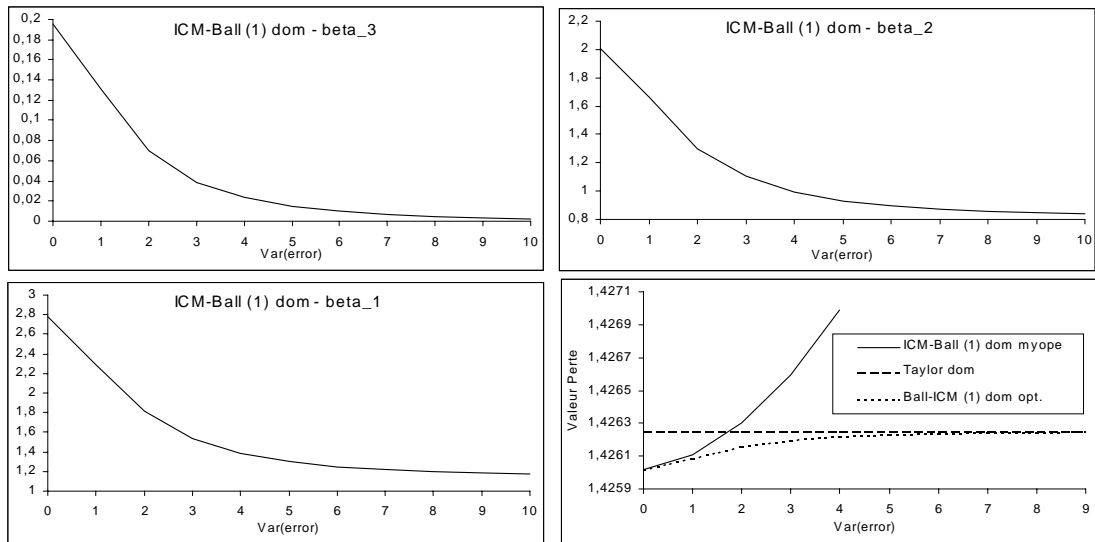


FIG. 3.11: *Ball-ICM (2) dom* et incertitude - Éco. « plus » ouverte

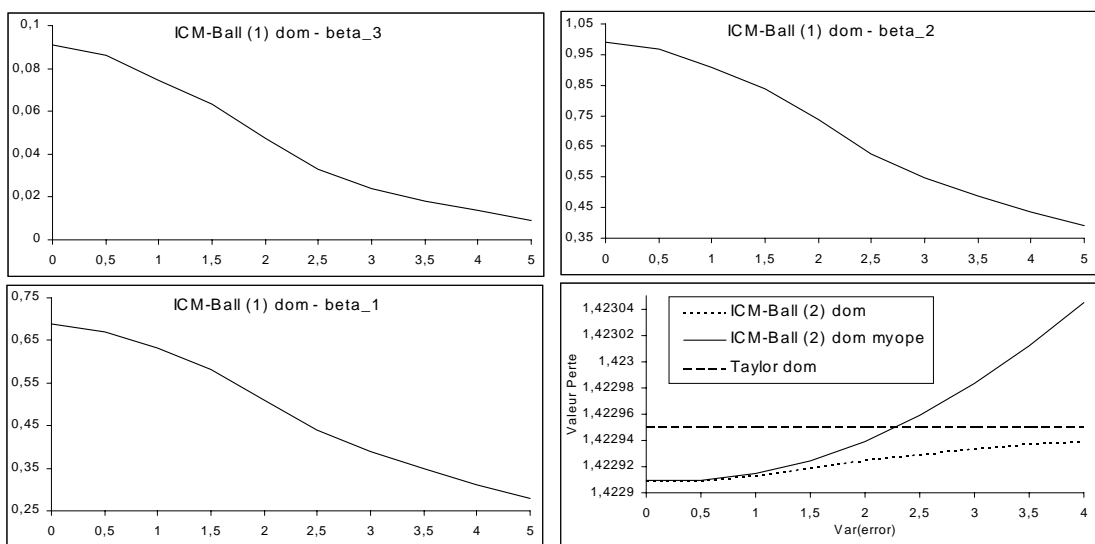


FIG. 3.12: *ICM-Ball (1) dom* et incertitude (ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte

Deuxième partie

Cycles de prix d'actifs et Politique Monétaire

Introduction à la deuxième partie

Les cycles de prix d'actifs semblent s'être accentués depuis deux décennies (Borio et al. (1994), Banque de France (2001)). Nombreux sont les pays qui ont enregistré des croissances boursières ou immobilières très soutenues, suivies par un effondrement tout aussi spectaculaire. Dans les pays scandinaves, au Japon ou encore aux États-Unis, ces épisodes ont eu de sévères répercussions sur le cycle réel de l'activité. Ce constat soulève plusieurs interrogations. Les retournements de tendance auraient-ils eu moins d'impact si les banques centrales s'étaient efforcées de lisser les cycles financiers ? Ont-elles d'ailleurs la capacité de le faire ? Le traitement des déséquilibres financiers est-il du ressort de la politique monétaire ? Des réponses sont apportées dans cette seconde partie.

Avant d'étudier le bien-fondé des cibles de prix d'actifs, il est important de déceler les canaux de transmission qu'ils empruntent pour affecter la croissance des prix et de l'activité. Le chapitre 4 étudie en détail les trois principaux mécanismes suggérés par la théorie : les effets de richesse, le canal du ratio Q de Tobin et l'accélérateur financier. Cette revue de la littérature conduit à conclure que le canal du bilan des firmes est le plus éloquent des trois en Europe et aux États-Unis. Pour ces derniers, les effets de richesse ne sauraient être écartés.

Mais ces canaux négligent le comportement des banques, alors qu'elles sont devenues, à la faveur de la libéralisation financière, des acteurs à part entière sur les marchés financiers. À cet égard, le *canal des fonds propres bancaires* (ou encore accélérateur financier bancaire) décrit le processus par lequel les banques se comporteraient effectivement comme des vecteurs et des amplificateurs des chocs financiers. Le chapitre 5 mobilise un ensemble de résultats théoriques et empiriques confirmant la pertinence de ce mécanisme de transmission. Les enseignements de ce canal sont particulièrement précieux pour répondre aux questions préalablement posées : plus le secteur bancaire est affaibli et plus les chocs financiers ont un impact important sur la sphère réelle. Ce constat est reproduit par le modèle d'équilibre général dynamique développé dans le chapitre 6, qui comprend l'ensemble des canaux de transmission des prix d'actifs, y compris le canal des fonds propres bancaires.

Comme la santé du secteur bancaire détermine l'impact des cycles financiers, comme la politique monétaire est incapable de contrecarrer à elle-seule une situation de *capital crunch*, et comme le crédit est un lien déterminant entre la sphère financière et la sphère réelle, la réflexion menée tout au long de cette seconde partie conduit logiquement à s'intéresser à la politique prudentielle. Après avoir souligné les raisons du scepticisme des économistes au sujet des cibles de prix d'actifs, le chapitre 7 s'appuie sur le modèle développé dans le chapitre précédent pour comparer les avantages d'une telle stratégie à ceux induits par une politique prudentielle contra-cyclique (symbolisée par une politique de provisionnement dynamique). Au vu des simulations, cette dernière s'avère bénéfique quelle que soit la nature des chocs et le contexte financier, ce qui n'est pas le cas d'une règle monétaire augmentée des cours boursiers. Même quand toutes les formes d'incertitude sont ignorées, le bénéfice d'une politique de provisionnement dynamique est systématiquement supérieur à celui d'une cible de prix d'actifs, y compris en cas de bulle.

Chapitre 4

Les canaux de transmission des prix d'actifs sur la sphère réelle

Depuis les années 1980, les prix d'actifs enregistrent des fluctuations très importantes, se soldant parfois par des corrections baissières très sévères, comme au Japon ou dans les pays scandinaves. Outre les épisodes de bulle-explosion de 1987 et de 1997-2000, les variations boursières semblent s'être creusées avec les mouvements de libéralisation financière (Borio et al. (1994)). C'est aussi le cas des cours immobiliers (Girouard & Blondal (2001), OCDE (2000)). Au Japon par exemple, ils se sont appréciés de près de 75% sur cinq ans jusqu'en 1990, pour chuter d'un tiers ensuite. En Italie, ils se sont accrus d'environ 50% entre 1988 et 1992. Au Royaume-Uni, les prix des logements ont augmenté de plus de 70% à la fin des années 1980 pour ensuite reculer de 20% jusqu'en 1994. Il est ainsi possible de multiplier les exemples¹.

Ce constat soulève naturellement la question de l'impact de ces fluctuations sur la stabilité macroéconomique, d'autant que les examens statistiques relèvent une forte corrélation entre l'output gap et les cours immobiliers dans la plupart des pays (Girouard & Blondal (2001)). Aussi, en considérant uniquement l'impact des mouvements de prix d'actifs sur la consommation, les estimations de Kennedy, Palerm, Pigott & Terribile (1998) suggèrent qu'une chute de 20% des cours boursiers se solderait par une chute du PIB réel (cumulée sur deux ans) de 0.8 points aux États-Unis, de 0.7 points au Japon, de 0.5 points en Allemagne et de 0.2 points en Italie. Quoique d'ampleur plus faible, les conséquences sur l'inflation sont loin d'être négligeables.

Or, étudier la place devant incomber aux cours boursiers et immobiliers dans la conduite de la politique monétaire exige en premier lieu de s'interroger sur les canaux théoriquement empruntés par les prix d'actifs. En second lieu, il convient d'examiner s'ils constituent individuellement une véritable menace pour la stabilité des prix et de l'activité. Ce chapitre propose de faire le point sur les travaux théoriques et les résultats empiriques qu'ont suscités les trois canaux de transmission les plus remarquables dans la littérature : canal du ratio Q de Tobin, effets de richesse et accélérateur financier.

¹Cf. Introduction Générale.

Dans l'abstraction de type IS-LM proposée par Tobin (1969), la courbe *LM* est complétée par l'équilibre sur le marché des actifs. Dans cet esprit, le ratio *Q* n'est qu'une reformulation du coût du capital (quand ce dernier est à son niveau d'équilibre, le ratio *Q* vaut 1), et n'implique pas d'effets de richesse à proprement parler. Ceci dit, comme elle relie l'investissement à la valeur de marché (ou prix du capital coté) des entreprises, cette théorie est invariablement évoquée dans les travaux qui étudient les canaux de transmission des prix d'actifs à la sphère réelle. Théoriquement, une firme doit investir si une unité de capital additionnelle accroît sa valeur de marché d'un montant supérieur au coût d'acquisition du capital. C'est le cas si les marchés sont sur-évalués. La section 4.1 rappelle les fondements théoriques de ce canal, présente les résultats mitigés des modèles-*Q* et s'interroge sur la sensibilité des investisseurs aux déséquilibres boursiers.

L'investissement n'est pas la seule variable potentiellement visée par les fluctuations des prix d'actifs. À objectif d'épargne donné, la hausse du prix des actifs détenus par les ménages réduit l'effort nécessaire à la réalisation de cet objectif et libère des ressources pour les dépenses de consommation. Ce canal des effets de richesse est étudié dans la section 4.2. Après avoir succinctement présenté le cadre théorique au sein duquel il s'inscrit, nous relevons les facteurs structurels permettant d'expliquer l'essor des titres financiers dans les portefeuilles des ménages depuis une décennie. Les études microéconomiques sont à cet égard incontournables ; elles permettent non seulement de préciser la concentration de la richesse, mais aussi d'examiner l'effet des mouvements de richesse sur le comportement de dépense des ménages les plus exposés.

Ensuite, comme le dernier cycle financier constitue une aubaine pour mettre à jour nos connaissances sur l'impact macroéconomique des effets de richesse, les résultats récents sont examinés. Il apparaît que la plus forte exposition des ménages coïncide avec une baisse de la propension marginale à consommer la richesse, liée à la détention indirecte de titres. Si bien que, même s'ils sont loin d'être négligeables, les effets de richesse associés au cycle de la fin des années 1990 ont été plus faibles qu'attendus dans les pays anglo-saxons. En Europe continentale, ils sont globalement insignifiants.

En fait, le canal de transmission le plus éloquent transite par la capacité d'emprunt des firmes et des ménages. En raison d'asymétries d'information entre les prêteurs et les emprunteurs, ces derniers doivent supporter une prime de financement externe négativement liée à leur richesse nette. Comme celle-ci est procyclique, la prime de financement externe est contra-cyclique. Partant, tout choc sur les fonds propres des entreprises suscite une augmentation de la prime d'agence. Certaines firmes jugeant les conditions de crédit prohibitives sortent du marché, ce qui déprime encore plus l'activité et la richesse des agents. C'est à ce titre que ce canal, étudié en détail dans la section 4.3, est qualifié d'accélérateur financier.

Après avoir justifié les hypothèses de base de ce mécanisme (asymétries d'information, spécificité du crédit bancaire), nous rappelons que cette théorie très séduisante permet d'expliquer pourquoi l'impact d'un choc négatif est plus violent en phase basse du cycle, asymétrie importante à souligner dans la perspective d'un krach boursier. Enfin, nous mon-

trons que contrairement aux deux premiers, ce canal jouit d'une assise empirique quasiment incontestée, aussi bien aux États-Unis qu'en Europe.

4.1 Le canal du ratio Q de Tobin

Après avoir succinctement présenté les fondements et les implications de la théorie du Q de Tobin dans la section 4.1.1, un bilan nuancé de ce canal sur le plan empirique est dressé dans la section 4.1.2. Puis, le comportement des investisseurs face à des mésalignements boursiers identifiés comme tels est étudié dans la section 4.1.3. Enfin, la relation pouvant théoriquement se manifester entre les dépenses en logement des ménages et la profitabilité de l'investissement immobilier est examinée dans la section 4.1.4.

4.1.1 Principe et fondements

4.1.1.1 Définition

Un entrepreneur doit rationnellement investir si une unité additionnelle de capital accroît la valeur de marché de sa firme d'un montant supérieur au coût d'acquisition de ce capital. C'est l'intuition que Tobin a développée en définissant le coefficient Q , rapport de la valeur boursière de l'entreprise (V) sur sa valeur comptable (ou valeur de remplacement de son capital K) :

$$Q = \frac{V}{K} = f^+ (Q \Leftrightarrow 1) \quad (4.1)$$

Sous l'hypothèse d'efficience des marchés financiers, la valeur boursière de l'entreprise doit être exactement égale à la somme actualisée des flux de profits futurs. Dès lors, un ratio Q supérieur à l'unité signifie que le marché anticipe une valorisation de l'investissement au-delà de son coût, et donc que la combinaison productive de l'entreprise contribuera à valoriser tout investissement supplémentaire. Dans ces conditions, il est rentable d'investir. Au contraire, si Q est inférieur à l'unité, la valeur que permet de créer l'investissement est insuffisante pour couvrir son coût ; mieux vaut alors acheter une entreprise sur le marché que d'investir. Ainsi, du fait des opportunités de valorisation inhérentes, l'investissement devrait augmenter en période de forte croissance des cours boursiers.

Mais, comme le rappelle Villieu (2000), si les entrepreneurs arbitraient parfaitement entre les différents projets, le ratio Q devrait être en permanence égal à 1. L'analyse de Tobin présuppose donc l'existence d'imperfections.

4.1.1.2 Fondements microéconomiques du Q de Tobin

Les imperfections de marché vont permettre d'attribuer des fondements théoriques à la notion de profitabilité proposée par Tobin. L'existence de coûts d'ajustement convexes sur le capital par exemple permet de concilier Q de Tobin et modèle néoclassique standard (Abel (1979)). Ces coûts d'installation sont justifiés par la désorganisation transitoire du processus productif qu'induisent le démontage du capital physique mis au rebut et l'installation des nouveaux équipements.

Si on suppose que le prix du capital est donné par le prix du bien produit, tel que $p_{kt} = p_t = 1$ et que la fonction de production de la firme représentative est donnée par :

$$Y_t = F(K_t, L_t) \Leftrightarrow G(I_t)$$

où $G(I_t)$, la fonction de coûts d'ajustement, est croissante et convexe, la valeur V_t de la firme (en termes réels) s'exprime de la manière suivante :

$$V_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau+1} [F(K_{t+\tau}, L_{t+\tau}) \Leftrightarrow w_{t+\tau} L_{t+\tau} \Leftrightarrow I_{t+\tau} \Leftrightarrow G(I_{t+\tau})]$$

où r représente le taux d'intérêt, I_t l'investissement réalisé en t , w le taux de salaire, L la quantité de travail utilisée et K_t le stock de capital. Le choix d'investissement de l'entreprise est déterminé en maximisant la valeur de l'entreprise sous la contrainte d'accumulation usuelle :

$$K_{t+\tau+1} = I_{t+\tau} + (1 \Leftrightarrow \delta) K_{t+\tau}$$

La contrainte de Lagrange associée à cette relation est notée $q_{t+\tau}$. La condition de premier ordre par rapport à I_t donne² :

$$q_t = 1 + G'(I_t)$$

La politique optimale d'investissement est déterminée par comparaison du coût d'achat et d'installation ($1 + G'(I_t)$) à la valeur marginale du capital (q_t), ce qui revient à comparer les bénéfices (nets des coûts d'ajustement) d'une unité de capital pendant sa vie entière avec son coût actuel.

Sous hypothèse de fonction de coût d'ajustement quadratique, du type $C(I_t) = \frac{1}{\lambda}(I_t)^2$, alors l'investissement dépend positivement de la valeur marginale du capital, notée q :

$$I_t = \frac{1}{\lambda} (q_t \Leftrightarrow 1) \quad (4.2)$$

L'optimisation dynamique du programme de la firme permet donc d'extraire les fondements microéconomiques de la théorie de Tobin³ : l'investissement augmente (diminue) si le coefficient q est supérieur (inférieur) à l'unité. Néanmoins, l'analogie est fallacieuse puisque dans la relation (4.2), la décision d'investissement dépend de l'évaluation du rendement marginal de l'entreprise ($\partial V / \partial K$), alors que dans le modèle de Tobin, la variable Q est définie par la valeur moyenne du rapport V/K (son rendement moyen). Le « q marginal » et le « q moyen » peuvent cependant coïncider sous certaines hypothèses (Hayashi (1982)) : absence de fiscalité, concurrence pure et parfaite, fonctions de production et d'installation homogènes de degré 1 (cf. Annexe).

Puisqu'il doit théoriquement contenir les anticipations des agents sur tout ce qui influence l'activité de l'entreprise, le Q de Tobin ne se résume pas à un indicateur financier de rentabilité. Il doit aussi traduire à lui-seul l'ensemble des incitations à investir. C'est d'ailleurs *a priori* ce qui fait son attrait sur le plan empirique.

²Les interprétations du modèle et les étapes de dérivations figurent en annexe.

³Le ratio Q de Tobin peut donc s'interpréter comme le multiplicateur de la contrainte d'évolution du capital dans un programme d'optimisation dynamique.

4.1.2 Résultats empiriques

4.1.2.1 Construction et principes des tests

Conformément à la définition (4.2), les travaux empiriques portant sur les modèles- Q examinent la relation suivante :

$$\left(\frac{I}{K}\right)_{i,t} = \alpha + \frac{1}{\lambda}(q_{i,t} \Leftrightarrow 1) + \gamma Z_{i,t-n}$$

En l'absence du vecteur de variables explicatives complémentaires Z , cette équation fait directement référence au modèle néoclassique en concurrence et information parfaites. Une classification *a priori* des firmes i , suivant différents critères de sélection (taille, concentration du capital, secteur d'activité, cash flows, etc.), permet d'affiner l'étude de la sensibilité de l'investissement de différents types de firmes. Généralement, les cash-flows sont introduits dans le vecteur Z pour apporter des informations sur les contraintes de financement potentiellement subies par les firmes considérées⁴.

Dès lors, les tests de spécification visent à confronter l'hypothèse nulle d'acceptabilité du modèle- Q de base (« modèle contraint » tel que $\gamma = 0$) à l'hypothèse alternative d'influence significative des variables de cash-flows (ou variables assimilées).

4.1.2.2 Bilan nuancé des modèles- Q

Les études empiriques portant sur la France témoignent des difficultés rencontrées à l'échelle de tous les pays de l'OCDE. Un premier problème vient du fait que la valeur marginale du Q est inobservable en pratique. Cette difficulté est contournée de deux façons : soit par l'utilisation du Q moyen, soit par l'approximation du Q marginal.

Les tests qui s'appuient sur le Q moyen⁵ lui attribuent un impact effectivement positif mais limité sur l'investissement, comme l'indique le tableau 4.1. Selon Chan-Lee & Torres (1987) par exemple, le coefficient du Q vaut 0.065 : une hausse de 10% de la valeur des actions augmenterait en moyenne le ratio Q de 5%, donc le taux d'investissement annuel de 0.2 points et l'investissement de 2.5%. La faiblesse des coefficients implique des coûts d'ajustement importants et une très forte inertie dans l'ajustement du stock de capital à son niveau optimal.

Les tests de cointégration réalisés par Epaulard (1993) et Reiffers (1995) indiquent qu'il n'y a pas de relation de long terme entre Q et l'investissement. De plus, le ratio Q

⁴Si effectivement le Q fournit un signal sans bruit de la valeur fondamentale des firmes, la significativité des cash-flows ne doit soulever aucune ambiguïté : elle traduit l'existence d'une contrainte de financement plus qu'un *proxy* des profits futurs (censés être déjà inclus dans le ratio Q). La significativité des variables de cash-flows est plus ambiguë en revanche dans la littérature empirique sur l'accélérateur financier. Voir section 4.3.3.1 p. 210.

⁵La valeur de marché de l'entreprise (le numérateur) est généralement évaluée comme la valeur totale des encours d'émission d'actions des sociétés et quasi-sociétés, à laquelle s'ajoute la valeur de la dette souscrite sous forme d'obligations et de crédits bancaires à court, moyen et long terme. Ces éléments sont estimés à leur valeur de marché. Le dénominateur est défini par l'évaluation du stock de capital au prix de renouvellement, à taux de déclasserment constant. Cf. Artus (1988) par exemple.

Auteurs	$1/\lambda$	période
Chan-Lee & Torres (1987)	0.065	1971-1983
Artus (1988)	0.062	1970-1985
Epaulard (1993)	0.026	1972-1982
Reiffers (1995)	0.03	1983-1987

TAB. 4.1: Estimation du modèle- Q pour la France

n'est pas un déterminant stable et ne constitue une bonne variable explicative du taux d'accumulation en France que sur la période 1982-1987, comme le montre le graphique 4.5 en annexe, où un changement de régime est clairement perceptible en 1987. Dans les années 1990, les prédictions du modèle- Q s'avèrent être incompatibles avec la conjonction d'un investissement atone et d'une croissance boursière soutenue.

Qui plus est, cette méthode souffre d'un biais de sélection, dans la mesure où le ratio Q n'est calculable que pour les entreprises cotées. Partant, les piètres qualités empiriques du modèle- Q tiennent certainement aussi au fait que le comportement des petites entreprises ne peut être correctement déduit de celui des grandes firmes. Pour les premières, les termes de cash-flows (ou encore les ventes) sont clairement significatifs lorsqu'ils sont inclus dans la régression (Fazzari, Hubbard & Petersen (1988), Hoshi, Kashyap & Scharfstein (1991), Hayashi & Inoue (1991)). Le ratio Q ne résumerait donc pas à lui-seul toutes les incitations à investir⁶.

En fait, implicitement, les tests de validité du modèle- Q sont des tests joints qui estiment simultanément l'hypothèse d'absence de frictions financières et celle d'équivalence entre Q marginal et Q moyen. Or cette seconde assertion est discutable (Blanchard & Sachs (1982)). Par exemple, une entreprise disposant d'un capital obsolète a un Q moyen bas (ses profits sont faibles), mais un Q marginal élevé, dans la mesure où si elle investit dans des équipements modernes sa profitabilité progressera fortement. Le Q marginal est plus spécifiquement un indicateur interne aux entreprises. Les mauvais résultats empiriques du modèle- Q seraient donc dû, selon cette optique, à une mesure erronée de la profitabilité.

Ce constat a poussé certains auteurs à utiliser une mesure approchée du Q marginal plutôt que le Q moyen. À cette fin, Bloch & Coeuré (1994, 1995) reprennent la technique de calcul proposée par Abel & Blanchard (1986). Cette méthode revient à distinguer, dans les données de profit⁷ :

- les composantes fondamentales traduisant des opportunités véritables de profit ;
- les composantes transitoires signalant des contraintes de financement.

Cette construction, fondée sur un modèle VAR, leur permet de révéler l'existence d'une relation de long terme entre l'investissement et le Q marginal. Cependant, bien que l'in-

⁶Pour rendre compatible la significativité des variables de cash-flows avec la théorie du Q de Tobin, il est nécessaire de lever certaines hypothèses du modèle de base. Epaulard (1993) par exemple envisage deux variantes qui consistent à supposer d'une part l'existence d'un environnement de concurrence monopolistique et d'autre part la présence de contraintes de débouchés, deux assertions permettant de justifier un terme d'accélérateur.

⁷Voir également Gilchrist & Himmelberg (1995).

fluence de ce dernier soit assez forte, le modèle- Q demeure incapable d'expliquer de façon satisfaisante l'évolution de l'investissement au cours des années 1990.

Ainsi, quelle que soit la mesure du Q , il est assez largement admis que les modèles- Q n'expliquent pas l'investissement de manière convenable. En particulier, ce ratio n'est pas robuste à la prise en compte de variables censées traduire les contraintes financières rencontrées par certaines entreprises.

Pour autant, selon Cummins, Hassett & Oliner (1999), il serait prématuré de rejeter les modèles- Q . Une nouvelle fois, la mesure de la profitabilité est en cause. Ils estiment en effet que le ratio Q observé fournit un signal *bruité*⁸, comme le suggère l'excessive volatilité des cours boursiers (Shiller (1989)). Dans la lignée de Cummins, Hassett & Hubbard (1994), ils renoncent donc au Q observé au profit d'un Q *réel* fondé sur les prévisions de bénéfices des analystes financiers. Ils montrent alors que si le Q usuel n'est effectivement pas un déterminant probant, contrairement aux cash-flows, le Q *réel* a en revanche un impact significatif sur l'investissement. Surtout, il apparaît dans ce cas que les cash-flows ne sont plus significatifs, pas même pour les entreprises susceptibles d'être contraintes. Appliquant la même méthode, Bond & Cummins (2001) confirment ces résultats.

Le résultat suivant lequel les cash-flows ne seraient plus probants en présence d'une mesure correcte des opportunités d'investissement est lourd de conséquence. En effet, il implique qu'en réalité les profits traduisent moins des contraintes financières que des opportunités d'investissement anticipées, ce qui sème le doute sur l'immense majorité des études empiriques qui interprètent la significativité des cash-flows comme une preuve de friction financière⁹. Cependant, faute de modèle théorique susceptible d'expliquer l'incidence des contraintes de crédit sur le ratio Q , il est difficile de trancher entre les deux explications (Hubbard (1998)).

Au final, malgré l'ingéniosité des économètres, il s'avère difficile d'admettre que le ratio Q puisse constituer un déterminant essentiel de l'investissement. Son impact est tout au mieux limité. Il est toutefois intéressant d'examiner s'il en est de même en période de mésalignements boursiers, et plus précisément dans un contexte de bulle spéculative.

4.1.3 Les investisseurs sont-ils sensibles aux déséquilibres boursiers ?

4.1.3.1 Q de Tobin et mésalignements boursiers

La théorie du Q de Tobin suppose que la valorisation boursière d'une firme correspond à sa valeur fondamentale. Or, les marchés boursiers sont sujets à des mésalignements parfois

⁸L'inefficience des marchés financiers pourrait expliquer l'écart entre les jugements des entrepreneurs (la décision d'investir ou pas) et les enseignements contenus dans le ratio Q .

⁹Selon Cummins et al. (1999), ces conclusions sont erronées puisqu'elles relèvent d'une mesure inadéquate des fondamentaux. En d'autres termes, si l'hypothèse nulle est : « le modèle- Q de base est acceptable », et si le Q marginal est mal mesuré, alors il se peut que les cash-flows ressortent significatifs quand bien même l'hypothèse nulle serait en réalité « vraie ».

importants qui font diverger la valeur de marché des entreprises de leur valeur fondamentale. Le développement d'une bulle, synonyme d'élévation du Q de Tobin, est susceptible d'inciter les entreprises à investir davantage pour égaliser le rendement marginal de leur capital à son coût de financement.

Pour examiner ce point, Andersen & Subbaraman (1996) proposent d'abord de décomposer les cours boursiers suivant une composante fondamentale et une composante spéculative, pour ensuite mesurer leur pouvoir explicatif respectif sur l'investissement. L'équation qu'ils estiment est la suivante :

$$\left(\frac{I}{K}\right)_t = \alpha + \gamma \left(\frac{I}{K}\right)_{t-1} + \beta_1 q_t^F + \beta_2 q_t^S + \mu_j Z_{j,t-i}$$

où q^S et q^F traduisent respectivement la composante fondamentale et spéculative des cours boursiers. Z représente un vecteur de variables explicatives complémentaires (comme par exemple les cash-flows). Les résultats obtenus en l'absence de Z indiquent que les investisseurs sont sensibles aux « bulles », puisque la composante spéculative est significative (alors que q^F ne l'est pas). Mais ce constat n'est pas robuste : aucune des deux composantes ne constitue un déterminant de l'investissement une fois prise en compte l'information plus vaste contenue dans Z . Ces résultats rejoignent ceux de Tease (1993) et Chirinko & Schaller (1996), pour qui effectivement les cours boursiers peuvent s'écarter de leur valeur fondamentale, mais sans influencer l'investissement¹⁰.

De plus, comme les cours boursiers intègrent les mouvements anticipés de variables qui peuvent s'avérer être des déterminants de l'investissement, la causalité parfois mise en évidence dans la littérature (Andersen & Subbaraman (1996)) entre les cours boursiers et l'accumulation du capital peut être fallacieuse. D'ailleurs, cette capacité prédictive s'effondre le plus souvent avec la prise en compte de l'ensemble des déterminants habituels de l'investissement (coût du capital, rendement réel du capital, cash-flows, etc.). C'est en ce sens que, globalement, les études empiriques s'accordent à conclure que les cours boursiers constituent au mieux un prédicteur « passif » de l'investissement¹¹. Dans cette veine, Bosworth (1975), juge inconcevable que les managers, soucieux de la valeur de long terme de leur entreprise, orientent leurs investissements au gré des mouvements boursiers. Au lieu de cela, ils privilégient leur propre évaluation interne de profitabilité.

Baker, Stein & Wurgler (2002) se montrent moins sceptiques. Leur analyse empirique s'appuie sur les enseignements du modèle de Stein (1996), suivant lequel les entreprises à besoin de financement externe par émission d'actions (« *equity dependant firms* ») ont un investissement plus sensible à la composante non-fondamentale du cours des actions. L'explication est la suivante. Considérons une firme faiblement endettée et bénéficiant d'une richesse nette conséquente. Ses décisions d'investissement ne devraient pas être sensible aux

¹⁰Blanchard, Rhee & Summers (1990) estiment quant à eux que l'incidence de la composante fondamentale est plus forte que celle de la composante spéculative.

¹¹C'est le cas de Morck, Shleifer & Vishny (1990), Barro (1990) et Mullins & Wadhvani (1989). Seuls Fisher & Merton (1984) et Loan, Litterman & Sims (1983) indiquent qu'une fois considérés les déterminants traditionnels de l'investissement, les cours boursiers continuent d'être une variable explicative probante.

évolutions boursières. Par exemple, si elle s'estime sous-évaluée, elle a recours sans restriction à d'autres modes de financement (bancaire ou obligataire). Considérons à présent une firme à faible richesse nette et lourdement endettée, à la recherche de financement par actions. Elle serait contrainte de différer ou d'abandonner son projet en cas de sous-évaluation de son cours. Stein (1996) en déduit que l'investissement d'une entreprise « *dépendante du financement par actions* » doit être sensible à sa valorisation boursière.

Baker et al. (2002) formalisent le concept de *dépendance au financement par actions* en construisant un indice KZ inspiré de Kaplan & Zingales (1997), qui augmente avec l'endettement des firmes et diminue avec leurs cash-flows, leurs dividendes et le solde de leurs actifs : les firmes présentant un indice élevé sont celles qui sont les plus susceptibles d'être dépendantes du financement par actions. Les auteurs classent ensuite les firmes en quintiles, selon leur dépendance. Ils régressent enfin le taux d'investissement de chacune des classes sur le ratio Q et les cash-flows des firmes correspondantes. Les résultats confirment les enseignements du modèle de Stein (1996) : les firmes qui affichent les indices les plus élevés sont environ trois fois plus sensibles aux prix des actions que les firmes du premier quintile.

Ensuite, le partage de l'échantillon en deux (« forte » et « faible » valorisation) – en utilisant le ratio Q comme approximation de la valorisation de marché – permet d'examiner plus précisément la sensibilité des entreprises à la fois dépendantes du financement par actions et sous-évaluées. Les résultats économétriques montrent qu'au sein du sous-échantillon « faible valorisation », la sensibilité de l'investissement augmente avec l'indice KZ , alors que l'impact du prix de marché est négligeable pour les entreprises à forte valorisation. Les mésalignements boursiers (ici à la baisse) auraient donc une influence sur les décisions d'investissement de certaines firmes.

Cependant, en dépit de la faiblesse de leurs cash-flows, de leur endettement élevé et de leurs faibles garanties, il serait étonnant que les firmes qualifiées d'« *equity dependant* » n'aient pas accès à d'autres modes de financement. En effet, si elles sont cotées, c'est qu'elles bénéficient en temps normal d'une bonne réputation et savent faire preuve de transparence, deux qualités qui devraient leur ouvrir les vannes du financement bancaire¹². Par conséquent, si la valorisation boursière a véritablement un impact sur les entreprises, elle devrait moins affecter leur niveau d'investissement que leur mode de financement.

4.1.3.2 Cours boursiers et structure du passif des firmes

Si les entrepreneurs sont capables de distinguer la composante spéculative de la composante fondamentale des cours boursiers, alors ils devraient être en mesure d'ajuster la structure de leur passif au gré des mouvements financiers. Une firme sur-évaluée par exemple peut en profiter pour substituer du financement par action au financement bancaire.

La littérature soutient effectivement que les firmes émettent des actions quand elles s'estiment être sur-évaluées. Si bien que l'annonce d'une campagne d'émission de capital

¹²À ce titre, Cummins et al. (1999, p.32) rapporte : « *We find no evidence that liquidity constraints affect investment for US companies that are mature enough to have issued public equity* ».

par une firme, interprétée comme un aveu de sur-évaluation, est généralement suivie d'une chute de son cours¹³. Dans cette veine, les travaux économétriques de Baker et al. (2002) et Andersen & Subbaraman (1996) se rejoignent pour montrer que les décisions d'émission d'actions sont sensibles à la façon dont le marché valorise les firmes intéressées.

Ainsi, en marge des effets du ratio Q , il existerait un canal spécifique, le canal du financement par actions (« *equity financing channel* »), par lequel l'inefficience des marchés est susceptible d'affecter la structure du passif des entreprises. Mais les implications de ce canal en terme de transmission des chocs boursiers à la sphère réelle sont moins directes que celles du ratio Q .

4.1.4 Q de Tobin et investissement immobilier

Enfin, comme le souligne Mishkin (2001), les enseignements de la théorie du Q de Tobin peuvent être transposés aux dépenses immobilières des ménages. En effet, comme l'investissement des entreprises, l'investissement immobilier devrait dépendre positivement du ratio rapportant la valeur de marché de l'actif à son coût d'acquisition. Autrement dit, l'achat d'un logement est d'autant plus profitable que les cours immobiliers excèdent les coûts de construction.

Girouard & Blondal (2001) examinent cette proposition. Un déflateur implicite de l'investissement résidentiel privé est utilisé comme *proxy* des coûts liés à la construction. Néanmoins, en raison du manque de données disponibles concernant les coûts des terrains, la mesure obtenue du Q est imparfaite¹⁴. Le tableau 4.2 rapporte les coefficients de corrélation obtenus entre le ratio Q et l'investissement résidentiel. Pour la majorité des pays considérés, il existe effectivement une relation contemporaine étroite entre les deux variables. Sur la période 1980-99, le coefficient de corrélation est supérieur à 0.5 pour 10 des 16 pays étudiés, avec un lien très fort en Hollande, Danemark, Belgique et Espagne. Mais les tests de cointégration rejettent l'existence d'une relation de long terme entre deux variables. Une nouvelle fois, le pouvoir explicatif du ratio Q se révèle être insuffisant.

Pays	corrélation ^(a)	Pays	corrélation ^(a)	Pays	corrélation ^(a)
États-Unis	0.37	Japon	0.35	Allemagne	↔0.71*
France	0.25	Italie	0.77*	Roy-Uni	0.61*
Canada	0.66*	Australie	0.51*	Belgique	0.83*
Danemark	0.92*	Finlande	0.59*	Suède	0.60*
Hollande	0.92*	Norvège	0.16	Espagne	0.82*

(a) : coefficient de corrélation (1980-1999). * : significatif au seuil de 5%.

Source : Girouard & Blondal (2001)

TAB. 4.2: Corrélation entre l'investissement résidentiel et sa profitabilité

¹³Cf. Fisher & Merton (1984), Lucas & McDonald (1989), Lucas & McDonald (1990), Blanchard et al. (1990), Pagano, Panetta & Zingales (1998), Graham & Harvey (2001).

¹⁴Non seulement les prix des terrains à bâtir représentent 20 à 40% du coût total, mais ils s'avèrent en plus être très volatils (Sommerville (1996)).

Si la rentabilité de l'investissement immobilier ne semble pas influencer sur les dépenses en logement des ménages, la valorisation de leur patrimoine existant est susceptible d'influencer leur consommation, par effet de richesse. Ce canal est étudié dans la section suivante.

4.2 Impact des variations de prix d'actifs sur la consommation : les effets de richesse

Dans la foulée de Ando & Modigliani (1963), beaucoup d'efforts ont été déployés dans les années 1970 pour quantifier l'effet sur la consommation d'une hausse de la richesse des ménages. L'intérêt de cette question a été ranimé par deux phénomènes : la libéralisation financière et l'exceptionnelle croissance de la richesse des ménages au cours de la seconde moitié des années 1990. Outre l'effet de cette valorisation, les enquêtes de patrimoine rapportent qu'un changement structurel important s'opère depuis le début des années 1990 : les ménages détiennent de plus en plus d'actifs boursiers. Cette évolution devrait accroître l'influence des prix d'actifs sur leur comportement de consommation. Cette intuition n'a pas manqué de faire réagir les autorités monétaires américaines et européennes, qui se sont interrogées publiquement, à de nombreuses reprises, sur l'ampleur des effets de richesse¹⁵.

La plupart des travaux empiriques sur les effets de richesse se fondent sur le cadre théorique du modèle de cycle de vie. Or, si la libéralisation financière a assoupli les contraintes de crédit, alors les ménages peuvent, conformément à la théorie, répartir uniformément sur leur horizon de vie restant tous leurs gains financiers, tant et si bien que les effets de richesse ne sont réellement perceptibles qu'à la condition qu'une hausse (ou une baisse) des prix d'actifs soit forte et persistante. Sinon, ils sont négligeables à chaque période et difficiles à mettre en évidence empiriquement.

Cette partie s'organise de la manière suivante. La section 4.2.1 présente le cadre de référence de la plupart des travaux. Les évolutions structurelles des portefeuilles des ménages sont ensuite exposés dans la section 4.2.2. La section 4.2.3 synthétise les méthodes économétriques employées ainsi que les résultats obtenus. Enfin, la manifestation éventuelle d'un canal indirect, qui influencerait sur la confiance des ménages, est examinée dans la section 4.2.4.

4.2.1 Le cadre théorique de référence : le modèle de cycle de vie et ses extensions

Le modèle canonique définissant un lien entre consommation et richesse a été initialement développé par Ando & Modigliani (1963). Le problème qui se pose au consommateur est de planifier ses dépenses sachant que le bénéfice qu'il retire d'une consommation démesurée au cours de sa vie active est contrebalancé par le coût d'une faible consommation en temps de besoin (jeunesse et retraite). Face à des flux de revenus inégaux, les ménages s'efforcent donc de lisser leur consommation au cours du temps.

¹⁵Voir par exemple Trichet (2002) et Gramlich (2001).

Le niveau de dépense planifié (C^*) par le consommateur i pour chaque période t est un multiple du montant total de ses ressources disponibles, comme l'indique la règle de décision de consommation suivante :

$$C_{i,t}^* = m_{i,t} (H_{i,t} + W_{i,t-1}) \quad (4.3)$$

où W_{t-1} représente la richesse financière à la fin de la période précédente (actifs financiers, immobiliers et biens durables), H_t représente la *richesse humaine*, mesurée par la somme des revenus du courants et anticipés travail. La propension marginale à consommer $m_{i,t}$ est variable avec l'âge de l'individu. Au fur et à mesure qu'il vieillit, ses ressources intertemporelles ($H_{i,t} + W_{i,t-1}$) déclinent et imposent une hausse de la propension à consommer pour maintenir constant le niveau de dépenses. Les travaux empiriques qui étudient l'ampleur des effets de richesse s'appuient sur ce cadre théorique, qui stipule qu'à objectif d'épargne donné, la hausse des prix des actifs (donc de la richesse) réduit l'effort nécessaire à la réalisation de cet objectif, et libère une partie des ressources pour la dépense.

Si en pratique les ménages se comportent conformément à ce schéma, on devine d'emblée que les effets de richesse ne sont perceptibles à chaque période qu'à la condition que la hausse (ou la baisse) des prix d'actifs soit forte et persistante. Contrairement à un choc temporaire qui n'a pas d'impact sur la consommation planifiée, un choc perçu comme permanent entraîne une réoptimisation des flux de consommation futurs. Comme le surplus de consommation est réparti sur l'ensemble de l'horizon de vie, l'impact des variations de richesse risque d'être fortement dilué, voire même impalpable, si les gains ou les pertes sont modestes (Lettau & Ludvigson (2002)).

En outre, ce n'est qu'une fois déclaré qu'un choc non anticipé de richesse génère une révision du comportement optimal de consommation, et que les effets de richesse sont potentiellement perceptibles. Au contraire, un choc prévu n'a pas d'effet causal direct sur la consommation puisqu'il est déjà incorporé dans le plan de consommation désiré dès l'instant où il est anticipé.

Face aux résultats empiriques souvent insatisfaisants de ce modèle canonique, plusieurs amendements ont été proposés. Or ces apports, aussi bien théoriques qu'empiriques, ne sont pas neutres sur l'estimation des effets de richesse, comme le montrera par la suite la très forte sensibilité des résultats à la spécification économétrique retenue. Ils méritent à cet égard une attention particulière.

D'abord, diverses propositions ont été faites pour dépasser les anomalies soulevées par Flavin (1981) et Deaton (1987), parmi lesquelles la prise en compte d'imperfections de marché. En effet, si les ménages subissent des contraintes de liquidité ou d'endettement, ils ne peuvent plus consommer en fonction de leurs revenus futurs anticipés et leur consommation dépend essentiellement de leur revenu disponible courant et passé. C'est le cas en particulier si le créancier exige des garanties que l'emprunteur ne peut satisfaire. Suivant une telle configuration, on peut s'attendre à ce que l'excès de richesse relâche la contrainte de financement et induise un fort effet de richesse. En outre, la constitution d'une épargne de précaution, déterminant souligné au début des années 1990, est généralement capturée

par l'évolution du taux de chômage. De même, le taux d'intérêt réel n'est pas neutre, bien qu'il puisse jouer dans deux sens opposés (effet substitution / effet revenu). Toutefois, si les ménages sont majoritairement endettés, les deux effets jouent dans le même sens pour relier négativement la consommation au taux d'intérêt.

Ensuite, certains travaux plaident en faveur de la prise en compte du taux de croissance du revenu. Cadiou (1995) apporte deux justifications à cela. La première suppose l'abandon des anticipations rationnelles au profit d'anticipations adaptatives. Dans ce cas, le taux de croissance du revenu doit exercer un impact positif sur la consommation, puisqu'une amélioration des perspectives économiques doit se traduire par un accroissement de la consommation courante. Au contraire, si les ménages ont un objectif de ratio actifs / revenu, alors un accroissement du revenu requiert un effort d'épargne supplémentaire pour maintenir cette cible. D'après Houizot, Baudchon, Mathieu & Serranito (2000), c'est généralement ce deuxième effet qui l'emporte empiriquement. Enfin, la prise en compte de l'inflation permet de traduire un effet de reconstitution de la richesse réelle.

Quand bien même les effets de richesse sont théoriquement fondés, encore faut-il qu'une condition fondamentale à leur existence soit respectée : les ménages doivent détenir des actifs financiers susceptibles d'engendrer des plus-values ou des pertes inattendues.

4.2.2 Une évolution des portefeuilles des ménages favorable aux effets de richesse ?

Les chiffres indiquent que la détention d'actifs financiers par les ménages s'est considérablement accrue depuis 10 ans, aussi bien en Europe qu'aux États-Unis¹⁶. Mais les données agrégées peuvent être trompeuses car, eu égard à la forte concentration de la distribution de la richesse financière, les gains financiers n'ont en réalité profité qu'à un nombre relativement réduit de ménages. Selon Poterba (2000), le nombre de ménages à grosses fortunes (dont la richesse nette excède un milliard de dollars) est passé de trois millions en 1995 à cinq millions en 2000. Pour cette raison, la validation des effets de richesse passe avant tout par l'étude de la sensibilité de la consommation des ménages les plus riches aux variations boursières. C'est pourquoi, avant d'en venir aux implications macroéconomiques des variations de richesse, il apparaît d'abord nécessaire d'examiner l'impact des mouvements de prix d'actifs sur la consommation de cette frange de population.

4.2.2.1 L'essor de la détention d'actions

Les actifs boursiers sont devenus incontournables dans les portefeuilles des ménages. Le rapport du montant des actions détenues sur le revenu disponible a augmenté dans tous les pays depuis 1970, passant par exemple de 80% à 100% aux États-Unis, de 30 à 88% au Royaume-Uni, de 63 à près de 100% au Canada, ou encore de 2 à 34% en Italie¹⁷.

¹⁶Selon l'analyse détaillée de Poterba (2001), toutes les classes sociales (sauf les ménages à revenu très faible) ont été gagnées par l'« *equity culture* », et en particulier les classes moyennes.

¹⁷cf. Boone, Giorno & Richardson (1998) tab.1 p.19.

Cette croissance est globalement plus marquée dans les pays anglo-saxons que dans les pays européens. Toutefois, l'Observatoire de l'Épargne Européenne (2001) (OEE) mentionne que les pays européens ne sont pas en reste ; ainsi, en Allemagne, le pourcentage des ménages détenteurs d'actions est passé de 12% en 1993 à près de 18% en 1998. La progression est comparable en France (9 à 15 %). Globalement, 17% des ménages européens sont actionnaires directs¹⁸. Mais le poids des actions directes demeure relativement modeste.

Le tableau 4.3 rapporte les montants d'actions détenues de façon directe et indirecte (i.e. par l'intermédiaire de fonds communs de placement, de fonds de retraite ou de compagnies d'assurance) en proportion du patrimoine financier total des ménages. On note qu'en dépit d'une capitalisation boursière particulièrement développée, l'actionnariat actif n'est pas plus important au Royaume-Uni que dans les autres pays européens. Les États-Unis constituent véritablement une exception en la matière, puisque les actions directes représentent un quart du portefeuille des ménages. La France se situe au dernier rang des pays considérés, avec une détention active qui n'excède pas 6% du patrimoine financier total.

Pays	Détention directe		Détention indirecte					
	Actions		Actions		Obligations		Total ^(a)	
	Montant ^(b)	% ^(c)	Montant	%	Montant	%	Montant	%
Allemagne	324.4	9.5	537.4	15.8	403.5	11.9	1424.4	41.9
Espagne	124.7	14.0	104.8	11.7	118.5	13.3	293.7	32.9
France	130.7	5.9	410.4	18.5	451.5	20.3	1054.9	47.5
Italie	340.6	14.7	352.8	15.2	363.5	15.7	768.9	33.2
UEM 4	920.4	10.4	1405.4	15.9	1337.0	15.1	3541.9	40.1
Pays-Bas	144.4	12.7	312.2	27.5	241.2	21.2	713.1	62.7
Roy-Uni	420.5	9.7	1735.5	40.0	688.2	15.8	2667.8	61.4
États-Unis	7922.2	25.5	8628.6	27.7	4987.7	16.0	15199.2	48.9

(a) : montant et part de la détention indirecte de titres dans le patrimoine financier.

(b) : en milliards d'euros. (c) part dans le patrimoine financier des ménages.

source : Boubel & Pansard (2002) et Comptes nationaux financiers

TAB. 4.3: Détention directe et indirecte de titres par les ménages (fin 2000)

En réalité, l'accroissement du nombre d'actionnaires est essentiellement imputable à l'essor de la détention indirecte. Cette tendance coïncide depuis 1970 avec une diminution de la détention directe, perceptible en particulier dans les pays anglo-saxons (Cf. le tableau 4.14 en annexe). Aux États-Unis par exemple, elle a chuté de 36% à 25% des actifs financiers bruts des ménages entre 1970 et 2000, alors que la gestion déléguée passait de 22 à 50%. De même, la première partie du tableau 4.3 montre que dans l'UEM 4, les actions indirectes représentent près de 16% du patrimoine total des ménages, contre 10% seulement pour les actions directes. L'écart est éloquent pour certains pays comme la France, où la part des actions détenues de manière passive est égale à 18.5%.

De nombreux travaux analysent les déterminants de cette évolution. Le mode de gestion des retraites constitue un facteur explicatif important (Boubel & Pansard (2002)). En

¹⁸En 2001, 17.6% des ménages sont détenteurs directs d'actions en Allemagne, 15% en France, 8% en Italie, 14.5% en Hollande et 28% au Royaume-Uni.

effet, une distinction assez nette apparaît entre les pays anglo-saxons, et les pays d'Europe continentale. Alors que 31% des ménages américains disposaient de titres auprès de fonds de retraite en 1983, ils étaient 50% en 1998 (Bertaut & Starr-McCluer (2000)). Finalement, cette croissance de la détention passive fait que la moitié des ménages américains détiennent aujourd'hui des titres boursiers. De même, malgré le développement timide des fonds de pension en Europe, les investisseurs institutionnels y gèrent une part importante et croissante des actifs financiers des ménages (cf. tableau 4.14 en annexe).

Bertaut & Starr-McCluer (2000) soulignent qu'en marge des motivations de financement des retraites, une autre explication du succès rencontré par la Bourse relève de la forte valorisation des actifs déjà existants¹⁹ (en particulier dans les années 1990). Les différentes vagues de privatisation sont également avancées pour expliquer cette évolution en Europe. Mais des facteurs sociologiques entrent également en ligne de compte. Par exemple, Bertaut (1996) indique que la détention d'actions augmente avec le niveau d'études. Les résultats économétriques de Bertaut & Starr-McCluer (2000) suggèrent que la détention d'actions est négativement liée au risque de perte d'emploi. Les entrepreneurs individuels par exemple détiennent peu d'actions.

Parallèlement, les investisseurs institutionnels ont su répondre à cette demande. Sans l'institutionnalisation des placements, les différents coûts afférents à la gestion individuelle des actifs financiers constituent une barrière à l'entrée pour les ménages à revenu modeste. Les investisseurs institutionnels ont ainsi partiellement détourné les ménages d'une gestion directe ou bancaire de leurs actifs. Le tableau 4.4 détaille la répartition des titres détenus par les ménages auprès des OPCVM d'une part et des fonds de pension (et assurance-vie) d'autre part. Il confirme l'importance du mode de gestion des retraites comme déterminant de la détention (passive) d'actions. Dans les pays anglo-saxons, les fonds de pension et assurances-vie se partagent 67% des actifs indirects des ménages, contre 48% dans l'UEM 4. À l'inverse, la gestion des titres financiers des ménages européens est majoritairement confiée à des fonds mutuels de placement.

C'est dans ce contexte de facteurs structurels favorables que s'explique la baisse – en particulier dans les pays anglo-saxons – de la détention directe d'actions, contrebalancée par une hausse soutenue de la détention indirecte. Ainsi, à la fin de l'année 2000, près des deux tiers de l'épargne retraite des ménages américains se trouvent être investis sur les marchés d'actions (Boubel (2002)). Néanmoins, en dépit de la diffusion élargie des produits financiers à l'ensemble des ménages, la majeure partie de la richesse financière totale (et en premier lieu la richesse boursière) demeure la propriété d'une frange de la population.

4.2.2.2 Une forte concentration...

La forte concentration dans la détention d'actions constitue une caractéristique séculaire. Même un pays comme les États-Unis n'échappe pas à ce constat. Le tableau 4.5

¹⁹Bertaut & Starr-McCluer (2000) montrent que l'achat de titres augmente avec le niveau de richesse nette. Les ménages se comporteraient comme s'ils désiraient disposer d'un filet de sécurité avant d'investir en Bourse. La constitution d'une épargne de précaution – liquide et donc mobilisable en cas d'urgence sans risque de moins-value – peut expliquer ce constat.

	Actions		Obligations		Autres actifs		Total	
	Montant ^(a)	% ^(b)	Montant	%	Montant	%	Montant	%
UEM 4	1405.4	100.0	1337.1	100.0	799.5	100.0	3541.9	100.0
via OPCVM	889.0	63.3	732.9	54.8	214.9	26.9	1836.8	52
via fds de pension ^(c)	516.4	36.7	604.2	45.2	584.6	73.1	1705.1	48
Anglo-saxons et Pays-Bas	10676.3	100	5917.2	100	1986.8	100	18580.3	100
via OPCVM	4506.6	42.2	1318.0	22.3	315.2	15.9	6139.7	33
via fds de pension ^(c)	6169.7	57.8	4599.2	77.7	1671.6	84.1	12440.5	67

(a) : en milliards d'euros. (b) part dans le patrimoine financier des ménages. c : et assurances-vie.
source : Boubel & Pansard (2002) et Comptes Nationaux Financiers

TAB. 4.4: Détention indirecte de titres : répartition par type d'intermédiaires (fin 2000)

reproduit la distribution de la richesse boursière suivant le niveau de revenu ou le niveau de richesse nette des ménages, en 1989, 1992 et 1995.

Proportion de la richesse boursière détenue par chaque groupe en fonction de :						
(Centiles)	son revenu			sa richesse		
	1989	1992	1995	1989	1992	1995
Ensemble des actionnaires	100	100	100	100	100	100
25% inférieur	1.3	1.2	1.6	0.1	0.2	0.3
25% - 49%	4.0	3.8	6.4	1.6	1.6	1.9
50% - 74%	10.9	12.6	11.5	4.9	7.1	6.4
75% - 89%	14.8	16.5	19.4	16.5	14.0	11.4
90% - 94%	11.3	14.7	10.8	11.5	11.6	12.2
5% supérieur	57.6	51.2	50.3	65.5	65.6	67.9

source : Starr-McCluer (1998)

TAB. 4.5: Distribution de la richesse boursière - États-Unis

Certes, la part des actions détenues par les 5% des ménages bénéficiant des revenus les plus élevés rapportée au total des actifs boursiers a diminué de 57,6 à 50,3% entre 1989 et 1995. Mais il n'empêche que cette minorité d'actionnaires se partage toujours la moitié du total des actifs boursiers. La concentration est encore plus forte lorsque le découpage ne se fait non plus suivant le niveau de revenu mais suivant le niveau de richesse. La seconde partie du tableau 4.5 indique en effet que les 5% des ménages les plus riches se partagent environ 68% de la richesse boursière totale. Ce chiffre a augmenté depuis 1989. À l'opposé, la détention d'actions par les ménages se trouvant en deçà de la valeur médiane de richesse est négligeable²⁰. Seuls les ménages se situant dans la moitié la plus riche de la distribution sont donc potentiellement exposés aux variations boursières. Qui plus est, comme au sein même du groupe des ménages les plus riches, certains individus ne détiennent pas d'actions (Bertaut (1996), Mankiw & Zeldes (1991)), la concentration boursière est encore plus forte qu'il n'y paraît.

²⁰D'autres chiffres illustrant cette forte concentration sont exposés par Poterba & Samwick (1995) et Tracy, Schneider & Chan (1999).

On retrouve les mêmes traits en Europe. Le tableau 4.6 rapporte le nombre de ménages détenteurs d'actions en fonction de leur patrimoine financier. La distribution des patrimoines est fractionnée en quartiles. La dernière ligne rapporte la proportion de ménages, parmi les 5% les plus riches, disposant d'actions. Non seulement les différences sont importantes entre le troisième et quatrième quartile, quel que soit le pays, mais elles demeurent quand on compare la détention du quatrième quartile au 5% supérieur. Ce résultat vaut pour l'ensemble des pays européens. En France, par exemple, parmi les 5% des ménages les plus riches, 2/3 environ détiennent des actions.

Pourcentage de ménages détenant des actions en fonction du montant de leur patrimoine financier					
Quartile	Allemagne	France	Italie	Hollande	Roy.-Uni
25% inférieur	3.1	1.8	0.4	0.5	11.6
25%-49%	9.4	7.3	1.3	3.7	11.7
50%-74%	13.7	13.9	4.6	13.0	38.7
25% supérieur	28.1	37.2	26.8	40.4	59.5
5% supérieur	40.4	66.7	57.5	77.1	73.5

source : OEE (2001)

TAB. 4.6: Distribution de la richesse boursière - Europe

Cette forte concentration suggère que les fluctuations boursières ne devraient pas avoir d'impact direct pour la plupart des ménages. Quand bien même les montants moyens détenus par les actionnaires sont faibles, les effets de richesse sont plutôt à rechercher du côté des ménages aisés. C'est pourquoi on peut considérer les études microéconomiques comme un préalable à l'estimation macroéconomique de l'impact des cours boursiers sur la consommation.

4.2.2.3 ...Qui justifie un examen sur le plan individuel

Cette forte concentration de la richesse a conduit Poterba & Samwick (1995) à étudier l'impact des mouvements boursiers sur la composition des dépenses des ménages, et en particulier sur les achats de biens de luxe, consommés de manière disproportionnée par les ménages à haut revenu. Les véhicules automobiles haut de gamme sont utilisés comme référence ; si les mouvements boursiers affectent la consommation par effets de richesse, alors ils devraient affecter positivement l'acquisition de nouvelles automobiles classées comme véhicules de luxe. Cette proposition est rejetée par les tests économétriques²¹.

La seconde moitié des années 1990, marquée par une valorisation exceptionnelle de la richesse²² des ménages, constitue une période d'étude particulièrement intéressante pour identifier des effets de richesse. Les données d'enquêtes fournissent sur ce point quelques indices. Starr-McCluer (1998) exploite les résultats d'un questionnaire mené en 1997 par

²¹Cette conclusion vaut pour d'autres biens. Cf. Poterba & Samwick (1995), tab.14 p.343.

²²Selon la plupart des travaux les plus-values financières expliqueraient la quasi-totalité de l'accroissement de la richesse, les actifs boursiers détenus directement y contribuant pour plus de la moitié (Houizot et al. (2000), Davis & Palumbo (2001) et Baude (2001)).

le *Michigan SRC Survey of Consumers*. Certes, l'auteur relève que seuls 3.4% des sondés reconnaissent avoir révisé leur comportement suite à la hausse des cours boursiers. Mais des régressions *probit* multivariées confirment que les actionnaires qui détiennent plus de 250000 dollars de richesse (le 10% supérieur) sont les plus susceptibles de répercuter une hausse boursière sur leurs dépenses. Or, bien que la distribution des dépenses de consommation soit moins inégalitaire que la distribution de richesse, le poids des dépenses de consommation des ménages riches (en proportion des dépenses totales) n'en est pas moins disproportionné²³. Leur sensibilité à la richesse boursière pourrait donc avoir des retentissements sur le plan agrégé.

Dans cette veine, Poterba (2000) cherche à tirer certains enseignements des postes de dépense « bijoux et montres » et « bateaux et avions personnels », deux catégories assimilées comme biens de luxe. Entre 1995 et 1999, la part du premier poste s'est accrue de 76%, tandis que la part du second augmentait de 21%. Ces chiffres témoigneraient de l'impact des plus-values boursières. Néanmoins, si on admet que l'offre de biens de luxe est particulièrement inélastique, alors l'accroissement supposé de la demande devrait s'être soldé par une flambée des prix des biens de luxe bien plus marquée que celle effectivement observée. Par conséquent, en dépit de certains signes favorables, la manifestation d'effets de richesse sur la période récente demeure ambiguë.

Ces doutes sont balayés par Maki & Palumbo (2001), dont l'étude présente l'originalité de combiner à la fois données macroéconomiques et données individuelles. Cette combinaison permet d'une part de conserver les propriétés temporelles des séries et d'autre part d'examiner précisément le comportement d'épargne des groupes de familles – classés selon leur position dans la distribution de richesse – qui ont le plus bénéficié des gains boursiers. Le tableau 4.7 détaille la contribution de chacune de ces cohortes à la baisse du taux d'épargne.

Catégorie de revenu	Contributions par quintile de revenu					
	au ratio richesse / revenu			au taux d'épargne		
	1992	2000	Différence	1992	2000	Différence
	(1)	(2)	(2) - (1)	(3)	(4)	(4) - (3)
Total	486.6	612.7	144.1	5.9	1.3	-4.6
81% - 100%	279.4	385.1	105.7	3.7	-0.9	-4.6
61% - 80%	81.4	100.9	19.5	1.2	0.6	-0.6
41% - 60%	54.9	60.2	5.3	0.5	0.5	0.0
21% - 40%	34.8	43.9	9.1	0.5	0.8	0.3
0% - 20%	18.1	22.5	4.4	0.2	0.3	0.1

source : Maki & Palumbo (2001).

TAB. 4.7: Contribution des ménages à la richesse nette totale et au taux d'épargne

Parallèlement à l'accroissement de 144 points de pourcentage du ratio richesse sur revenu entre 1992 et 2000, le taux d'épargne a chuté de 4.6 points. La partie gauche du

²³Les 20% des ménages disposant des revenus les plus élevés ont par exemple compté pour environ 37% de la consommation totale en 1995.

tableau indique que la hausse de la richesse a surtout profité aux 20% des ménages les plus riches, qui contribuent environ aux trois quarts de l'accroissement total du ratio richesse sur revenu. La partie de droite du tableau reproduit les contributions respectives des différentes cohortes à la baisse du taux d'épargne. Il s'avère que les ménages les plus modestes (les trois premières cohortes) ont continué à épargner (d'où une contribution positive). À l'inverse, les ménages les plus fortunés ont fortement accru leur consommation. Si bien qu'au final, le niveau d'épargne a chuté de près de 200 milliards de dollars, résultat d'une baisse de 240 milliards de la part des ménages les plus riches, partiellement contrebalancée par la hausse de 40 milliards de l'épargne des 80% restants.

Par conséquent, comme les ménages les plus aisés sont sur-représentés dans la consommation totale, la forte concentration qui caractérise la détention d'actifs financiers n'annihile pas entièrement les effets de richesse. Les études à l'échelle macroéconomique peuvent peut-être capter ces effets.

4.2.3 Méthodes et résultats sur le plan macroéconomique

Avant de présenter en détail les méthodes employées ainsi que les résultats obtenus sur données agrégées, il apparaît nécessaire de noter qu'en dépit des signes encourageants des études microéconomiques, il est toujours apparu difficile de révéler clairement la manifestation d'effets de richesse, y compris au cours des périodes de crises financières aiguës. Qui plus est, les transformations structurelles récentes rendent ambigus les effets des mouvements de richesse sur la consommation.

4.2.3.1 Expériences historiques et impact supposé des transformations structurelles récentes

A priori, l'expérience de crises financières tend à nuancer l'impact de la richesse financière sur la consommation. Le krach de 1987 en constitue un exemple. En dépit de la chute d'environ 30% du prix réel des actions américaines sur une courte période, les économistes n'ont observé aucune baisse significative de la consommation au cours des trimestres qui ont suivi²⁴ (Blinder (1987), Cagan (1990), Poterba & Samwick (1995)). Cette absence d'effets peut être reliée à trois facteurs. D'abord, la phase de croissance du cours des actions précédant le krach a été relativement courte. Ensuite, la Bourse a vite rebondi, si bien qu'au premier trimestre 1988, les indices américains étaient déjà supérieurs à leur niveau d'avant krach. Enfin, les banques centrales ont assoupli leur politique dans le sillage de la chute des cours.

Concernant la crise financière des années 1930, la baisse des dépenses de consommation observée sur la période 1932-1934 a été beaucoup plus forte que ce que les seuls marchés boursiers peuvent expliquer. Qui plus est, comme les actions ne représentent qu'un sixième à un tiers de la richesse totale des ménages en 1929 (Wolff & Marley (1989)), il est difficile

²⁴Dans le cas français, Nasse & Santini (1989) indiquent que les effets du krach sur la consommation n'excèdent pas « *la taille du bruit qui entoure toute prévision* ».

d'attribuer aux marchés boursiers la chute de consommation observée chez tous les ménages américains (Romer (1990)).

Outre ces exemples historiques, plusieurs facteurs contemporains s'entremêlent et rendent *a priori* indéterminés les effets de la richesse sur la consommation. D'abord, l'émergence de la détention indirecte peut être de nature à troubler la relation entre les deux ; une des raisons évoquées par les actionnaires n'ayant pas modifié leur comportement au cours de la seconde moitié des années 1990 tient au motif de constitution d'une épargne destinée à assurer un revenu pour la retraite²⁵. Or cette assertion est contraire aux enseignements du modèle canonique de cycle de vie. Certes, les actifs détenus auprès de fonds de retraite ne peuvent être retirés sous peine de sanctions financières, et ces plus-values latentes font difficilement office de garantie pour emprunter. Mais il n'empêche que la hausse de la richesse disponible pour le futur réduit l'effort d'épargne nécessaire pour atteindre un objectif donné de consommation. Partant, la hausse du revenu permanent devrait coïncider avec un accroissement de la consommation, que les actions soient détenues directement ou pas.

Ensuite, la libéralisation financière devrait avoir gommé une partie des contraintes de liquidité. Si c'est le cas, alors le lien entre la consommation courante et les ressources intertemporelles devrait s'être renforcé. C'est donc plus la richesse que le revenu qui devrait présider aux décisions de dépenses des ménages. Le recours aux estimations économétriques sur données agrégées apparaît nécessaire pour évaluer ces effets.

4.2.3.2 Méthode d'estimation des effets de richesse

Considérons la règle de décision du consommateur telle qu'elle est définie par (4.3). L'agrégation des comportements individuels conduit à la relation macroéconomique suivante :

$$C_t^* = m_t (H_t + W_{t-1}) \quad (4.4)$$

où la propension à consommer individuelle est remplacée par une propension agrégée et fixe. Plusieurs obstacles s'opposent à l'estimation empirique de cette relation. En particulier, les anticipations de revenus futurs sont inconnues et inobservables. Ceci oblige les économètres à définir une approximation de la richesse humaine, notée \hat{H}_t . La consommation ciblée devient approximative et se définit telle que :

$$\hat{C}_t = m_t (\hat{H}_t + W_{t-1}) \quad (4.5)$$

Comme les ménages ne se comportent pas exactement comme le prédit la théorie du cycle de vie, du fait de l'incertitude, de l'existence de contraintes d'endettement, de coûts d'ajustement ou de l'inertie des comportements, la consommation effective peut être définie comme la cible (approchée) plus une erreur notée ε . En supposant que la propension à consommer

²⁵Cf. Le questionnaire du *Michigan SRC Survey of Consumers* exploité par Starr-McCluer (1998), et Poterba (2000).

est stable dans le temps (b), d'après (4.5), on obtient :

$$C_t = \widehat{C}_t + \varepsilon_t = b \left(\widehat{H}_t + W_{t-1} \right) + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

Dans la lignée de Ando & Modigliani (1963), la façon la plus usuelle d'évaluer la richesse humaine consiste à supposer que cette dernière est proportionnelle au revenu courant, telle que $\widehat{H}_t = kY_t$. La relation (4.6) devient $C_t = aY_t + bW_{t-1} + \varepsilon_t$, avec $a \equiv bk$. Les travaux empiriques s'appuient en général sur deux versions de ce modèle. La première revient à diviser chaque membre par le niveau de revenu disponible, soit :

$$\frac{C_t}{Y_t} = a + b \frac{W_{t-1}}{Y_t} + \frac{\varepsilon_{1,t}}{Y_t} \quad (4.7)$$

La seconde variante est exprimée en logarithme, telle que :

$$\log(C_t) = c_0 + \alpha \log(Y_t) + \beta \log(W_{t-1}) + \varepsilon_{2,t} \quad (4.8)$$

L'interprétation des paramètres du modèle (4.7) est directe : α mesure l'effet d'une hausse de 1 euro du revenu disponible sur les dépenses de consommation, autrement dit la propension marginale à consommer le revenu. Le coefficient β traduit quant à lui la propension marginale à consommer la richesse, autrement dit l'impact d'une hausse de 1 euro de la richesse sur la consommation. Le modèle (4.8) exprimé en log relie les variations en pourcentage de la richesse et du revenu à celles (en pourcentage) de la consommation. Le passage des élasticités à la propension marginale à consommer s'effectue de la manière suivante. Sachant que l'élasticité de la consommation à la richesse est définie par :

$$\varepsilon_{C/W} = \frac{\Delta C}{C} \frac{W}{\Delta W}$$

et que $\Delta C/\Delta W$ correspond justement à la propension marginale à consommer la richesse ($PmCW$), il est possible, à partir de la valeur estimée de l'élasticité de la consommation à la richesse (β), et en supposant constant le rapport C/W , de déduire la valeur estimée de la propension à consommer la richesse²⁶ :

$$PmCW = \varepsilon_{C/W} \frac{\overline{C}}{\overline{W}} \quad (4.9)$$

On peut noter que les deux types de modèle parviennent rarement à des propensions à consommer identiques, ce qui n'est pas neutre lorsqu'il s'agit ensuite de quantifier les effets de richesse, étant donné l'ampleur des montants concernés.

Les séries statistiques utilisées varient d'une étude à une autre. Du côté de la variable dépendante, la consommation totale peut être remplacée par la consommation des seuls actionnaires, voire réduite à la seule consommation des biens susceptibles d'être les plus touchés par des variations de richesse, tels que les biens durables ou encore les biens de luxe (Poterba & Samwick (1995)).

²⁶Par analogie, la propension à consommer le revenu est déterminée par $\varepsilon_{C/Y} \frac{\overline{C}}{\overline{Y}}$.

La richesse humaine, évaluée à partir du revenu disponible courant, peut être décomposée entre revenus du travail et revenus des transferts (Davis & Palumbo (2001)). Mais c'est pour la richesse non humaine que les variantes sont les plus nombreuses. En premier lieu, la richesse totale peut être divisée en richesse financière et non financière (Ludvigson & Steindel (1999), Boone, Girouard & Wanner (2001), Girouard & Blondal (2001)). La richesse financière peut elle-même se trouver partagée entre richesse boursière et non boursière (Boone et al. (1998), Pichette (2000)). L'étude de l'effet différencié de la détention directe et indirecte d'actions constitue un degré de dissociation supplémentaire (Desnoyers (2001)). Enfin, la richesse boursière peut être partagée entre titres émanant du secteur des TMT (plus volatils) et actions provenant du secteur traditionnel : cette distinction, utilisée par Edison & Slok (2001), est destinée à évaluer l'impact des stock-options, forme de rémunération plus répandue dans le secteur technologique. Toutes ces nuances sont destinées à affiner l'estimation de l'impact des différents types de richesse sur la consommation.

4.2.3.3 Bilan des estimations d'effets de richesse

La majorité des études s'appuient sur les relations (4.7) et (4.8). L'estimation de la propension marginale à consommer la richesse, c'est-à-dire le coefficient b dans (4.7), est un préalable au calcul de la contribution de la richesse à une variation observée de la consommation. Comme l'indique le tableau 4.8, il existe aujourd'hui un grand nombre d'estimations concernant les États-Unis²⁷.

Source	PmCW ^(a)	Estimation	Période
Davis & Palumbo (2001)	totale	0.033 - 0.059	1960 - 2000
	boursière	0.038	
Girouard & Blondal (2001)	totale	0.04	1970 - 1999
	boursière	0.04	
	immobilière	0.02	
Desnoyers (2001)	totale	0.058	1969 - 1999
	immobilière	0.20	
Ludvigson & Steindel (1999)	boursière	0.040 - 0.046	1953 - 1997
	non boursière	0.038	
Brayton & Al. (1997)	boursière	0.032	-
	immobilière	0.144	
Boone et al. (1998)	boursière	0.045 - 0.07	1974 - 1998
Maki & Palumbo (2001)	totale	0.035 - 0.05	1992 - 1998
OCDE (2000)	totale	0.04	-
	immobilière	0.05	
Lettau & Ludvigson (2002)	totale	0.046	1953 - 2001
Bertaut (2002)	boursière	0.062	1979 - 1998
	totale	0.054	

(a) : Propension marginale à consommer la richesse totale, boursière ou immobilière.

TAB. 4.8: Propension à consommer la richesse aux États-Unis : une synthèse

²⁷Lorsque la valeur de la propension à consommer s'avère sensible au modèle ou à la période d'étude, les bornes hautes et basses des estimations sont reproduites.

Concernant d'abord la richesse totale, la propension à consommer gravite, en moyenne et sur longue période, autour de ce qu'il est convenu d'appeler « la règle des 5% ». Une hausse de 1 dollar de richesse sur une période donnée entraînerait un accroissement de 5 cents de la consommation. Par ailleurs, la propension à consommer la seule richesse boursière est dans l'immense majorité des cas plus faible, en moyenne autour de 4%. Cette différence peut s'expliquer par la plus forte concentration de la propriété boursière.

La valeur de la propension à consommer la richesse immobilière est plus controversée. Les résultats rapportés dans le tableau 4.8 font état d'une valeur comprise entre 2 et 20%. Desnoyers (2001) reconnaît le caractère inhabituel de son estimation, mais souligne que cette propension à consommer est associée à des rendements beaucoup plus faibles que ceux enregistrés par la Bourse. Les estimations en données de panel de Case, Quigley & Shiller (2001), portant sur 14 pays industrialisés plus les États américains, indiquent que l'impact de la richesse immobilière est significatif, robuste et confirment qu'il est plus important que celui de la richesse boursière.

Ils rejoignent en ce sens les intuitions de A. Greenspan : « *Although [...] the appreciation of stock prices has been vastly greater than that of home prices, most estimates suggest that stock market gains are consumed only gradually, with the level of consumer outlays lifted permanently by around 3 to 4 percent of the wealth generated by the stock market gain. The permanent increase in spending out of housing wealth is somewhat higher, perhaps in the neighborhood of five percent, and is financed in a different manner* » (Washington, 2 novembre 1999). Suivant ce point de vue, l'élasticité de la consommation à la richesse non boursière (immobilière pour l'essentiel) est 4 fois supérieure à celle de la richesse boursière dans le modèle de prévision FRB/US du *Federal Reserve Board*. À l'opposé, certains travaux comme Engelhardt (1996), Skinner (1996) et Levin (1998) concluent que l'impact des cours immobiliers est quasiment négligeable. Même au cours de la période 1995-2000, la croissance de la richesse immobilière n'explique, selon Case (2000), qu'une faible proportion de l'expansion de la consommation.

Ces différences peuvent s'expliquer par la moindre volatilité du prix de l'immobilier et une concentration moins forte. En revanche, il est peu vraisemblable qu'un propriétaire observant une hausse des cours immobiliers modifie ses dépenses s'il n'est pas vendeur. De plus, si une forte valorisation est profitable aux propriétaires, elle pèse sur les ménages souhaitant le devenir, si bien que l'impact global est ambigu. En fait, dans la mesure où les biens immobiliers peuvent être proposés comme garantie auprès d'un créateur – comme en témoigne la pratique généralisée des *home equity loans* aux États-Unis et des *mortgage equity withdrawal* en Grande-Bretagne –, il est plus vraisemblable que leur valorisation affecte la consommation non pas *via* les effets de richesse mais *via* le canal du bilan des ménages ; une hausse de la valeur des garanties desserre la contrainte d'endettement que supporte un agent²⁸.

La recherche est moins féconde pour ce qui concerne les autres pays du G7. Quelques résultats sont rassemblés dans le tableau 4.9.

²⁸Ce canal est évoqué dans la section 4.3.4.

Pays	Source	PmCW ^(a)	Estimation
Roy-Uni	Houizot et al. (2000)	boursière	0.05
		immo.	0.08
		totale	0.019
	Girouard & Blondal (2001)	boursière	0.037
		immo.	0.027
	London Business School	immo.	0.02 - 0.08
	OCDE (2000)	totale	0.02
		immo.	0.03
BRI (2000)	totale	0.033	
Bertaut (2002)	totale	0.043	
Canada	Pichette (2000)	boursière	0.044
		totale	0.03
	Girouard & Blondal (2001)	totale	0.0518
		boursière	0.083
	OCDE (2000)	immo.	0.18
		totale	0.05
	Bertaut (2002)	immo.	0.12
		totale	0.083
France	boursière	0.061 - 0.087	
France	Girouard & Blondal (2001)	totale	0.026
		boursière	0.079
	OCDE (2000)	immo.	0.037
		totale	0.03
	Norman & Al. (2002)	immo.	0.04
	Bertaut (2002)	boursière	0.006
Italie	Rossi & Visco (1995)	boursière	0.016
	Girouard & Blondal (2001)	boursière	0.03 - 0.035
		immo.	0.05
	Bertaut (2002)	immo.	-0.03
Japon	Mutoh, Kawai & Sano (1993)	boursière	0.021
		totale	0.05
	Ogawa (1992)	immo.	-0.03
	Horioka (1996)	totale	0.021
Ogawa & Al. (1996)	totale	0.021	
Japon	Mutoh, Kawai & Sano (1993)	totale	0.03 - 0.035
		immo.	0.05
	Ogawa (1992)	immo.	-0.03
Horioka (1996)	totale	0.021	0.021
		0.021	0.021
Ogawa & Al. (1996)	totale	0.021	0.021
		0.021	0.021

(a) : Propension marginale à consommer la richesse totale, boursière ou immobilière.

TAB. 4.9: Propension à consommer la richesse dans les pays du G7

Contrairement à l'intuition, il est difficile de distinguer les pays anglo-saxons des pays européens : par exemple, selon Girouard & Blondal (2001), la propension marginale à consommer la richesse boursière en France (7.9%) serait plus élevée qu'au Royaume-Uni (3.7%) et équivalente à celle du Canada (8.3%). Dans la mesure où jusqu'alors toutes les études empiriques portant sur la France ont systématiquement rejeté l'existence d'effets de richesse²⁹, cet exemple suffit à semer le doute sur la véracité des résultats. De même, en dépit d'un poids plus important dans les patrimoines domestiques, l'immobilier ne semble pas être très influent (Kennedy & Andersen (1994), Jaillet & Sicsic (1998)). Globalement,

²⁹Cf. Minzeles & Sicsic (1988), Bonnet & Dubois (1995), Jaillet & Sicsic (1998). Même l'étude de la sensibilité de la consommation à un indice très large de prix d'actifs tel qu'il est construit par Grunspan (1998) s'est révélée infructueuse. Notons que l'absence d'effets de richesse est également soutenue par Alonso, Ayuso & Martínez-Pagés (1998) pour l'Espagne et Gluck & Mader (1998) pour l'Autriche.

les résultats affichés pour l'Europe conduisent au scepticisme. Les effets de richesse y sont négligeables comparativement aux États-Unis³⁰.

Une fois déterminée la propension à consommer la richesse, il est possible d'apprécier la contribution de la richesse aux mouvements observés de la consommation. L'exceptionnelle valorisation boursière de la seconde moitié des années 1990 a incité certaines études à mener cet exercice, en particulier aux États-Unis, où comme le montre le graphique 4.1 :

- Le taux d'épargne a connu une baisse tendancielle depuis le début des années 1990, qui s'est accélérée en fin de période, pour atteindre un point bas historique de 0.4% au quatrième trimestre 2001 ;
- Parallèlement, la richesse des ménages américains n'a cessé de s'accroître, le rapport richesse sur revenu atteignant un pic de 5.51 au premier trimestre 2000.

La tentation est alors forte de rapprocher ces deux observations et, plus précisément, d'évaluer la part qui incombe à la richesse dans l'explication de cet accroissement historique de la consommation.

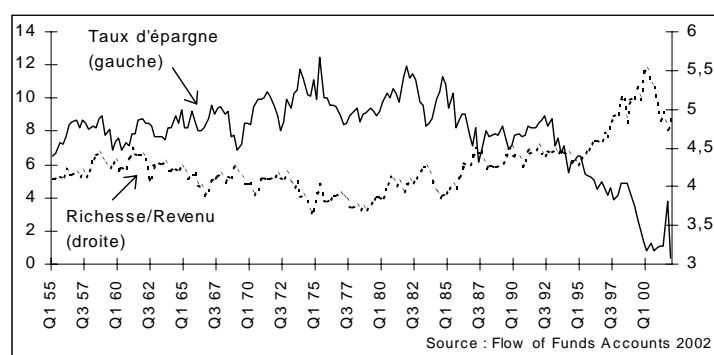


FIG. 4.1: Taux d'épargne et ratio richesse nette / revenu (USA)

Les simulations effectuées par Houizot et al. (2000) signalent une très forte déconnexion entre l'épargne et ses déterminants traditionnels à la fin des années 1990. Une fois les effets de richesse pris en compte, l'écart entre leur modèle estimé et la consommation observée est considérablement réduit. De plus, le calcul de la contribution des déterminants de l'épargne dévoile la responsabilité disproportionnée de la richesse, la hausse boursière expliquant jusqu'à 4 points de baisse du taux d'épargne. Les estimations de Marquis (2002) et Davis & Palumbo (2001) rejoignent ces conclusions.

Poterba (2000) se montre plus prudent, puisqu'il quantifie les effets de richesse suivant trois valeurs de propension marginale (0.01, 0.03 et 0.05) pour mesurer l'incidence de la croissance de la richesse sur la consommation. Le tableau 4.10 reproduit les résultats obtenus. Sous l'hypothèse d'une propension marginale à consommer la richesse de 1%, l'effet de richesse se chiffre à environ 96 milliards de dollars (soit 1.5% de la consommation

³⁰Selon les modèles de l'OCDE et du NIESR, un scénario de krach correspondant à une chute de 20% du cours des actions entraînerait une diminution du PIB américain de l'ordre de 0.4 à 1 point de pourcentage dans l'année, contre une baisse de 0.2 à 0.4 points dans la zone euro.

totale) sur la décennie 1989-99. Sur la période 1995-1996, la croissance des cours boursiers aurait fait grimper le niveau de consommation de près de 3 à 5% suivant respectivement une propension marginale à consommer la richesse de 3 et 5%. Ce second cas (conforme à la « règle des 5% ») implique un accroissement de consommation de 330 milliards de dollars.

Propension marginale à consommer la richesse boursière	Effet de richesse calculé sur la période		
	12/89 - 12/99	12/95 - 12/99	12/97 - 12/99
0.01	96.5 (1.5%)	66.0 (1.0%)	37.4 (0.6%)
0.03	289.5 (4.5%)	196.0 (3.0%)	112.3 (1,7%)
0.05	482.4 (7.4%)	330.1 (5.1%)	187.1 (2.9%)

Les valeurs sont exprimées en milliards \$. Les valeurs entre parenthèses traduisent le pourcentage de consommation induit.

Source : Poterba (2000)

TAB. 4.10: Estimation quantifiée de l'effet de richesse aux États-Unis

Cette estimation, très proche de celle avancée par Davis & Palumbo (2001), suggère deux remarques. D'une part, même si la propension à consommer la richesse est relativement faible (autour de 5%), les montants de richesse concernés font que l'impact macroéconomique peut s'avérer substantiel. D'autre part, le doute qui entoure la véritable valeur de la propension à consommer a pour corollaire une très forte incertitude sur le montant exact des effets de richesse : par exemple, d'après le tableau 4.10, l'impact varie de 66 à 330 milliards de dollars (sur la période 1995-1999) selon que l'on considère une propension à consommer la richesse de 1 ou 5%.

Quoi qu'il en soit, il est important de souligner que les études réalisées sur différentes sous-périodes parviennent à un résultat récurrent et peu commenté, à savoir une baisse tendancielle de la propension marginale à consommer la richesse. Le tableau 4.11, qui rapporte les résultats des estimations de Ludvigson & Steindel (1999), illustre bien ce propos. Concernant la richesse totale, la décroissance de la propension à consommer est claire : elle passe de 7.2% entre 1953 et 1967 à 3.1% entre 1968 et 1982, pour enfin atteindre 2.4% seulement sur les deux dernières décennies. La propension à consommer la seule richesse boursière connaît une chute encore plus forte entre les années 1970 et 1990, puisqu'elle serait passée de 10.6 à 2.1%. Parallèlement, et conformément au modèle de cycle de vie, le vieillissement de la population a fait grimper la propension à consommer le revenu.

En plus de rejoindre Ludvigson & Steindel (1999) sur la décroissance de la propension à consommer la richesse, les résultats de Nimiera (1997) permettent d'apporter certaines explications. L'auteur obtient une propension à consommer la richesse boursière active égale à 3.4% sur la période s'étalant de 1970 à 1996. La prise en compte supplémentaire des actions détenues auprès de fonds mutuels fait diminuer cette sensibilité à 2.4%. Enfin, l'ajout de la richesse détenue auprès de fonds de pension la fait chuter à 1.8%. Ainsi, c'est la tendance à la détention indirecte d'actifs financiers qui ferait baisser la propension à

Propension à consommer	1953-1967	1968-1982	1983-1997	1953-1997
- la richesse totale	0.072	0.031	0.024	0.046
- le revenu	61.5	86.1	90.7	71.8
	1953-1975	1976-1985	1986-1997	1953-1997
- la richesse boursière	0.026 (0.010)	0.106 (0.041)	0.021 (0.011)	0.040 (0.009)

Source : Ludvigson & Steindel (1999). Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-type estimés. Les propensions à consommer la richesse totale et le revenu sont significatives à 5%.

TAB. 4.11: Décroissance de la propension marginale à consommer la richesse

consommer la richesse³¹. Cette épargne financière détenue auprès d'institutions financières (généralement en vue des retraites) est envisagée comme un placement de long terme, et ses évolutions n'ont pas ou peu d'impact sur la consommation courante des bénéficiaires. C'est aussi le point de vue des autorités monétaires américaines³².

Pourtant, si un accroissement de la richesse passive n'est pas vu comme une hausse des ressources intertemporelles (puisque par exemple tout retrait prématuré est coûteux), il n'empêche qu'il devrait réduire l'effort d'épargne et permettre aux actionnaires de davantage consommer. Sinon, il faudrait supposer que les ménages ont un horizon de planification plus court que ce que suggère la théorie (Graham & Himarios (1996)).

Enfin, quelques travaux ont cherché à déceler un éventuel impact asymétrique des mouvements de richesse. Mais là encore les résultats divergent diamétralement d'une étude à l'autre. Selon Shirvani & Wilbratte (2000), la dépense des ménages américains serait plus sensible à une baisse de la richesse financière qu'à une hausse. Bertaut (2002) obtient le résultat inverse.

4.2.3.4 Dynamique des effets de richesse

Les spécifications (4.7) et (4.8) peuvent être considérées comme des relations tendancielles de long terme associant la consommation, la richesse et le revenu. Elles sont muettes sur la nature des déviations à court terme par rapport à la tendance. Or les délais d'impact de la richesse sur la consommation constituent, selon Poterba (2000), une question essentielle : toute hausse de la richesse doit mécaniquement donner lieu à une dépense des gains à un moment ou un autre (achats, dons, etc.). Partant, la véritable question qui mérite

³¹C'est aussi ce que montrent Boone et al. (1998). Selon leurs estimations, la propension marginale à consommer la richesse boursière passe de 7 à 4.5% une fois inclus les actifs boursiers détenus auprès de fonds de pension.

³²Lors de son discours du 26 février 1997, A. Greenspan souligne cette possibilité : « *Econometric models suggest that the more than \$4 trillion rise in equity values since late 1994 should have had a larger positive influence on consumer spending that seems to have actually occurred. It is possible, however, that households have been reluctant to spend much of their added wealth because they see a greater need to keep it to support spending in retirement. Many households have expressed heightened concern about their financial security in old age, which reportedly has led to increased provision for retirement* ».

d'être posée ne porte pas sur l'existence des effets de richesse mais sur leur manifestation dans le temps (i.e. leur *timing*). En particulier, si elle s'étale sur une période longue, il est difficile de rapprocher une variation observée de la consommation à une évolution passée de la richesse d'une part, et la seule connaissance des paramètres b ou β est insuffisante pour évaluer l'impact des mouvements financiers à court terme³³ d'autre part.

Si les estimations s'accordent pour reconnaître la lenteur de l'ajustement de la consommation à sa valeur de long terme, les délais observés sont excessivement variables d'une étude à l'autre. Pour Ludvigson & Steindel (1999) et Lettau & Ludvigson (2002), l'ajustement serait très rapide. Pour Desnoyers (2001) et Dynan & Maki (2001), il s'étalerait respectivement sur une période de 6 mois à 2 ans. Enfin, pour Bertaut (2002), seule une infime partie de l'ajustement serait réalisé au cours du premier trimestre, la moitié seulement de l'effet total se répercuterait la première année, et les trois quarts au bout de 2 ans. L'effet de richesse serait donc dilué sur un horizon de de 2 à 4 ans.

Ainsi, non seulement les estimations sur le long terme sont très sensibles aux spécifications, aux variables et aux périodes retenues, mais en plus les effets de court terme sont assez mal connus.

4.2.4 L'impact des cours boursiers sur le moral des ménages

En marge des effets de richesse, les mouvements boursiers sont susceptibles d'affecter la consommation en jouant sur la confiance des ménages. En effet, ce canal *indirect* stipule par exemple qu'une forte croissance des cours boursiers affecte positivement le moral des agents – qu'ils soient ou pas exposés aux marchés financiers – et stimule leurs dépenses de consommation (Carroll, Fuhrer & Wilcox (1994), Bram & Ludvigson (1998), Morck et al. (1990)). Suivant cette approche, les cours boursiers constitueraient pour les agents un indicateur avancé de revenus futurs. Romer (1990) a recours à ce canal pour expliquer la forte baisse de la consommation des années 1929-32, que les effets de richesse ne peuvent, à eux-seuls, expliquer. Zandi (1999) emprunte cet argument pour expliquer la hausse de la consommation à la fin de la décennie 1990.

Le graphique 4.2 témoigne du lien effectivement étroit entretenu par l'indice de confiance des consommateurs du *Michigan Survey Research Center* et l'indice S&P500, en particulier sur la seconde moitié des années 1990. L'indice de confiance s'est fortement accru à partir de 1996, pour atteindre un pic historique au début de l'année 2000. Puis, il s'est subitement retourné conjointement aux cours boursiers.

L'hypothèse centrale pour tester ce canal indirect est la suivante : si les cours boursiers sont utilisés comme indicateur avancé des revenus futurs, alors les ménages devraient être pareillement sensibles aux « *news* » délivrées par la Bourse, qu'ils soient actionnaires ou pas.

³³Sous réserve de cointégration des variables, l'étude des effets de court terme s'appuie sur un modèle à correction d'erreur, où l'ajustement de la consommation effective au niveau désiré est plus ou moins graduel.

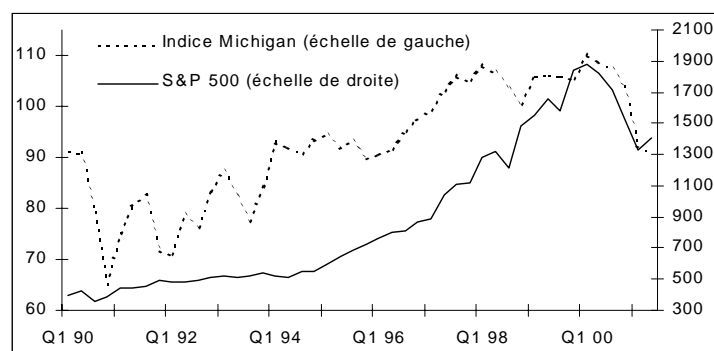


FIG. 4.2: Cours boursiers et indice de confiance des ménages

Globalement, les travaux empiriques valident l'influence des cours boursiers sur le moral des ménages. Selon Otoo (1999), les mouvements de prix boursiers affectent indifféremment la confiance des agents, qu'ils soient ou pas actionnaires. En outre, lorsque les composantes individuelles de l'indice du *Michigan Survey* sont successivement régressées sur les mouvements boursiers, ces derniers ne sont significatifs que lorsque la variable dépendante est représentée par les conditions économiques anticipées à 12 mois. Les cours boursiers seraient donc bien utilisés (ou perçus) par les ménages comme un indicateur avancé de revenus futurs.

Jansen & Nahuis (2003) généralisent cet examen à 11 pays européens sur la période 1986-2001. Ils montrent dans un premier temps que la corrélation entre les indices de confiance nationaux et les indices boursiers est comprise entre 0.16 et 0.23, et significativement différente de zéro dans tous les pays sauf l'Allemagne. Pour préciser la nature de ce lien, ils étudient dans un second temps la relation entre les différentes composantes des indices de confiance (situation financière personnelle anticipée, conditions économiques générales anticipées, chômage anticipé et capacité anticipée à épargner) et les cours boursiers. Les tests de causalité à la Granger valident l'influence des cours boursiers sur la confiance des ménages.

Mais les résultats sont plus mitigés quand il s'agit de relier l'évolution de la confiance induite par le comportement des cours boursiers aux mouvements de consommation. Certes, Poterba & Samwick (1995) soutiennent la thèse du canal de confiance, mais de façon peu convaincante; faute d'obtenir des effets de richesse significatifs, ils attribuent au canal indirect la forte corrélation relevée entre la consommation et la richesse. Au contraire, Mankiw & Zeldes (1991) montrent que la consommation des détenteurs d'actions est plus volatile et plus fortement corrélée avec les rendements excédentaires du marché boursier³⁴. Par ailleurs, Attanasio, Banks & Tanner (1998) et Dynan & Maki (2001) confirment que les actionnaires sont plus sensibles aux mouvements boursiers que les non-actionnaires. Comme la relation entre consommation et richesse n'est pas indépendante de la distribution de la richesse boursière, l'hypothèse du canal de confiance est finalement peu satisfaisante.

³⁴Le rendement excédentaire est défini comme la différence entre le rendement boursier et celui des bons du Trésor américain.

Si les études sont globalement nuancées sur la sensibilité de la consommation des ménages à leur richesse boursière et sceptiques quant à l'influence de leur richesse immobilière, cette dernière pèse en réalité de manière plus décisive sur leur capacité d'emprunt. En augmentant la valeur des collatéraux, toute hausse des prix des actifs (en particulier immobiliers) facilite l'accès des emprunteurs au crédit et/ou assouplit les conditions de prêts. Ce mécanisme est d'autant plus puissant qu'il touche non seulement les ménages mais aussi et surtout les entreprises. Il est étudié en détail dans la section qui suit.

4.3 Coûts d'agence, bilans et cycle d'activité

L'importance de la richesse des emprunteurs est liée à l'hypothèse d'information imparfaite sur le marché du crédit. Du fait des asymétries d'information et donc du conflit d'agence qui oppose les firmes et leurs créanciers, certaines entreprises supportent des contraintes de financement et/ou une prime d'agence inversement proportionnelle à leur richesse nette. Cette dernière reflète en effet les garanties que l'emprunteur est en mesure de fournir au prêteur. Or comme la valeur de ces collatéraux est procyclique, la prime de financement externe est contra-cyclique ; la capacité d'emprunt des firmes s'accroît (se réduit) en période de croissance (récession). Finalement, ce mécanisme tend à amplifier les cycles économiques. C'est pourquoi il est associé au terme d'accélérateur financier.

La première section revient sur les sources d'asymétries d'information qui font des banques un bailleur de fonds incontournable pour les firmes à fort coût d'agence. Les sections 4.3.2 et 4.3.3 présentent respectivement les fondements théoriques de l'accélérateur financier et les avancées empiriques qui s'accumulent depuis plus d'une décennie. Enfin, la section 4.3.4 vise à montrer que ce canal vaut aussi pour les ménages, autre population à coûts d'agence élevés.

4.3.1 L'hypothèse centrale d'asymétrie d'information

Les relations contractuelles de crédit entre un emprunteur (l'agent) et un prêteur (le principal) ne sont pas aussi évidentes que ce que suggère le cadre d'analyse de Modigliani & Miller (1958). En particulier, l'abandon de l'hypothèse d'information parfaite entraîne des problèmes d'agence qui révèlent l'incomplétude des marchés et assignent aux intermédiaires financiers (et aux banques en particulier) un rôle prépondérant dans le financement des projets des « petites » entreprises.

4.3.1.1 Les différents types d'asymétrie d'information

Le conflit d'intérêt entre le principal et l'agent peut s'exprimer de trois façons distinctes³⁵. D'abord, l'effet d'anti-sélection suppose qu'avant la signature du contrat, l'emprunteur dispose de plus d'informations sur les caractéristiques de son projet que le prêteur. Alors que le créancier ne peut pas distinguer *a priori* les bons des mauvais risques, l'entrepreneur quant à lui n'a pas les moyens de le convaincre que son projet est aussi rentable

³⁵Voir par exemple Freixas & Rochet (1997) et Walsh (1998) pour un détail formel de ces questions.

qu'il le prétend ; sans information particulière, tout projet d'investissement n'est pas spontanément crédible. En réaction à cela, si le prêteur exige une prime de risque élevée, les bons emprunteurs sortent du marché. Et comme seuls les mauvais risques (qui n'ont rien à perdre) acceptent les conditions de financement proposées, les gains espérés par les investisseurs s'affaiblissent avec l'accroissement du risque de défaillance. Les créanciers ont plutôt intérêt à rationner le crédit (Stiglitz & Weiss (1981)), voire renoncer à tout financement (Akerlof (1970)).

Ensuite, cet effet peut être accentué par des considérations d'aléa moral *ex ante* : afin d'augmenter leur bénéfice personnel en cas de succès, les emprunteurs peuvent être incités à entreprendre des projets plus risqués que ceux convenus lors de la signature du contrat, ce qui accroît aussi leur risque. Par conséquent, en présence d'asymétrie d'information (action cachée), rien n'assure *a priori* au prêteur que l'emprunteur se comportera conformément au marché conclu, d'autant moins d'ailleurs que les créanciers peuvent être incités à réinjecter des fonds pour ne pas perdre définitivement leur mise initiale. Une nouvelle fois, comme entrepreneurs honnêtes et entrepreneurs malveillants feront la même déclaration d'intention, cette seule promesse n'est pas crédible si les bailleurs de fonds ne peuvent pas observer les actions des agents. L'emprunteur fait alors face à un problème d'incitation.

Enfin, l'aléa moral *ex post* repose sur l'hypothèse selon laquelle le résultat de l'action de l'agent n'est pas observable par le principal. L'emprunteur peut en effet être incité à dissimuler son résultat pour minimiser le remboursement et conserver le reliquat. Le prêteur est alors confronté à un problème de révélation de l'information.

Le marché du crédit a ceci de singulier qu'il organise l'échange d'un bien aujourd'hui contre une promesse de fourniture de bien demain. Or, sous l'hypothèse d'information imparfaite, cet engagement n'est pas crédible et le pouvoir allocatif du marché s'effondre³⁶. Dans de nombreux cas, même si le projet est rentable, il n'est pas possible de trouver des investisseurs capables de lever des fonds. Pour gommer les asymétries d'information et ainsi assurer la participation des investisseurs, le contrat de dette doit être assorti d'un ensemble de mécanismes institutionnels visant à révéler l'information cachée ou inciter l'agent à l'effort. D'une part, la collecte d'informations variées (*screening*) permet de dresser le profil de l'agent et donc de discriminer les *types* d'emprunteurs selon leur risque. Le type de contrat spontanément choisi par l'emprunteur peut également constituer un signal sur ses caractéristiques (auto-sélection). D'autre part, l'investisseur peut mobiliser une partie des actifs de l'emprunteur sous forme de garantie et/ou prévoir un audit destiné à vérifier ses déclarations (Williamson (1987)) pour l'inciter à œuvrer dans le sens voulu.

Si ces palliatifs sont théoriquement efficaces pour réduire le conflit d'objectif existant entre le principal et l'agent et assurer le financement des dépenses, ils sont coûteux, d'autant plus parfois au regard de la modestie des montants prêtés. Or, les investisseurs ne sont pas naturellement enclins à engager de tels frais (Van Damme (1994)). Etant donné

³⁶Cet argument doit être nuancé dans le cas de contrats répétés où la réputation de l'emprunteur est mise à l'épreuve à chaque période. Ainsi, les entreprises aguerries qui bénéficient de relations de confiance avec leurs banques sont moins sujettes à contraintes (Gertler (1992), Jaffee & Stiglitz (1990)).

le caractère « bien public » de l'information, un investisseur va s'enquérir d'informations particulières à la seule condition qu'il en ait un droit d'exclusivité. Mais un problème de passager clandestin se pose : si les outsiders observent que l'investisseur finance effectivement un projet, ils en déduisent que l'investissement est rentable et peuvent offrir des conditions de crédit d'autant plus avantageuses qu'ils n'auront pas préalablement déboursé de frais d'étude. De plus, la duplication des coûts de contrôle constitue un frein à l'octroi de financement³⁷. Ce sont ces arguments qui fondent la spécificité du crédit bancaire, autrement dit qui permettent d'expliquer le rôle incontournable des banques dans le financement des projets d'une classe particulière d'agents : les petites entreprises et les ménages.

4.3.1.2 Des entreprises tributaires du crédit bancaire

Les entreprises récentes ou de petite taille se trouvent être généralement exclues du marché des titres négociables, essentiellement pour des motifs d'ordre informationnel. La révélation de leur qualité, par le recours à des agences de notation, au moyen d'audits comptables ou de publicité des comptes, constitue un coût fixe d'accès au financement direct qui, eu égard aux montants empruntés, représente une véritable barrière à l'entrée. Par ailleurs, la faible diversification de leurs activités accroît leur risque de défaut, ainsi que la volatilité de leurs profits. De plus, du fait des coûts fixes d'évaluation et de surveillance, les coûts de faillite associés sont proportionnellement plus élevés.

Or, les banques disposent de certains avantages informationnels provenant de la diversification et de l'organisation en réseaux de leurs activités. Le contrôle et la surveillance sont d'ailleurs une des trois principales fonctions des banques (avec la transformation³⁸ et l'organisation du système de paiement). En sélectionnant les emprunteurs potentiels et en surveillant leur activité au nom des déposants, les banques se comportent comme des « contrôleurs délégués ». Ce faisant, elles réduisent efficacement les coûts de contrôle de certains emprunteurs (Fama (1990a) et Diamond (1984)), tout en bénéficiant d'économie d'échelle dans les coûts de transaction. De plus, lorsqu'elle octroie des prêts à ses propres déposants, une banque dispose *ispo facto* d'une information pertinente sur leur profil. Enfin, les relations de long terme (de type « *home-banks* ») réduisent les asymétries d'information.

Aussi, le financement bancaire est-il une aubaine pour les firmes au sens où il implique des économies d'échelle à la localisation, qui réduisent les coûts de recherche de bailleurs de fonds. Enfin, les entreprises sont d'autant plus dépendantes du financement intermédié qu'il existe des effets d'engagement rendant onéreux l'abandon d'un créancier pour un autre.

Ainsi, ces deux principaux arguments (coûts d'accès aux marchés et avantages des banques) expliquent pourquoi, en dépit de la libéralisation financière, nombreuses sont encore les firmes qui dépendent du financement intermédié. Le tableau 4.12 permet d'illustrer

³⁷Qui plus est, si l'investisseur renchérit les conditions de crédit pour couvrir ses coûts, il s'expose encore plus au risque d'anti-sélection et d'aléa moral.

³⁸On peut noter que l'activité de transformation des banques est aussi un avantage pour les relations de crédit puisque les entreprises cherchent généralement un financement sur le long terme, tandis que les investisseurs préfèrent des engagements liquides.

ce point. Il rapporte la part des dettes contractées sous forme d'actions, d'obligations et de crédits bancaires, en proportion de l'endettement total des entreprises dans les pays du G7. Certes, le financement direct apparaît élevé, y compris dans les pays européens, où le financement par actions représente par exemple 63% de l'endettement total en France, 54% en Italie et 36% en Allemagne. Mais les données agrégées peuvent être trompeuses dans la mesure où elles ne rendent pas compte de la concentration de la production. En d'autres termes, ces chiffres ne permettent pas de souligner le nombre ou la proportion de petites firmes qui doivent se contenter du seul financement intermédié³⁹. Quoiqu'il en soit, même si la part du financement bancaire tend à diminuer en Europe (cf. dernière colonne du tableau), elle demeure importante (36% en Europe & Japon contre 16% dans les pays anglo-saxons en 1998).

Cette première section permet de poser les jalons de la théorie de l'accélérateur financier. Les conclusions communes aux différents modèles microéconomiques peuvent être résumées en ces termes :

- L'existence d'asymétries d'information introduit un écart entre le coût des fonds externes non intégralement garantis et le coût des fonds internes. Cet écart traduit les *coûts d'agence* ou encore la *prime de fonds externes*⁴⁰, devant couvrir les sommes engagées par le prêteur pour réduire les asymétries d'information (coûts d'audit, de contrôle, de faillite, etc.).
- Le coût d'agence est inversement lié aux garanties offertes par l'emprunteur. Ainsi, en plus de dépendre des caractéristiques de la firme telles que la taille ou la réputation, la prime de fonds externe est liée à sa richesse nette interne. Celle-ci rassemble les actifs financiers nets, les actifs physiques et les revenus futurs actualisés libres d'hypothèques, pouvant servir de collatéral. Plus la contribution de l'emprunteur est grande et moins il est incité à frauder le prêteur.

Partant, l'existence d'asymétries d'information remet en cause le théorème de Modigliani & Miller (1958). Car si effectivement pour les grandes entreprises le financement intermédié et le financement direct sont de proches substituts, ce n'est pas le cas pour les petites entreprises, qui demeurent largement tributaires du crédit bancaire⁴¹.

En d'autres termes, les arguments développés dans cette section permettent de conclure que la dette bancaire et la dette de marché sont des substituts imparfaits du côté du passif des firmes à coûts d'agence élevés. C'est une condition nécessaire à l'existence du mécanisme d'accélérateur financier, en ce sens que c'est par l'intermédiaire de ces firmes que les chocs financiers vont s'amplifier.

³⁹Par exemple, Kashyap & Stein (1994) rapportent que le financement des petites entreprises américaines repose sur le crédit bancaire à hauteur de 82.3% (en 1991). Pour les banques de taille moyenne, la part de dette bancaire est également élevée, puisqu'elle atteint 77%.

⁴⁰À titre d'exemple, les estimations de Crépon & Rosenwald (2001) pour la France font état d'une prime de financement externe égale à 5% sur la période 1984-1994.

⁴¹La structure de l'endettement des entreprises n'est pas aléatoire mais déterminée par différents facteurs tels que le taux de profit, la taille de la firme, le taux débiteur, le montant des actifs gageables, la politique de dividendes, le niveau de l'endettement, etc. (Voir Kremp & Stöss (2001) par exemple). Notons qu'il faudrait sans doute parler de financement intermédié plutôt que de « crédit bancaire » *stricto sensu*, car les intermédiaires non bancaires interviennent aussi dans le financement des projets d'investissement.

Pays	type de dette	1970	1980	1990	1995	1997	1998	Variation 1970-98
Allemagne	Obligations	0.03	0.02	0.02	0.03	0.02	0.02	-0.02
	Actions	0.27	0.20	0.31	0.27	0.32	0.36	0.09
	Bancaire	0.47	0.52	0.42	0.49	0.46	0.44	-0.03
France	Obligations	0.03	0.04	0.04	0.06	0.05	0.05	0.02
	Actions	0.41	0.34	0.56	0.47	0.58	0.63	0.22
	Bancaire	0.54	0.60	0.38	0.28	0.22	0.19	-0.35
Italie	Obligations	0.08	0.04	0.03	0.02	0.01	0.01	-0.07
	Actions	0.32	0.52	0.48	0.48	0.53	0.54	0.22
	Bancaire	0.60	0.43	0.41	0.43	0.38	0.37	-0.22
Roy.-Uni	Obligations	0.07	0.02	0.00	0.06	0.07	0.07	0.00
	Actions	0.49	0.37	0.53	0.67	0.69	0.72	0.23
	Bancaire	0.15	0.22	0.21	0.22	0.22	0.21	0.06
États-Unis	Obligations	0.14	0.17	0.18	0.14	0.11	0.12	-0.02
	Actions	0.55	0.49	0.39	0.59	0.61	0.64	0.10
	Bancaire	0.15	0.13	0.18	0.11	0.10	0.09	-0.05
Canada	Obligations	0.12	0.08	0.13	0.17	0.17	0.17	0.05
	Actions	0.46	0.41	0.41	0.49	0.50	0.51	0.05
	Bancaire	0.15	0.22	0.22	0.18	0.17	0.17	0.01
Japon	Obligations	0.02	0.03	0.06	0.07	0.07	0.07	0.04
	Actions	0.16	0.22	0.29	0.24	0.20	0.21	0.04
	Bancaire	0.48	0.45	0.45	0.46	0.45	0.45	-0.03
G-7	Obligations	0.07	0.05	0.07	0.08	0.07	0.07	0.0
	Actions	0.38	0.36	0.43	0.46	0.49	0.52	0.13
	Bancaire	0.36	0.37	0.32	0.31	0.29	0.28	-0.09
Anglo-Saxon	Obligations	0.11	0.09	0.10	0.12	0.12	0.12	0.01
	Actions	0.50	0.42	0.44	0.58	0.60	0.62	0.12
	Bancaire	0.15	0.19	0.20	0.17	0.16	0.16	0.01
Europe & Japon	Obligations	0.04	0.03	0.04	0.04	0.04	0.04	-0.01
	Actions	0.29	0.32	0.41	0.37	0.41	0.43	0.14
	Bancaire	0.52	0.50	0.41	0.41	0.38	0.36	-0.16

Source : Davies & Steil (2001)

TAB. 4.12: Bilan agrégé des entreprises (en proportion des dettes totales)

4.3.2 Le cadre théorique de l'accélérateur financier

Le mécanisme d'accélérateur financier permet d'expliquer comment un choc de nature quelconque (choc de productivité, choc financier, choc de politique monétaire, etc.), en affectant la position bilantaire de certains emprunteurs, amplifie la réaction de l'activité.

4.3.2.1 Les mécanismes d'amplification financière des chocs

Deux types de modèles décrivent les mécanismes suivant lesquels les mouvements de la prime d'agence amplifient les cycles économiques. Les premiers assignent à la richesse nette des emprunteurs un rôle de garantie. Les seconds s'appuient sur l'hypothèse de coût de vérification du résultat à la Townsend (1979).

D'une part, le créancier peut, pour se prémunir contre les risques de défaut et d'aléa moral, exiger des garanties et refuser d'accorder un prêt aux entreprises qui n'en proposent

pas suffisamment. C'est le cas en particulier lorsque le prêteur ne peut acquérir de l'information sur les caractéristiques ou les actions des emprunteurs. Tout ou partie du capital de l'entreprise peut alors servir de garantie. La firme choisit son niveau d'investissement de sorte à égaliser sa productivité marginale au coût marginal, somme du taux d'intérêt sans risque et d'une prime de financement externe décroissante avec le montant des garanties.

Typiquement, dans Bernanke, Gertler & Gilchrist (1996), la firme ne peut emprunter plus que la valeur actualisée de ses collatéraux. Si elle ne bute pas sur cette contrainte, elle investit jusqu'au point où la productivité marginale s'égalise au taux d'intérêt⁴². Sinon, il subsiste un écart (fonction du capital gagé) entre les deux : les firmes à faibles garanties subissent une prime de financement externe. Dans ces conditions, une hausse du taux d'intérêt réduit l'investissement des entreprises non contraintes par un effet classique d'accroissement de la productivité marginale exigée. Pour les entreprises contraintes, ce canal s'accompagne d'un accroissement de l'écart entre productivité marginale et taux d'intérêt, c'est-à-dire une hausse de la prime, puisque l'augmentation du taux d'intérêt réduit la valeur actualisée de la richesse servant de garantie⁴³. Les firmes qui butent sur la contrainte de garantie sont donc davantage affectées par le resserrement des conditions de crédit. Ainsi, tout choc qui affecte la richesse nette des entreprises réduit le montant agrégé de l'investissement.

De même, dans le modèle proposé par Kiyotaki & Moore (1997), la terre est un actif qui peut être utilisé à la fois comme facteur de production et comme garantie. Dès lors, un choc négatif de productivité, par exemple, provoque une baisse des dépenses d'investissement des firmes contraintes et une chute de leurs achats de terrains. Le prix de cet actif diminue, ce qui dévalorise les garanties existantes, renforce la contrainte de financement et réduit encore plus l'investissement. Le choc initial est ainsi amplifié et entretenu par les contraintes de financement. Il se transmet aux autres secteurs *via* la chute induite des prix d'actifs.

D'autre part, il est possible de parvenir aux mêmes enchaînements sans explicitement considérer les collatéraux, mais en supposant que le créancier ne peut acquérir sans coût des informations sur le résultat de l'emprunteur. Townsend (1979) indique que dans ce contexte le meilleur contrat financier est un contrat de dette bancaire standard avec remboursement fixe et audit si l'emprunteur déclare qu'il est dans l'incapacité d'honorer ses engagements. Dès lors, comme le prêteur répercute les coûts d'audit sur le coût du crédit, le financement externe est plus onéreux que le financement interne. Pareillement au cas précédent, le surcoût de l'emprunt est une prime de financement externe égale à la probabilité de faillite de l'entreprise que multiplie le coût d'audit. Elle est endogène et dépendante du taux sans risque, du coût d'audit et du niveau de prêt.

Ce mécanisme est inséré dans un cadre dynamique par Bernanke & Gertler (1989). Comme les coûts d'agence sont décroissants avec la richesse nette des emprunteurs, un choc exogène qui réduit leurs flux de trésorerie futurs entraîne une augmentation de la

⁴²Pour les firmes qui ne sont pas visées par les asymétries d'information, le coût d'opportunité du financement externe équivaut au taux sans risque.

⁴³Lorsque les chocs sont de nature monétaire, on parle alors de canal large du crédit plus que d'accélérateur financier, le premier constituant un cas particulier du second.

prime de financement externe et induit une baisse de l'investissement. À son tour, cette chute de l'investissement réduit l'activité économique et les flux de trésorerie futurs ; le choc initial est ainsi amplifié par un mécanisme d'accélérateur financier.

Les variations boursières ou immobilières peuvent être à l'initiative dans cette amplification. D'abord, une baisse du prix des actifs des firmes altère leur capacité d'autofinancement. Du fait de l'accroissement induit des coûts d'agence, davantage d'emprunteurs doivent donc recourir au financement externe (*effet quantité*) et qui plus est intermédié. En effet, comme elle est synonyme de renforcement des problèmes d'aléa moral, cette baisse du prix des actifs est susceptible d'exclure certaines firmes du marché des titres négociables. Enfin, la diminution de la richesse nette des entrepreneurs génère un accroissement de la prime de risque qui renchérit le coût du crédit. Les emprunteurs qui présentent des problèmes d'information trop importants et qui sont incapables de satisfaire les nouvelles conditions de financement sortent du marché.

L'analyse des caractéristiques de la plupart des crises financières confirme les enseignements de cette approche (Davis (1992)). Mishkin (1991) se concentre sur les chocs financiers endurés par les États-Unis au cours du siècle précédant la seconde guerre mondiale. Il indique que toutes les crises (à l'exception de celle de 1873) ont été précédées d'un fort accroissement du différentiel de taux entre les emprunteurs de bonne et de mauvaise qualité, signe d'une aggravation des effets d'anti-sélection et d'aléa moral et d'augmentation des coûts d'agence. Mais les effets du mécanisme d'accélérateur financier sont également tangibles hors des périodes particulières de crise financière. Hall (2001) explique la sévérité de la récession britannique du début des années 1990 (en référence à celle du début des années 1980) par la fragilité de la position financière initiale des entreprises.

4.3.2.2 Le principe de l'accélérateur financier : un cadre simplifié

Oliner & Rudebusch (1996) proposent une illustration très claire du mécanisme d'accélérateur financier tel qu'il est suggéré par les modèles référencés dans la section précédente. Comme l'indique la relation (4.10), la prime de financement externe (notée Ω) est liée :

- négativement à la valeur (V) de l'entreprise. En effet, plus elle est élevée et moins les problèmes d'information sont importants, sans compter que la collatéralisation (totale ou partielle) de l'emprunt est alors plus facile.
- positivement au montant emprunté ($I \Leftrightarrow N$) où I représente le montant de l'investissement et N la mise personnelle de l'entrepreneur. L'engagement financier de l'agent réduit le conflit d'intérêt qui l'oppose au principal, car plus il est engagé et plus il a à perdre en cas d'échec (simulé ou avéré).
- positivement au taux sans risque (r_f), car une hausse du taux d'intérêt fait baisser la valeur actualisée de l'entreprise.

$$\Omega = \Omega \left(\underset{-}{V}, \underset{+}{I \Leftrightarrow N}, \underset{+}{r_f} \right) = \lambda(V) \cdot r_f \cdot (I \Leftrightarrow N) \quad (4.10)$$

On suppose que l'offre de fonds prêtables est parfaitement élastique au taux d'intérêt, soit :

$$r = r_f + \Omega \quad (4.11)$$

Le taux d'intérêt débiteur est donc constitué de la somme du taux sans risque et de la prime de risque. La demande de fonds est quant à elle décroissante avec le niveau du taux d'intérêt :

$$r = \kappa I + v \quad (4.12)$$

Le graphique 4.3 illustre le mécanisme d'amplification des chocs sur l'investissement. Jusqu'au niveau d'investissement correspondant à N , le coût de l'autofinancement est égal au taux sans risque (r_1). Au-delà de N , la firme doit emprunter un montant égal à $I - N$. Sous hypothèse de marchés des capitaux parfaits, ces fonds demeurent disponibles au taux r_1 . En revanche, l'hypothèse d'asymétrie d'information soulève un problème d'aléa moral : le risque de déclaration de défaut est en effet plus élevé sur les engagements externes de l'emprunteur que sur ses ressources propres. D'après (4.10), la sécurisation imparfaite des montants empruntés génère un coût des capitaux externes supérieur au coût du financement interne et croissant avec le montant emprunté. Partant, dans un contexte de marchés imparfaits, le niveau de l'investissement (I_1) est inférieur à celui qui prévaudrait sous hypothèses d'informations parfaites (I^*).

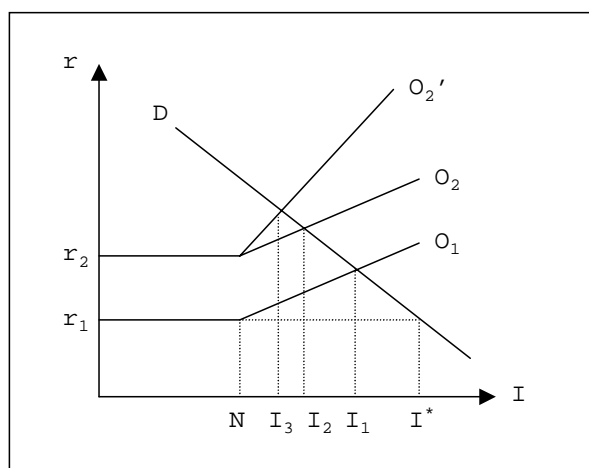


FIG. 4.3: Amplification d'un choc dans le cadre de l'accélérateur financier

Ce petit modèle permet également d'illustrer l'amplification des chocs induits par le mécanisme d'accélérateur financier. Un choc de politique monétaire par exemple (hausse du taux sans risque) entraîne une baisse de la valeur actualisée des collatéraux des entreprises et d'après (4.10) accroît la prime de financement externe. D'après (4.11), l'augmentation de la prime se répercute sur le taux débiteur. Cet effet s'ajoute à l'impact traditionnel de la politique monétaire sur le coût du capital. Graphiquement, l'effet total se décompose de la manière suivante :

- canal traditionnel du taux d'intérêt : l'investissement baisse de I_1 à I_2 ;
- amplification du choc *via* son impact sur les conditions de financement : l'accroissement de la prime de risque se traduit par le déplacement de la courbe d'offre de O_1 à O'_2 (et non pas O_2). La baisse de l'investissement se trouve davantage accentuée : passage de I_2 à I_3 .

La hausse du taux sans risque modifie également la sensibilité de l'investissement aux fonds propres. En égalisant l'offre à la demande, $r_f + \Omega = \Leftrightarrow \kappa I + v$ et en remplaçant Ω par son expression (4.10), on obtient :

$$I^* = \frac{\lambda(v)r_f}{\kappa + \lambda(v)r_f}N + \frac{v \Leftrightarrow r_f}{\kappa + \lambda(v)r_f} \quad (4.13)$$

On note ϕ la sensibilité de l'investissement à la richesse nette :

$$\phi = \frac{\delta I^*}{\delta N} = \frac{\lambda r_f}{\kappa + \lambda r_f} > 0 \quad (4.14)$$

On constate enfin :

$$\frac{\delta \phi}{\delta r_f} = \lambda (\kappa + \lambda r_f)^{-1} \Leftrightarrow (\kappa + \lambda r_f)^{-2} (\lambda r_f) \lambda = \frac{\lambda \kappa}{(\kappa + \lambda r_f)^2} > 0 \quad (4.15)$$

Le résultat (4.14) nous enseigne que l'investissement dépend positivement du niveau de cash-flow. Et d'après (4.15), cette dépendance augmente avec le taux sans risque. Cette variation de la sensibilité au cash-flow est accentuée pour les firmes de petite taille ou les entreprises récentes dont la valeur ajoutée est faible (λ élevé). En revanche, l'investissement des grandes entreprises (pour lesquelles $\lambda = 0$) ne devrait pas être sensible à leur richesse nette.

L'accélérateur financier constitue donc à la fois un vecteur de chocs pour les prix d'actifs mais également un canal de transmission pour la politique monétaire (canal large du crédit). Néanmoins, l'impact agrégé des chocs financiers ne s'arrête pas à ces seuls mécanismes. Il est communément reconnu que l'amplification financière est asymétrique.

4.3.2.3 L'asymétrie de l'amplification financière

Dans un contexte d'asymétrie d'information, la courbe d'offre de capital (k) notée O' sur le graphique 4.4 dépend du niveau de richesse (n) des entreprises. La demande de capital (D) est décroissante avec le coût du capital. Comme sur le schéma 4.3, le stock de capital optimal en présence d'information imparfaite est inférieur ou égal à celui obtenu dans une configuration d'information parfaite (k^*).

En outre, l'accélérateur financier est asymétrique, c'est-à-dire qu'il joue plus fortement en phase basse du cycle. Le premier facteur qui tend à creuser les effets dépressifs d'un choc négatif est *l'effet quantité*, qui distingue l'impact des coûts d'agence selon la position de l'économie dans le cycle. En effet, en phase de bonne conjoncture, de nombreuses firmes ne sont plus contraintes par leur cash-flow. Une croissance encore plus soutenue n'aurait

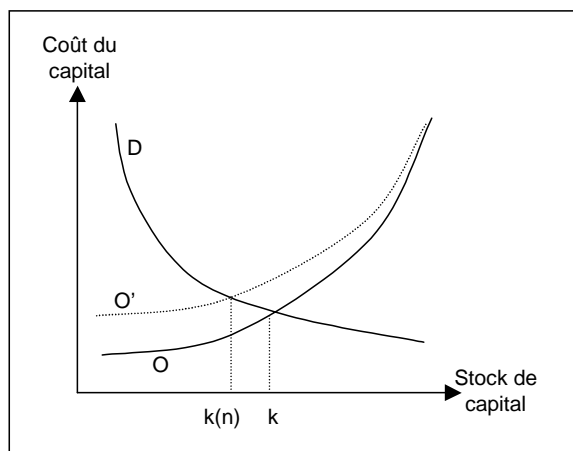


FIG. 4.4: Offre et demande de capital en information parfaite et imparfaite

finalement que peu d'effets, tant ce contexte s'apparente déjà à une configuration d'information parfaite. Ce cas correspond à la partie de la courbe O' qui se confond avec O sur le graphique 4.4. En revanche, en phase récessive, la diminution de la richesse nette des firmes détériore leur capacité d'emprunt, et ce d'autant plus que la récession se creuse. L'impact global de l'accélérateur financier est donc plus marqué en période de récession qu'en période de croissance, par un effet volume.

La *fuite vers la qualité* (Bernanke et al. (1996)) constitue un deuxième effet creusant le déclin de l'activité en cas de choc récessif. Il suggère qu'en cas de récession, les emprunteurs qui supportent des coûts d'agence élevés reçoivent une part relativement plus faible du total des crédits distribués, en raison d'une hiérarchisation dans l'octroi des crédits. Comme les banques servent en priorité les firmes « de bonne qualité », les firmes à faible richesse nette éprouvent des difficultés à trouver du financement.

Alors que ces deux premiers mécanismes visent essentiellement le montant des prêts accordés aux firmes et donc le montant total d'investissement, l'*effet de composition* (Bacchetta & Caminal (2000)) suggère que suivant la proportion de firmes contraintes, un même niveau d'investissement donné peut conduire à des niveaux de production agrégée différents. En effet, comme les entreprises contraintes ont une productivité marginale plus importante que les autres, un partage de l'allocation des fonds en leur défaveur fait chuter la productivité marginale agrégée, ce qui amplifie le déclin de l'activité.

Rosenwald (1998) souligne un autre point susceptible d'alourdir l'amplification financière : les crédits aux petites entreprises à fort coût d'agence sont souvent accordés à taux variables, alors que les grandes entreprises jouissent plus facilement de crédits à taux fixes. Les premières sont donc plus rapidement et fortement affectées que les secondes en cas de resserrement des conditions de financement.

Ainsi, la disponibilité et les conditions des financements font des PME des vecteurs essentiels des chocs financiers. Il est possible de tester empiriquement la validité de ces enseignements théoriques.

4.3.3 Bilan empirique

Comme le souligne Vermeulen (2000), les arguments théoriques relatifs à l'accélérateur financier aboutissent à trois hypothèses testables :

- H1 : Les positions bilantaires des entreprises sont des déterminants significatifs de leurs dépenses d'investissement ;
- H2 : Les positions des bilans des firmes sont encore plus déterminantes lorsque l'activité se contracte ;
- H3 : L'accélérateur financier influence davantage l'investissement des petites que des grandes entreprises.

En somme, l'accélérateur financier ne joue pas de la même manière suivant les types d'entreprises et suivant la position de l'économie dans le cycle.

4.3.3.1 Principe des tests

Avant de présenter les trois principaux modèles utilisés dans la littérature, soulignons que les méthodes employées exigent une distinction *a priori* entre les « petites » firmes, les entités à forte asymétrie d'information, et les « grandes » firmes, moins concernées par le mécanisme d'accélérateur financier. La taille des entreprises, leur chiffre d'affaire, leur affiliation ou pas à un groupe bancaire (qui facilite les relations de long terme), leur âge, la présence ou pas de notation sur les obligations émises, le recours au crédit inter-entreprise, sont autant de facteurs permettant de déterminer la nature des firmes d'un échantillon. Le taux de rétention des dividendes constitue un autre critère de distinction : une firme encline à distribuer des dividendes peut, en cas de resserrement des conditions de financement, contourner cette contrainte (recourir au financement interne) en réduisant la part versée aux actionnaires. De même, la distribution de dividendes constitue un signal crédible de la bonne santé d'une firme. Enfin, le découpage des échantillons suivant le secteur d'activité des firmes permet également de discriminer *a priori* les types d'emprunteurs. Selon Mulkay, Hall & Mairesse (2000) par exemple, faute d'actifs aisément saisissables en cas de faillite, les firmes spécialisées dans la recherche-développement devraient être plus sensibles aux facteurs financiers.

Concernant ensuite l'hypothèse *H1*, plusieurs variables peuvent être utilisées pour synthétiser la position bilantaire des firmes. Les cash-flow, les taux de profit ou taux de marge sont abondamment utilisés pour capter la sensibilité de l'investissement aux contraintes de financement. En filigrane, il est supposé que plus ses profits sont importants et plus une firme est susceptible de se voir accorder du crédit, puisqu'elle peut partiellement s'engager dans le financement du projet ou proposer des garanties financières. Le taux d'endettement, s'il peut constituer un signal de qualité aux bailleurs de fonds n'en demeure pas moins un critère permettant de caractériser l'existence de difficultés de financement. Vermeulen (2000) par exemple se concentre sur quatre indicateurs de position bilantaire :

- le ratio dette totale / total des actifs : indicateur d'endettement ;
- le ratio dette de court terme / actifs courants : indicateur de liquidité ;
- le ratio dette de court terme / dette totale : indicateur d'accès aux marchés financiers ;

– le ratio cash-flow / intérêts versés : indicateur de capacité de remboursement.

L'accroissement des trois premiers rapports coïncide avec un affaiblissement du bilan de la firme considérée. L'augmentation du dernier ratio traduit au contraire une meilleure capacité de remboursement.

Un premier type de tests s'appuie sur le modèle d'accélérateur-profit. Dans sa forme initiale, il relie l'augmentation du capital d'une entreprise à ses perspectives de profit et au coût du capital, soit :

$$\frac{\Delta K_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \theta \frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}} \Leftrightarrow \sigma \frac{\Delta C_{i,t}}{C_{i,t-1}}$$

où $K_{i,t}$ est le stock de capital de la firme i à la fin de la période t , $S_{i,t}$ représente ses ventes (chiffre d'affaires ou production), et C le coût du capital⁴⁴. Pour estimer la sensibilité de l'investissement aux conditions de financement, cette formulation usuelle est augmentée d'un terme (noté ici CF) traduisant la position bilantaire de la firme i :

$$\frac{\Delta K_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \theta \frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}} \Leftrightarrow \sigma \frac{\Delta C_{i,t}}{C_{i,t-1}} + \gamma \frac{CF_{i,t-j}}{K_{i,t-j}}$$

Comme cette introduction est formellement *ad hoc*, une grande liberté caractérise le choix de la variable de position bilantaire et les délais (j) avec lesquels elle est censée agir sur l'investissement. Quoi qu'il en soit, cette modélisation est abondamment utilisée pour tester l'effet différencié des variables traduisant l'existence de contraintes financières (CF) suivant la nature de la firme i . L'hypothèse $H1$ est validée si γ est significativement positif pour les entreprises à faible richesse nette et nul pour les entreprises faiblement risquées. Qui plus est, moyennant le recours à des variables muettes, cette formulation permet de tester l'influence des contraintes financières suivant le contexte conjoncturel ($H2$) :

$$\frac{\Delta K_{i,t}}{K_{i,t-1}} = \theta \frac{\Delta S_{i,t}}{S_{i,t-1}} \Leftrightarrow \sigma \frac{\Delta C_{i,t}}{C_{i,t-1}} + \gamma \frac{CF_{i,t-j}}{K_{i,t-j}} + \gamma_R \left(\frac{CF_{i,t-j}}{K_{i,t-j}} \times R \right)$$

Si par exemple R est une variable muette qui vaut 1 en cas de récession et 0 sinon, alors γ_R indique dans quel sens varie la sensibilité de l'investissement à la variable de position bilantaire lorsque le cycle est sur une phase décroissante, par rapport à une configuration où l'économie connaîtrait une expansion. Pour les entreprises les plus sujettes aux asymétries d'information, γ_R devrait être positif et significatif. À quelques nuances près⁴⁵, l'immense majorité des examens empiriques procède de cette façon.

Pour autant, ce type de spécification souffre d'une limite importante. Comme la variable qui doit traduire l'existence de contraintes de financement est introduite de façon *ad hoc*, un problème d'identification se pose : si les cash-flows constituent un indicateur avancé de

⁴⁴Pour le détail de la dérivation du modèle d'accélérateur, voir par exemple Mairesse, Mulkay & Hall (1999).

⁴⁵Dans l'esprit des modèles d'accélérateur d'investissement, certains travaux s'appuient plutôt sur un modèle à correction d'erreurs. Voir par exemple Mairesse et al. (1999) et Mairesse, Mulkay & Hall (2001, p.69).

la production, il est possible qu'ils traduisent les anticipations de profitabilité (non captées par les variables de croissance des ventes) et non pas les contraintes de financement⁴⁶ (Kaplan & Zingales (1997)).

Prenant explicitement en compte les anticipations des firmes, les estimations fondées sur l'équation d'Euler ne sont pas visées par cette critique⁴⁷. À l'instar des configurations précédentes, l'examen du mécanisme d'accélérateur financier s'effectue en considérant à la fois le type d'entreprise et le contexte conjoncturel. Mais la logique des tests diffère sensiblement. Étant données les hypothèses qui président à sa détermination (notamment celle de marchés financiers parfaits), l'équation d'Euler de base ne doit pas convenir à l'explication du comportement d'investissement des petites entreprises soumises aux problèmes informationnels⁴⁸. Les examens économétriques procèdent donc par tests de spécification, le rejet du modèle de base pour les petites grandes firmes et son acceptation pour les grandes constituant un signe d'existence de contraintes d'endettement.

Cependant, cette méthode est limitée. D'une part, un test de spécification ne livre aucun renseignement sur l'importance des contraintes de financement. D'autre part, il existe de nombreux motifs possibles de rejet (Rosenwald (2001)). Toujours est-il que la volonté de préciser l'influence des contraintes de liquidité a obligé les économistes à tolérer certains arrangements *ad hoc*⁴⁹. Pour autant, comme le notent Mairesse et al. (2001), « *malgré les efforts et l'ingéniosité des économètres, les résultats obtenus suivant cette nouvelle approche ont déçu les attentes placées en elle* ». C'est pourquoi les travaux empiriques continuent d'utiliser abondamment une spécification de type accélérateur-profit.

Il faut noter enfin que les tests traitent autant de l'existence (et de l'importance) de l'accélérateur financier que de celle du canal large du crédit. Alors que l'attention est portée sur la sensibilité de l'investissement selon le cycle économique dans le premier cas, cette sensibilité est évaluée à l'aune de l'orientation (restrictive / laxiste) de la politique monétaire dans le second cas. Les modèles, les variables et les tests sont identiques. Seule change la définition de la variable muette⁵⁰ R . Les conclusions obtenues pour l'un sont valables pour l'autre. C'est pourquoi la section suivante, qui synthétise les résultats obtenus par les études empiriques, ne distingue pas ces deux canaux.

4.3.3.2 Des preuves empiriques qui s'accumulent

La revue non exhaustive qui suit n'a pas pour objectif d'exposer par le menu les résultats accumulés depuis près d'une décennie, mais plutôt de présenter les principales conclusions qui ressortent de cette littérature.

⁴⁶Les limites des approches empiriques seront détaillées dans la section 4.3.3.3.

⁴⁷Le principe de base de l'équation d'Euler est rappelé en annexe

⁴⁸C'est d'ailleurs ce que tendent à indiquer les estimations de Bond & Meghir (1994) et Hubbard, Kashyap & Whited (1995).

⁴⁹Pour une revue détaillée des transformations justifiées théoriquement ou *ad hoc* de la relation d'Euler de l'investissement, voir Rosenwald (2001).

⁵⁰Par exemple, si on teste l'existence du canal large, on définit R qui vaut 1 en cas de récession et 0 sinon. Pour tester le canal large du crédit, R vaudra 1 en cas de resserrement préalablement identifié de la politique monétaire et 0 sinon.

Les États-Unis Comme le différentiel de coût entre financement externe et financement interne provient des coûts d'agence, cet écart doit être décroissant avec la richesse nette de l'emprunteur. Cette assertion est validée par les travaux de Hubbard & Kashyap (1992) et de Calomiris, Hubbard & Stock (1986), qui montrent que les agriculteurs américains disposant d'une richesse gageable importante (valeur de leurs terres et de leurs profits passés) supportent des taux débiteurs relativement plus faibles que les autres exploitants⁵¹. Ils en concluent que l'octroi de crédits, et donc la production agricole, se trouvent influencés par la valeur des garanties proposées.

Fazzari et al. (1988) confirment que la décision d'investissement d'une firme est d'autant plus sensible au cash-flow qu'elle ne distribue pas de dividendes. L'hypothèse de sensibilité « excessive » est également validée par Whited (1992) pour les firmes qui ne sont pas notées et par Oliner & Rudebusch (1989) pour les entreprises jeunes. Globalement, ces études approuvent l'hypothèse *H1* et présagent la validation de *H3*.

Les examens approfondis de cette sensibilité montrent clairement que l'effet des variables de bilan est asymétrique. Dans le prolongement de Fazzari et al. (1988), Gertler & Hubbard (1988) concluent que l'impact de l'évolution du cash-flow des firmes sur l'investissement est plus important au cours des phases de récession. Ce résultat est confirmé par Gertler & Gilchrist (1994), Kashyap, Lamont & Stein (1994) et Oliner & Rudebusch (1996). Ces derniers indiquent qu'un resserrement monétaire entraîne un déclin disproportionné de la part des crédits bancaires octroyés aux PME par rapport aux grandes entreprises et que ces petites entreprises subissent une part disproportionnée – eu égard à leur poids dans la production industrielle (30%) – des fluctuations des stocks. Ces résultats apparaissent robustes, même quand le critère de distinction entre les types de firmes n'est pas la taille, mais la dépendance à l'égard des banques ou l'accès au marché des titres négociables à court terme (Bernanke et al. (1996)). Les travaux les plus récents ne démentent pas ces résultats.

En somme, les chocs qui affectent négativement la richesse nette des entreprises limitent le financement des petites entités et entraînent une baisse de l'investissement. La diminution induite de la production entretient la dégradation du bilan des firmes ; l'hypothèse *H2* est acceptée. Il est donc difficile de nier l'existence d'un mécanisme d'amplification financière aux États-Unis.

La zone euro Les tests à l'échelle agrégée de la zone euro sont difficiles, du fait des divergences réglementaires et comptables. Néanmoins, Beaudu & Heckel (2001) étudient la pertinence du canal large du crédit en utilisant des données sur des échantillons d'entreprises de huit pays européens (Allemagne, France, Italie, Espagne, Pays-Bas, Belgique, Autriche et Portugal), agrégées par secteur et par taille. La démarche est calquée sur celle de Oliner & Rudebusch (1996) et le critère de distinction est le chiffre d'affaire. Leurs estimations confirment que :

⁵¹Le secteur agricole est intéressant en ce sens que le financement des projets exige un investissement informationnel élevé d'une part et se trouve être essentiellement assuré de petites banques locales d'autre part.

- Les petites entreprises de l'échantillon sont plus sensibles au cash-flow que les grandes ;
- Cette sensibilité triple dans un contexte de restriction monétaire ;
- La relation entre cash-flow et investissement n'est pas uniforme au sein de la zone euro.

Le dernier résultat incite à examiner chaque pays individuellement. L'étude de Vermeulen (2000) portant sur l'Allemagne, la France, l'Italie et l'Espagne (sur la période 1983-1997) indique qu'il existe effectivement un effet de taille et de cycle sur la sensibilité de l'investissement à la richesse financière. Bien que le test joint de $H3$ et $H2$ délivre des résultats mitigés, les trois hypothèses sont individuellement vérifiées. De même, selon Bond, Elston, Mairesse & Mulkay (1997), le modèle d'accélérateur classique révèle un effet significatif et positif du cash-flow courant et/ou passé en Belgique, en France, en Allemagne et au Royaume-Uni sur la période 1978-89. Cet impact apparaît affaibli dans un MCE mais demeure significatif dans la relation d'Euler. En dépit du système fortement intermédié qui prévaut en Europe Continentale (profitable à l'émergence de relations de long terme entre prêteurs et emprunteurs), il n'est pas possible d'y rejeter l'existence du mécanisme accélérateur financier.

Chatelain, Generale, Hernando, Von Kalckreuth & Vermeulen (2001) apportent toutefois un bémol à ces résultats. Selon eux, certes les entreprises de ces quatre pays sont assez sensibles aux mouvements de cash-flow, mais seules les PME italiennes sont plus réactives que les grandes. Cette étude souligne avant tout la difficulté à trouver un critère de sélection *a priori* commun à tous les pays européens.

Or justement, l'analyse de Von Kalckreuth (2001) sur les seules entreprises allemandes (1988-1997) ne repose pas sur ce critère de taille, mais sur les notations de la Bundesbank, qui permettent de classer les emprunteurs suivant leur risque. L'auteur montre que par rapport aux entreprises non contraintes, les entreprises contraintes sont plus sensibles aux fonds internes. En revanche, le même exercice fondé sur un critère de taille ne permet pas de révéler une quelconque sensibilité « excessive » au cash-flow. S'il conforte l'existence d'un mécanisme d'accélérateur financier en Allemagne, Von Kalckreuth (2001) démontre en même temps que le critère de sélection *a priori* n'est pas neutre sur les résultats.

Les conclusions des travaux de Rondi, Sack, Schiantarelli & Sembenelli (1998) et Gaiotti & Generale (2001) sur les firmes italiennes sont également compatibles avec l'existence d'un canal large du crédit. Une fois de plus, l'impact des variables financières est significativement plus marqué pour les petites entreprises qui ont une plus grande part d'actifs intangibles (comme la recherche-développement), difficiles à évaluer et à proposer comme garantie.

Concernant la France, Mottet (2000) valide le rôle des contraintes financières dans l'amplification du cycle des années 1990. Les travaux de Chatelain & Tiomo (2001) confirment que les firmes susceptibles d'être contraintes (i.e. les entreprises à fort risque de banqueroute, celles appartenant au secteur des biens d'équipement et celles qui ont recours au crédit inter-entreprises) manifestent une sensibilité « excessive » au cash-flow. En outre, la distinction croisée des firmes selon leur taille et / ou leur secteur d'activité d'une part et

le contexte conjoncturel d'autre part permet à Duhautois (2001) de montrer que :

- Plus les entreprises sont petites et plus les variables financières sont importantes, en particulier en période de récession ;
- En phase de croissance, ces variables ont moins d'influence ;
- Une chute de 3 points du taux de marge entraîne, en phase de récession, une baisse de 1 point du taux d'investissement des entreprises de moins de 20 salariés, alors que l'effet est nul pour les firmes de plus de 500 salariés. En outre, cet effet est plus fort dans le secteur tertiaire.

Ces conclusions sont confortées par Crépon & Rosenwald (2001), pour qui l'influence de l'endettement n'est constante ni entre les catégories de firmes, ni dans le temps. De plus, leurs estimations indiquent que si une hausse de 1 point du taux d'intérêt provoque un accroissement de la prime de financement externe de 2 points, ce choc tend au contraire à réduire la prime pour les grandes entreprises. Ce résultat suggère l'existence d'un effet de fuite vers la qualité.

Toutefois, d'après Mairesse et al. (2001), le taux de profit jouerait un rôle moins important depuis la fin des années 1980⁵², en raison de la libéralisation financière. L'abandon de l'encadrement du crédit, la création d'un second marché pour les actions (1986) et de marchés institutionnels à terme auraient bouleversé les relations entre bailleurs de fonds et emprunteurs, libérant ces derniers des contraintes financières. Mais leur échantillon comprend de grandes entreprises pour l'essentiel, alors que l'accélérateur financier transite par les petites.

Un recours important au crédit inter-entreprises, l'existence de relations de long terme entre firmes et banques, et un financement par actions ou obligations assez rare font de l'Autriche un cas particulièrement intéressant à étudier. Valderrama (2001) examine l'impact des ventes, du coût d'usage du capital et du ratio de liquidité (actifs liquides / stock de capital) sur l'investissement des firmes autrichiennes. Comme ce pays compte un grand nombre de banques par habitant, c'est l'existence ou pas d'une relation de long terme entre les entreprises et les banques qui permet de distinguer les *types* de firmes *a priori*⁵³. Les résultats sur la période 1994-1999 suggèrent que les variables financières sont des déterminants significatifs de l'investissement, avec des différences saisissantes selon le *type* de firmes. Aussi bien l'effet des ventes que celui du coût du capital sont altérés par la présence de variables financières, tant et si bien que le ratio de liquidité apparaît comme le plus important des déterminants de l'investissement. Par conséquent, même si les firmes sont en mesure de contourner leur dépendance à l'égard des fonds internes en liant des relations de long terme avec les banques ou en ayant recours au crédit commercial, le mécanisme d'accélérateur financier n'en est pas moins vigoureux.

⁵²Ce qui tend à confirmer les résultats de Mairesse et al. (1999).

⁵³Une forte proportion de prêts accordés par une même banque à un même client est interprétée par l'auteur comme un indicateur de relation étroite entre les deux agents. Les entreprises concernées sont jugées comme des entités à coûts d'agence élevés, qui ne peuvent aisément substituer du financement intermédié à d'autres types de fonds externes.

Les résultats sont analogues pour les petits pays de la zone euro. Lünnehan & Mathä (2001) montrent que la position bilantaire des firmes luxembourgeoises constitue un facteur important de leur investissement. Les entreprises jeunes (moins de 7 ans) s'avèrent être plus sensibles au cash-flow que les autres. Cette sensibilité décroît avec l'âge. Le même constat est rapporté par Mörttinen (1999) pour la Finlande où en période de restriction monétaire, le cash-flow est un déterminant important pour les entreprises de petites tailles ou fortement endettées. Enfin, contrairement aux doutes émis par Bond et al. (1997), les tests récents de Butzen, Fuss & Vermeulen (2001) signalent que le canal du crédit est très probant en Belgique, voire plus important que le canal direct du taux d'intérêt.

Au final, comme pour les États-Unis, les études admettent l'existence d'un mécanisme d'accélérateur financier en Europe.

4.3.3.3 Limites des études empiriques

Depuis Fazzari et al. (1988), la méthode empirique dominante consiste à tester le rôle des facteurs financiers suivant une approche indirecte où les firmes sont *a priori* qualifiées de contraintes ou pas selon différents critères. Cette approche présuppose que la liquidité interne est une variable pertinente pour évaluer le comportement d'investissement des firmes contraintes.

Kaplan & Zingales (1997) remettent en cause cette assertion. Reprenant l'échantillon de Fazzari et al. (1988), ils examinent précisément les 49 firmes qui, selon ces derniers, reversent peu de dividende et pour lesquelles une forte corrélation entre investissement et cash-flow avait été relevée. En combinant les données de Fazzari et al. (1988) avec des informations complémentaires et les annonces des managers sur les besoins en fonds de ces entreprises, Kaplan & Zingales (1997) concluent que ces firmes ne peuvent, en réalité, pas être considérées comme contraintes. Qui plus est, ce sont les firmes les moins contraintes financièrement qui affichent la plus grande sensibilité à la variable de cash-flow. Dans la même veine, Hayashi (1997) revisite les résultats de Hoshi et al. (1991), et montre que les écarts de sensibilité entre les entreprises japonaises indépendantes et celles entretenant des relations de long terme avec leurs banques sont modestes.

Ces remises en cause ont le mérite de rappeler qu'il subsiste une incertitude quant à la signification du terme de cash-flows, qui peut aussi bien traduire une évolution anticipée de la profitabilité que témoigner de l'existence de contraintes de liquidité. Elles viennent nuancer des conclusions jusqu'alors très consensuelles⁵⁴. Ces doutes concernent aussi la représentativité des critères de distinction *a priori*. Ceux-ci sont généralement fixés d'emblée. Les firmes ne peuvent changer de classe au cours de la période étudiée alors même que l'intensité des contraintes financières varie au cours du temps pour une entreprise donnée. En outre, ces critères de distinction peuvent être endogènes. Il existe alors un risque de corrélation avec le terme d'erreur.

⁵⁴Cette question donne lieu à un débat animé. Fazzari, Hubbard & Petersen (1996) répondent aux doutes émis par Kaplan & Zingales (1997). Hubbard (1998, p.207) soutient d'une part qu'il est difficile de déceler finement le degré individuel de contrainte financière et estime d'autre part que le critère de classification et les tests de Kaplan & Zingales (1997) sont peu convaincants. Ces derniers réaffirment leur position dans Kaplan & Zingales (2000).

De plus, les tests sont incapables de distinguer les effets d'offre des effets de demande. Alors que l'accélérateur financier suggère une réduction de l'offre de prêts en cas de choc négatif, il n'est pas impossible que la demande se manifeste conjointement, qui plus est dans le même sens. D'une part, selon les modèles d'« incitation manageriale » (*Managerial Incentives*) à la Jensen & Meckling (1976), le gérant de l'entreprise peut renoncer à un certain nombre de projets en cas de diminution de ses fonds propres, préférant « recapitaliser » par rétention des bénéfices. Cette « *reliquefication*⁵⁵ » vise non seulement à réduire la prime de financement externe mais aussi à diminuer la probabilité de faillite de l'entreprise et de licenciement du manager. D'autre part, selon la thèse du canal de la monnaie (Romer & Romer (1990)), un choc négatif (en particulier de politique monétaire) entraîne une baisse de la demande agrégée et donc de la demande de crédits bancaires.

Par conséquent, il est prudent d'étudier en parallèle les évolutions des substituts au crédit bancaire, comme le font par exemple Kashyap, Stein & Wilcox (1993). Ils concluent qu'en présence d'une restriction monétaire, la baisse observée des crédits bancaires reflète bien une baisse de l'*offre*, qui coïncide avec une hausse des émissions de billets de trésorerie⁵⁶. Ce dernier point suggère qu'au lieu de réduire leur demande de fonds suite à un choc négatif, les entreprises cherchent d'autres formes de financement. Néanmoins, comme seules les grandes entreprises participent au marché des billets de trésorerie, ces résultats peuvent uniquement refléter un effet de structure entre petites et grandes entreprises plutôt qu'un effet de substitution entre crédit bancaire et non bancaire (Oliner & Rudebusch (1995)).

4.3.4 Canal du bilan des ménages

Le canal du bilan affecte aussi bien les entreprises jeunes à faible richesse nette que les ménages. Comme l'indique le tableau 4.13, les actifs immobiliers constituent une part très importante du patrimoine des ménages, particulièrement en Europe où il atteint 40% en France, 32% en Allemagne et 31% en Italie. Il est généralement plus important que celui des actifs boursiers (cf tab. 4.3). Or les crédits accordés aux particuliers sont souvent couverts par des hypothèques. C'est le cas des *home equity loans* aux États-Unis et des *mortgage equity withdrawal* en Grande-Bretagne. Partant, les mouvements de prix immobiliers se répercutent sur la capacité d'emprunt des ménages : une hausse des cours augmente la valeur des garanties pouvant être proposées.

Hofmann (2001) étudie le lien entre actifs immobiliers et crédits octroyés aux ménages. Il estime, dans le cadre d'un modèle VAR, les relations qu'entretiennent le crédit agrégé privé, l'activité économique, le taux d'intérêt et les prix immobiliers dans 16 pays industrialisés. Les tests de cointégration indiquent qu'il existe une relation de long terme positive et significative entre le crédit, le PIB réel et les prix immobiliers dans tous les pays excepté l'Espagne. En outre, l'examen des fonctions de réponse du VAR révèle qu'un choc immobilier positif (hausse des cours) entraîne un accroissement significatif des crédits et du PIB.

⁵⁵Cf. Lowe & Rohling (1993) et Eckstein & Sinai (1986).

⁵⁶La méthode d'identification de KSW est reprise dans le chapitre 5 p.245.

Poids des actifs immobiliers en 1998 (en % du total des actifs)			
Pays	%	Pays	%
États-Unis	21	Allemagne	32
France	40	Italie	31
Roy-Uni	34	Canada	21

Source : Hofmann (2001), OCDE.

TAB. 4.13: Poids de l'immobilier dans le patrimoine des ménages

Hofmann (2001) rejoint donc sur ce point Goodhart (1995)⁵⁷. Mais la causalité inverse est elle-même significative : un accroissement du crédit génère une hausse des cours immobiliers dans l'immense majorité des pays étudiés, ce que Borio et al. (1994) soutiennent également.

Si les estimations de Hofmann (2001) ne permettent pas de trancher entre effets d'offre et effets de demande, les sections précédentes ont montré que l'effet de la richesse immobilière sur les comportements de demande est pour le moins limité :

- D'une part, la significativité des propensions à consommer la richesse immobilière est très incertaine (cf p. 193) ;
- D'autre part, l'effet de la profitabilité sur la construction et l'acquisition de logements (au travers d'un mécanisme assimilable à celui du ratio Q de Tobin) n'est pas probant (cf. p. 180).

Par conséquent, c'est bien l'offre de crédits qui contribuerait pour l'essentiel à l'explication du lien de causalité entre les cours immobiliers et le crédit ; face à une hausse (baisse) des actifs immobiliers, synonyme de hausse (baisse) des collatéraux, la capacité d'emprunt des ménages s'accroît (décroît) et les créditeurs acceptent (refusent) plus facilement d'accorder des prêts.

En marge du canal du bilan des ménages, un *effet de liquidité* affecte la volonté des ménages d'acquérir des biens durables et immobiliers (et non plus la volonté des créanciers de prêter). Du fait d'asymétries d'information portant sur leur qualité, les biens de consommation durables et immobiliers sont des actifs illiquides. Dès lors, une vente précipitée, destinée à rassembler des liquidités en réaction à un choc négatif, risque de se traduire par une forte perte. Si en revanche le ménage affecté par ce choc détient parallèlement des actifs financiers plus liquides (monnaie, actions, obligations), il peut facilement s'en dessaisir au prix de marché pour lever les fonds jugés nécessaires. Ainsi, plus les ménages anticipent une forte (faible) probabilité de se trouver en détresse financière, et moins (plus) ils détiendront d'actifs illiquides tels que des biens durables et immobiliers (Mishkin (2001)). L'impact final sur l'activité est assimilable à celui des effets de richesse, mais le mécanisme de transmission est différent.

⁵⁷Ce dernier montre en effet que les mouvements des prix immobiliers ont un impact significatif sur la croissance du crédit au Royaume-Uni sur la période 1939-1991.

4.4 Conclusion

Ce chapitre a permis de faire la lumière sur les trois canaux de transmission des prix d'actifs à la sphère réelle principalement retenus dans la littérature. Concernant le canal du ratio Q de Tobin, force est de reconnaître que les tests empiriques rejettent massivement son influence, quels que soient les efforts des économistes pour imaginer des mesures rigoureuses de profitabilité. À lui-seul, le ratio Q ne parvient pas à résumer toutes les incitations à investir. Des variables de bilan apportent une information complémentaire qui ne peut être justifiée au sein du cadre initial de cette théorie. Ce résultat récurrent est commenté en ces termes par Gilchrist & Leahy (2002, p.82) : « *Much of the empirical investment literature of the past two decades can be viewed as an attempt to explain why the link between asset prices and investment does not work the way that Tobin thought it did* ». Au mieux, la valeur de marché des firmes peut influencer sur la structure de leur passif, mais sans grands effets sur les montants investis. Il est donc difficile de croire que ce canal puisse constituer un relais important des fluctuations financières.

Les effets de richesse sont en revanche plus probants, spécifiquement dans les économies anglo-saxonnes. Plusieurs facteurs ont été réunis au cours de la dernière décennie pour que cet effet soit *a priori* de plus en plus perceptible. D'une part, des déterminants structurels, en premier lieu démographiques, sont à l'origine de l'accroissement de la part des actions (principalement indirectes) dans les portefeuilles d'une proportion croissante de ménages, si bien que leur exposition aux mouvements financiers s'est accrue. Il serait toutefois abusif de parler de démocratisation, tant la concentration reste forte. D'autre part, la forte valorisation des actifs enregistrée à partir du milieu des années 1990 a constitué un facteur incitatif.

Les études sur données microéconomiques indiquent que la taille des effets de richesse estimés pour les ménages à revenu élevé – et dont la consommation est sur-représentée dans le total des dépenses – est suffisamment importante pour expliquer l'essentiel de la baisse du taux d'épargne américain à la fin des années 1990. Mais les estimations sur le plan macroéconomique sont plus confuses. Certes, sur longue période, elles mettent en évidence la « règle des 5% » aux États-Unis, selon laquelle une hausse de 1 dollar de richesse entraînerait une augmentation de 5 cents des dépenses de consommation. Mais des écarts, parfois importants, sont constatés d'une étude à l'autre. Pour la zone euro, les estimations sont encore insuffisamment nombreuses ou trop contradictoires pour permettre un encadrement précis de la propension à consommer la richesse. De même, les interrogations théoriques et empiriques sur la valeur et la significativité de la propension à consommer la richesse immobilière sont multiples.

Cependant, il apparaît important de noter que les examens menés sur plusieurs sous-périodes font apparaître une baisse tendancielle de la propension à consommer la richesse boursière, d'autant plus forte lorsque la richesse boursière détenue de façon indirecte est prise en compte. Or, l'évolution des portefeuilles est justement marquée par une institutionnalisation croissante des placements financiers, en particulier auprès de fonds de retraites de type IRAs (*Individual Retirement Accounts*) ou 401(k). Les mouvements de la richesse financière détenue auprès de ces investisseurs institutionnels auraient donc peu d'impact

sur les dépenses de consommation. Pourtant, même si cette richesse est accumulée en vue du financement des retraites, une forte valorisation de ces actifs constitue une augmentation des ressources intertemporelles qui devrait profiter à la dépense courante. Ainsi, non seulement il faut se garder de toute conclusion hâtive concernant l'exposition croissante des ménages aux évolutions financières, mais en plus ce constat peut être considéré comme une anomalie au vu des enseignements du modèle de cycle de vie.

Toujours est-il que les effets de taille et de valorisation se trouvent contrebalancés par une baisse de la propension à consommer la richesse. Partant, si les effets de richesse expliquent en partie la baisse du taux d'épargne américain, c'est moins du fait de l'exposition accrue des ménages que de l'exceptionnelle croissance des prix d'actifs enregistrée à la fin de la décennie 1990. Enfin, en plus de la forte sensibilité des estimations économétriques aux définitions des variables et aux périodes d'étude, les délais d'impact des mouvements de prix d'actifs sur la consommation restent encore méconnus. Ils varient, selon les études, de 3 mois à 4 ans. En ce sens, les travaux empiriques ne permettent pas d'éclairer le dosage de la réaction des autorités monétaires potentiellement soucieuses de contrer l'impact expansif ou dépressif des effets de richesse.

En fait, le mécanisme de transmission le plus convaincant est sans conteste le canal du bilan des firmes et des ménages. Sous hypothèse d'asymétrie d'information, ces deux types d'agents supportent une prime de financement externe lorsqu'ils souhaitent emprunter. Cette prime vise à couvrir les frais engagés par le créancier en cas de défaut du débiteur. Elle est endogène et inversement proportionnelle aux garanties que les emprunteurs peuvent proposer. Dès lors, comme il accroît la probabilité de défaut en même temps qu'il érode la richesse nette des firmes, un choc financier négatif contribue à augmenter le coût du crédit. Jugeant les conditions de crédit insoutenables, certains emprunteurs potentiels abandonnent ou diffèrent leurs projets d'investissement. Tant et si bien que le cycle de crédit amplifie celui de l'activité, au travers d'un mécanisme auto-entretenu.

En plus d'apporter une justification à l'importance empirique des variables de bilan (observation qui discrédite les modèles- Q), ce canal est plus riche d'enseignements que les deux premiers. Trois effets complémentaires (effet quantité, effet de composition et fuite vers la qualité) permettent en effet de préciser que l'impact d'un choc n'est pas le même suivant la position de l'économie dans le cycle. Les effets d'un krach boursier par exemple sont d'autant plus dommageables que le bilan des firmes est fragilisé par un endettement excessif et un niveau de richesse nette initialement réduit. Cet enseignement est primordial quand il s'agit pour les autorités d'anticiper les effets d'un retournement boursier.

À de très rares exceptions près, les examens empiriques ne démentent pas la validité de ce mécanisme, quel que soit le pays considéré. D'une part, les variables de bilan (cash-flow, profits, dette) sont des déterminants significatifs des dépenses d'investissement des firmes à fort coût d'agence (détectées par le biais de leur politique de dividende, leur taille, leur âge, leur secteur d'activité, leur appartenance à un groupe ou encore leurs relations étroites avec une banque). D'autre part, la position bilantaire des emprunteurs est encore plus déterminante en phase basse ou descendante du cycle économique.

Au bout du compte, les travaux les plus récents suggèrent que l'accélérateur financier constitue le mécanisme de transmission des chocs financiers le plus probant dans la zone euro. L'examen du bien-fondé des cibles de prix d'actifs ne peut donc raisonnablement pas se passer de la modélisation de ce canal.

4.5 Annexes du chapitre 4

4.5.1 Détermination du Q de Tobin

L'entrepreneur choisit son plan de production et de consommation de façon à maximiser la valeur de sa firme, c'est-à-dire la somme actualisée de ses flux de profits futurs. Par souci de simplicité, le prix du bien (p_t) est choisi comme numéraire. Le prix du capital (p_{kt}) est exprimé en termes de biens produits, tel que $p_t = p_{kt} = 1$. Y représente la quantité produite grâce aux quantités de facteur travail (L) et capital (K) mobilisés. w traduit le coût du travail, r le taux d'intérêt réel et I le montant investi. La fonction de production est donnée par :

$$Y_t = F(K_t, L_t) \Leftrightarrow G(I_t) \quad (4.16)$$

où $G(I_t)$ représente le coût d'ajustement du capital entre la période t et $t+1$. L'installation du nouveau capital génère une perte pour l'entreprise. $G(I_t)$ est croissante et convexe de l'investissement. Le coût d'installation et le coût marginal d'investissement sont d'autant plus élevés que le niveau d'investissement initial est important. Intuitivement, lorsque les équipements devant être mis au rebut sont lourds, le démontage, l'installation du nouveau matériel, la formation de la main d'œuvre, etc., perturbent fortement l'activité de l'entreprise.

Les choix d'investissement de l'entreprise sont déterminés par la maximisation de la somme actualisée de ses flux de profits futurs, soit :

$$V_t = \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau+1} [F(K_{t+\tau}, L_{t+\tau}) \Leftrightarrow w_{t+\tau} L_{t+\tau} \Leftrightarrow I_{t+\tau} \Leftrightarrow G(I_{t+\tau})] \quad (4.17)$$

sous la contrainte d'accumulation suivante :

$$K_{t+\tau+1} = I_{t+\tau} + (1 \Leftrightarrow \delta) K_{t+\tau} \quad (4.18)$$

En notant q le multiplicateur de Lagrange relatif à cette contrainte, le Lagrangien associé à cette optimisation est :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_t = & \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau+1} \{ F(K_{t+\tau}, L_{t+\tau}) \Leftrightarrow w_{t+\tau} L_{t+\tau} \Leftrightarrow I_{t+\tau} \Leftrightarrow G(I_{t+\tau}) \\ & + q_{t+\tau} [I_{t+\tau} \Leftrightarrow K_{t+1+\tau} + (1 \Leftrightarrow \delta) K_{t+\tau}] \} \end{aligned} \quad (4.19)$$

La première condition de premier ordre, par rapport à I_t donne $q_t \Leftrightarrow 1 \Leftrightarrow G'(I_t) = 0$, soit :

$$q_t = 1 + G'(I_t) \quad (4.20)$$

Concernant ensuite la seconde condition de premier ordre, on peut noter que :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_t = & \frac{1}{1+r} \{F(K_t, L_t) \Leftrightarrow w_t L_t \Leftrightarrow I_t \Leftrightarrow G(I_t) + q_t [I_t \Leftrightarrow K_{t+1} + (1 \Leftrightarrow \delta) K_t]\} \\ & + \left(\frac{1}{1+r}\right)^2 \{F(K_{t+1}, L_{t+1}) \Leftrightarrow w_{t+1} L_{t+1} \Leftrightarrow I_{t+1} \Leftrightarrow G(I_{t+1}) \\ & + q_{t+1} [I_{t+1} \Leftrightarrow K_{t+2} + (1 \Leftrightarrow \delta) K_{t+1}]\} + \dots \end{aligned}$$

La condition de premier ordre par rapport à K est donc telle que :

$$\Leftrightarrow q_t + \frac{1}{1+r} \left[\frac{\partial F(K_{t+1}, L_{t+1})}{\partial K_{t+1}} + (1 + \delta) q_{t+1} \right] = 0 \quad (4.21)$$

Soit

$$\Leftrightarrow (1+r) q_t + \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} + (1 + \delta) q_t = 0 \quad (4.22)$$

On peut déterminer le coût d'usage du capital à l'aide de (4.20) et (4.22). Sachant que :

$$\frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} = (1+r) q_{t-1} \Leftrightarrow (1 + \delta) q_t$$

alors :

$$\begin{aligned} \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} &= (1+r) (1 + G'(I_{t-1})) \Leftrightarrow (1 + \delta) (1 + G'(I_t)) \\ \Leftrightarrow \\ \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} &= (1+r) (1 + G'(I_{t-1})) \Leftrightarrow (1 + \delta) (1 + G'(I_t)) + rG'(I_t) \Leftrightarrow rG'(I_t) \\ \Leftrightarrow \\ \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} &= (r + \delta) (1 + G'(I_t)) \Leftrightarrow (1+r) (G'(I_t) \Leftrightarrow G'(I_{t-1})) \end{aligned} \quad (4.23)$$

On voit que le coût d'usage peut être décomposé en deux parties :

- 1) Le coût d'usage « usuel » correspondant au taux d'intérêt plus le taux de dépréciation du capital, augmenté du coût marginal d'installation ;
- 2) La variation du coût marginal d'installation en valeur actualisée (l'investissement installé permet de limiter l'investissement nécessaire à la période suivante).

En multipliant (4.20) et (4.22) respectivement par I_t et K_t , on obtient :

$$(1 \Leftrightarrow G'(I_t)) I_t = q_t I_t$$

et

$$\frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} K_t = (1+r) q_{t-1} K_t \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \delta) q_t K_t$$

En soustrayant la première à la seconde, on montre que :

$$\frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} K_t \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow G'(I_t)) I_t = (1+r) q_{t-1} K_t \Leftrightarrow q_t K_{t+1} \quad (4.24)$$

soit, pour un investissement entrepris en $t = 0$:

$$\sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t \left\{ \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} K_t \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow G'(I_t)) I_t \right\} = \sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t \{ (1+r) q_{t-1} K_t \Leftrightarrow q_t K_{t+1} \}$$

Or, en développant la partie à droite de l'égalité, sous l'hypothèse d'absence de bulle, c'est-à-dire $\lim_{T \rightarrow \infty} (1+r)^{-T} q_{t+T} K_{t+T+1}$, on trouve :

$$\sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t \{ (1+r) q_{t-1} K_t \Leftrightarrow q_t K_{t+1} \} = q_0 K_1$$

On en déduit :

$$q_0 K_1 = \sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^t \left\{ \frac{\partial F(K_t, L_t)}{\partial K_t} K_t \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow G'(I_t)) I_t \right\}$$

Soit, de manière équivalente, si l'investissement est entrepris en t :

$$q_t K_{t+1} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau} \left\{ \frac{\partial F(K_{t+\tau}, L_{t+\tau})}{\partial K_{t+\tau}} K_{t+\tau} \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow G'(I_{t+\tau})) I_{t+\tau} \right\} \quad (4.25)$$

Cette relation sera nécessaire pour montrer l'équivalence entre « q marginal » et « q moyen ».

Supposons que la fonction de coût d'ajustement soit de forme quadratique, telle que $G(I_t) = \frac{\lambda}{2} (I_t)^2$. D'après (4.20), on en déduit :

$$I_t = \frac{1}{\lambda} (q_t \Leftrightarrow 1) \quad (4.26)$$

On retrouve ainsi une formulation assimilable à la fonction d'investissement proposée par Tobin, à la différence près que q mesure la valeur marginale du capital et non pas sa valeur moyenne. Hayashi (1982) indique que le « q marginal » et le « q moyen » peuvent coïncider, sous les conditions suivantes :

- Concurrence pure et parfaite ;
- Absence de fiscalité ;
- Fonction de production homogène de degré 1 ;
- Fonction de coût d'ajustement homogène de degré 1.

En effet, dans le cas où les fonctions sont homogènes de degré 1, alors d'après la relation d'Euler :

$$K_t \frac{\partial F(\cdot)}{\partial K_t} = F(K_t, L_t) \Leftrightarrow w_t L_t \quad \text{et} \quad I_t G'(I_t) = G(I_t)$$

La relation (4.25) peut donc se réécrire :

$$q_t K_{t+1} = \sum_{\tau=1}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau} \{ F(K_{t+\tau}, L_{t+\tau}) K_{t+\tau} \Leftrightarrow w_{t+\tau} L_{t+\tau} \Leftrightarrow (I_{t+\tau} + G(I_{t+\tau})) \}$$

Soit $q_t K_{t+1} =$

$$\sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau+1} \{ F(K_{t+\tau+1}, L_{t+\tau+1}) K_{t+\tau+1} \Leftrightarrow w_{t+\tau+1} L_{t+\tau+1} \Leftrightarrow (I_{t+\tau+1} + G(I_{t+\tau+1})) \}$$

Par analogie avec (4.17) et (4.1), on en déduit $q_t K_{t+1} = V_{t+1}$, soit :

$$q_t = \frac{V_{t+1}}{K_{t+1}} \equiv Q \quad (4.27)$$

On relève ainsi l'équivalence entre le « q marginal » et le « q moyen ».

4.5.2 Graphique : évolution du Q de Tobin en France

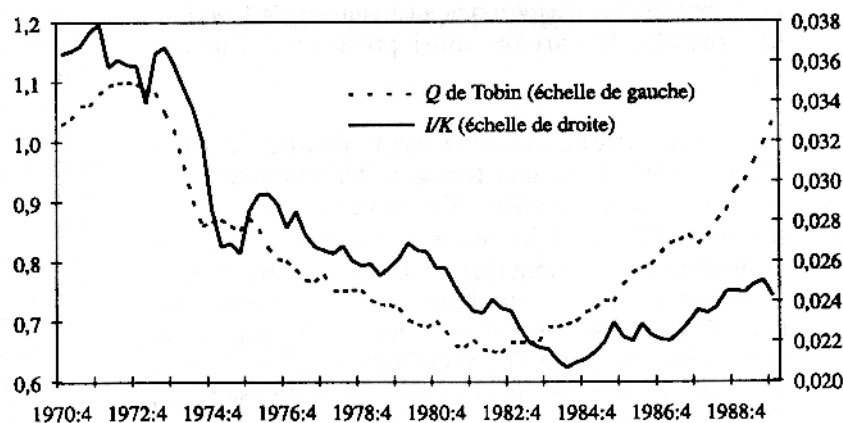


FIG. 4.5: Ratio Q et taux d'investissement (source : Épaulard (1993))

4.5.3 Détermination de la relation d'Euler de l'investissement

Considérons que la valeur de l'entreprise s'écrit comme la valeur actualisée V_t de ses profits (Π) futurs, soit :

$$V_t = E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \beta_j \Pi_{t+j} \right] \quad (4.28)$$

où β représente le facteur d'escompte et E l'opérateur d'espérance. Soient p le prix de vente, F la fonction de production de la firme, K le stock de capital au prix unitaire de p_t^I , L le stock de travail, w le salaire et $G(\cdot)$ une fonction de coûts d'ajustement convexe en l'investissement (I), alors le profit peut s'écrire :

$$\Pi_t = p_t F(K_t, L_t) \Leftrightarrow p_t G(I_t, K_t) \Leftrightarrow w_t L_t \Leftrightarrow p_t^I I_t \quad (4.29)$$

Le programme de la firme est défini par :

$$V_t(K_{t+1}) = \{\text{Max } \Pi(K_t, L_t, I_t) + E_t[\beta_{t+1} V_{t+1}(K_t)]\} \quad (4.30)$$

Sachant enfin que la contrainte d'accumulation du capital est définie par : $K_t = (1 \Leftrightarrow \delta) K_{t+1} + I_t$, les conditions de premier ordre sont données par :

$$0 = \left(\frac{\partial \Pi_t}{\partial I_t} \right) + \left(\frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} \right) + E_t \left[\beta_{t+1} \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right) \right] \quad (4.31)$$

$$\left(\frac{\partial V_t}{\partial K_{t-1}} \right) = (1 \Leftrightarrow \delta) \left(\frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} \right) + (1 \Leftrightarrow \delta) E_t \left[\beta_{t+1} \left(\frac{\partial V_{t+1}}{\partial K_t} \right) \right] \quad (4.32)$$

$$0 = \left(\frac{\partial \Pi_t}{\partial L_t} \right) \quad (4.33)$$

En combinant (4.32) et (4.33), on obtient la relation suivante :

$$\frac{\delta V_t}{\delta K_{t-1}} = \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \delta) \left(\frac{\delta \Pi_t}{\delta I_t} \right) \quad (4.34)$$

Cette équation égalise le bénéfice marginal anticipé d'un investissement et son coût, composé du coût d'achat et des coûts d'ajustement.

En exprimant (4.34) en $t + 1$ et en la combinant avec (4.32), alors on obtient la relation d'Euler de l'investissement qui compare le bénéfice net d'investir aujourd'hui à celui d'investir demain :

$$(1 \Leftrightarrow \delta) E_t \left[\beta_{t+1} \frac{\partial \Pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} \right] = \frac{\partial \Pi_t}{\partial I_t} + \frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} \quad (4.35)$$

Le problème est que le terme anticipé (à gauche de la relation) est inobservable. Les études procèdent à sa substitution par la valeur observée plus un terme d'erreur noté ε_{t+1} de moyenne nulle et orthogonal à l'ensemble de l'information connue en t . La relation d'Euler peut donc se réécrire :

$$(1 \Leftrightarrow \delta) \beta_{t+1} \frac{\partial \Pi_{t+1}}{\partial I_{t+1}} = \frac{\partial \Pi_t}{\partial I_t} + \frac{\partial \Pi_t}{\partial K_t} + (1 \Leftrightarrow \delta) \varepsilon_{t+1} \quad (4.36)$$

Cette version est très générale. Diverses variantes peuvent être envisagées, ayant trait par exemple à la forme de la fonction de coûts d'ajustement, la prise en compte de contraintes financières ou d'une contrainte de plafond d'endettement (voir par exemple Rosenwald (2001), Crépon & Rosenwald (2001) et Bloch & Coeuré (1995)).

4.5.4 Bilan des ménages (pays du G7)

Pays	Actifs ^(a)	1970	1980	1990	1995	1997	1998	Variation 1970-98
Roy-Uni	Dépôts	0.34	0.43	0.31	0.22	0.22	0.21	-0.13
	Obligations	0.07	0.07	0.01	0.02	0.01	0.01	-0.06
	Actions	0.24	0.12	0.12	0.15	0.17	0.15	-0.09
	Institutions	0.23	0.30	0.48	0.51	0.53	0.55	0.31
États-Unis	Dépôts	0.28	0.33	0.23	0.16	0.14	0.13	-0.15
	Obligations	0.13	0.10	0.11	0.10	0.07	0.06	-0.07
	Actions	0.36	0.21	0.14	0.22	0.24	0.23	-0.12
	Institutions	0.22	0.28	0.39	0.42	0.47	0.50	0.28
Allemagne	Dépôts	0.59	0.59	0.48	0.43	0.40	0.40	-0.19
	Obligations	0.08	0.12	0.16	0.16	0.14	0.13	0.06
	Actions	0.10	0.04	0.07	0.05	0.08	0.09	-0.01
	Institutions	0.15	0.17	0.21	0.29	0.30	0.32	0.17
Japon	Dépôts	0.55	0.69	0.60	0.60	0.62	0.60	0.04
	Obligations	0.06	0.09	0.09	0.05	0.03	0.02	-0.03
	Actions	0.12	0.07	0.09	0.06	0.05	0.04	-0.07
	Institutions	0.14	0.13	0.21	0.29	0.31	0.28	0.14
France	Dépôts	0.49	0.59	0.38	0.35	0.32	0.29	-0.20
	Obligations	0.06	0.09	0.04	0.05	0.03	0.02	-0.03
	Actions	0.26	0.12	0.26	0.23	0.29	0.32	0.07
	Institutions	0.06	0.09	0.26	0.33	0.32	0.31	0.26
Italie	Dépôts	0.45	0.58	0.35	0.28	0.23	0.23	-0.22
	Obligations	0.19	0.08	0.19	0.21	0.22	0.18	-0.02
	Actions	0.11	0.10	0.21	0.21	0.25	0.30	0.19
	Institutions	0.08	0.06	0.08	0.10	0.10	0.10	0.02
Pays Anglo-Saxons	Dépôts	0.31	0.38	0.30	0.23	0.22	0.21	-0.10
	Obligations	0.11	0.08	0.06	0.06	0.05	0.04	-0.07
	Actions	0.29	0.19	0.16	0.21	0.23	0.23	-0.06
	Institutions	0.22	0.26	0.38	0.41	0.44	0.46	0.24
Europe & Japon	Dépôts	0.52	0.62	0.45	0.42	0.39	0.38	-0.14
	Obligations	0.09	0.10	0.12	0.12	0.10	0.09	-0.01
	Actions	0.15	0.08	0.15	0.14	0.17	0.19	0.04
	Institutions	0.11	0.11	0.19	0.25	0.26	0.25	0.15

(a) : en proportion du total des actifs financiers bruts.

source : Davies & Steil (2001).

TAB. 4.14: Composition du bilan des ménages - pays du G7

Chapitre 5

Les banques comme vecteurs et amplificateurs des chocs financiers

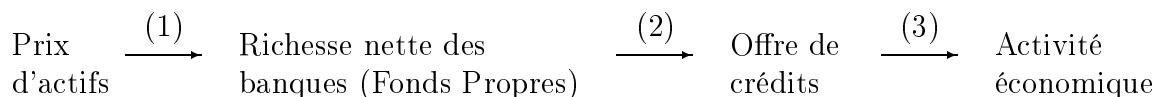
There is some evidence that bank capital pressures during cyclical downturns in the U.S. and Japan may have limited lending in those periods and contributed to economic weakness in some macroeconomic sector.

Commission de Bâle (1999)

Le chapitre précédent a permis de rappeler les fondements des trois canaux de transmission des prix d'actifs à la sphère réelle traditionnellement retenus dans la littérature : effets de richesse, ratio Q de Tobin et accélérateur financier. Cependant, ces mécanismes de transmission accordent une place insuffisante au comportement des intermédiaires financiers. Même dans la théorie de l'accélérateur financier, où la prime d'agence fluctue de manière endogène à la structure de bilan des emprunteurs, les banques ont finalement un comportement relativement passif. En particulier, l'impact de leur richesse nette (leurs fonds propres) sur les conditions auxquelles elles se financent et elles prêtent est totalement délaissé. Pourtant, le problème du financement des banques se pose dans les mêmes termes que celui des entreprises. Parce qu'il existe un défaut d'information entre elles et leurs créanciers (asymétrie d'information ayant trait à leurs intentions et à leur résultat), elles doivent supporter une prime de financement externe fonction de leur structure de bilan. En ignorant cet aspect, ces canaux négligent le fait que les banques sont devenues, avec le processus de libéralisation financière, des acteurs à part entière sur les marchés financiers, comme en témoignent les processus de marchandisation, de mobiliérisation des bilans et le développement spectaculaire des opérations de hors-bilan.

L'ensemble de la littérature relative au *credit crunch* – particulièrement prolifique dans le sillage de la mise en place des accords de Bâle au début des années 1990 – souligne avec insistance l'influence déterminante de la position en capital des banques sur leur comportement d'offre de prêts. Partant, si la richesse nette des créanciers influe sur l'octroi de financements, si les banques sont davantage exposées aux marchés financiers et si elles constituent des bailleurs de fonds essentiels pour certaines firmes, alors un choc financier profond risque de se propager avec vigueur par leur intermédiaire.

Suivant cette logique, une littérature naissante tente d'éclairer le fonctionnement du mécanisme par lequel les banques creuseraient les cycles économiques. En référence aux travaux récents de Blum & Hellwig (1995), Van Den Heuvel (2002a) et Chami & Cosimano (2001), les termes de « canal du capital bancaire », ou « accélérateur financier bancaire » sont employés pour désigner la séquence suivante :



Un krach boursier par exemple érode la richesse nette des banques, que ce soit par le biais des pertes sur portefeuille d'actifs, des pertes en termes de capitalisation ou de la diminution des bénéfices mis en réserve. Parce qu'ils risquent alors de violer le seuil d'exigence en fonds propres ou parce qu'ils subissent des pressions de marché (eu égard au risque d'insolvabilité), les établissements financiers ont deux possibilités : soit ils réduisent leur offre de crédit, soit ils essaient d'émettre du nouveau capital. Cependant, cette alternative est très coûteuse si l'opération s'effectue dans l'urgence et qui plus est dans un contexte de morosité financière. Si bien que, finalement, les banques qui subissent une détérioration de leur bilan sont contraintes de limiter leurs prêts. Cette restriction pèse sur les capacités productives des firmes dépendantes du financement intermédié et donc sur l'activité macroéconomique. En retour, comme une conjoncture dégradée détériore la structure de bilan des banques, ce canal engendre une amplification des chocs.

Ce chapitre vise en partie à faire la synthèse des nombreuses contributions qui examinent isolément les différentes caractéristiques pouvant être rattachées à ce canal : procyclicité du crédit, *credit crunch*, impact des ratios prudentiels et de la position en capital des banques, ajustement des bilans bancaires suite à un choc financier. Une fois rassemblés et organisés, les différents arguments et résultats empiriques piochés dans cette littérature vaste et disséminée permettent de construire un socle théorique cohérent, qui place les banques au cœur des cycles, comme vecteur et amplificateur des chocs financiers.

La séquence tracée plus haut exige l'étude de trois maillons, symbolisant les articulations critiques du mécanisme sollicité. La section 5.1 expose et illustre brièvement la nature procyclique du crédit (maillon 3). Le lien entre ce dernier et l'output gap n'a jamais été aussi fort depuis l'après-guerre qu'au cours de la dernière décennie. Une fois ce constat établi, nous exposons les transformations opérées à la faveur des mouvements de libéralisation financière, qui ont fait basculer les systèmes bancaires d'une logique d'intermédiation de bilan à celle d'une intermédiation de marché, avec tout ce que cela implique de comportements excessifs (spéculation, myopie, mimétisme) et d'exposition accrue aux troubles financiers (maillon 1).

Le cœur du canal du capital bancaire est abordé en détail dans la section 5.2. L'épisode du *credit crunch* américain du début des années 1990 a suscité à lui seul une littérature pléthorique, qui souligne l'importance de la santé des banques sur leur comportement d'offre de fonds. Les cas scandinaves et japonais offrent d'autres indices tout aussi probants. Ces travaux, pour la plupart empiriques, permettent de valider la robustesse du deuxième

maillon. Les banques proches des seuils de capitalisation exigés (ou déjà en deçà) ont effectivement tendance soit à rationner le crédit (consommateur de Cooke), soit à imposer des conditions de prêts plus drastiques aux entreprises.

La section 5.3 a pour but d'étudier l'incidence de ce canal sur le dernier cycle financier américain. Un examen statistique est réalisé en deux temps, d'abord sur le plan agrégé, puis sur données individuelles. Les résultats obtenus tendent à indiquer que l'affaiblissement de la richesse nette des banques depuis le retournement des prix d'actifs à la fin des années 1990 peut expliquer le ralentissement de l'offre de crédits observé au début des années 2000. Le recul des prêts intervient conjointement à l'accroissement du nombre de banques jugées contraintes au vu des critères d'exigence en fonds propres. Conformément à la théorie du capital bancaire, ce sont surtout les petites banques, celles qui éprouvent sans doute le plus de difficultés à se recapitaliser, qui sont à l'origine de l'affaiblissement de l'offre de crédits.

Enfin, tout comme l'accélérateur financier se distingue du canal large du crédit par la nature du choc qui se trouve à l'origine de sa manifestation (financier dans le premier cas, monétaire dans le second), la section 5.4.1 s'interroge sur la pertinence de l'accélérateur financier bancaire comme canal de transmission de la politique monétaire. Cet examen permet de comprendre en quoi ce canal original déplace la question de la neutralisation de l'impact des mouvements de prix d'actifs sur la sphère réelle aux frontières de la politique monétaire et de la politique prudentielle.

5.1 Sensibilité accrue des banques aux cycles financiers

5.1.1 La procyclicité du crédit

La dernière partie du mécanisme rapporté en introduction relie le crédit à l'activité. Certes, comme l'indique le tableau 5.1, la corrélation entre l'output gap et le rapport crédit/PIB est relativement faible sur le long terme, puisqu'elle n'excède pas 0.20 sur la période 1957-2002 aux États-Unis. Mais elle n'a cessé de se resserrer au cours des deux dernières décennies, pour atteindre 0.93 sur la décennie 1992-2002.

Période	Corrélation	Période	Corrélation
1957-2002	0,20	1986-2002	0,65
1957-1982	0,29	1990-2002	0,79
1983-2002	0,48	1992-2002	0,93

TAB. 5.1: Corrélation output gap - crédits/PIB (États-Unis)

Non seulement le crédit est procyclique, mais en plus les cycles de crédit sont beaucoup plus amples que ceux de l'activité. La Commission Bancaire (2002) rapporte que la volatilité du cycle de crédit a été deux fois plus forte que celle du PIB en France sur les deux derniers cycles. De même, le facteur d'amplification a été de 2,5 sur le dernier cycle aux États-Unis, contre 1,5 dans les années 1970.

Si ces constatations ne permettent pas de distinguer ce qui relève de la demande ou de l'offre de financement – les deux pouvant mutuellement se manifester dans un contexte de baisse conjointe des prix d'actifs et de l'activité – il n'est pas possible d'écarter l'impact macroéconomique du comportement d'offre des bailleurs de fonds¹. La littérature relative au canal du crédit par exemple indique que les décisions des banques en matière d'octroi et de tarification des prêts, influencées par le niveau de risque global et les garanties offertes par les emprunteurs, influent sur l'activité économique.

Les facteurs influençant l'offre de financement doivent donc être considérés avec attention, et en premier lieu les chocs monétaires et financiers (formation de bulles et explosion), susceptibles d'affecter le comportement des banques. À cette fin, les sous-sections suivantes visent à souligner l'exposition croissante des établissements de crédits aux cycles financiers.

5.1.2 Comportement « excessif » des banques

Concernant le lien prix d'actifs / fonds propres bancaires, les comportements « excessifs » prêtés de façon générale aux investisseurs permettent d'expliquer pourquoi les banques sont devenues plus sensibles aux cycles financiers. Deux approches s'opposent sur ce point.

La première insiste sur les mécanismes de protection publique, du type prêteur en dernier ressort et plans de sauvetage, qui créent un aléa moral et n'incitent guère à la discipline. Suivant ce point de vue, les crises bancaires seraient essentiellement imputables à une libéralisation financière insuffisante, qui aurait laissé trop de poids à l'intervention publique et pas assez à la discipline de marché.

L'approche alternative met l'accent sur les *esprits animaux* des banques (Miotti & Plihon (2001)), dont certaines opérations financières répondent à la définition de spéculation proposée par Kaldor². Dans cette veine, l'analyse développée par Kindelberger (1996) suggère que les crises financières sont l'aboutissement d'un épisode spéculatif auquel les banques ne sont pas étrangères. Un choc exogène provoquant un découplage avec les fondamentaux en constitue généralement l'amorce. Au cours d'une vague spéculative, la majorité des acteurs alimentent la hausse des prix d'actifs, soit par mimétisme (Rajan (1994)), soit par crainte de passer à côté d'opportunités de gains qui pourraient par ailleurs renforcer les résultats de la concurrence. Alors que normalement les erreurs dans la formation des prix et l'estimation des risques se compensent au niveau agrégé avec la diversité des positions prises par les agents, l'homogénéité des comportements (*via* la gestion indiciaire par exemple) accroît au contraire le risque d'instabilité du système financier.

La perte de vue des fondamentaux profite également à la formation d'un contexte de myopie face au désastre (Minsky (1980)). Cédant à l'euphorie ambiante, les banques es-

¹Cf. Bernanke (1990) et Kashyap et al. (1993), voir section 5.3.1.1.

²Ces opérations spéculatives impliquent des prises de position sur le taux d'intérêt, le taux de change ou les actions. Elles sont motivées par l'espoir de plus-values liées aux mouvements anticipés des prix d'actifs, sans contrepartie directe dans la sphère réelle. Enfin, elles s'effectuent à crédit, les capitaux engagés étant empruntés de sorte à faire jouer des effets de levier. Cf. Plihon (1996).

pèrent réaliser des gains sur des opérations purement financières. La probabilité subjective de désastre décroît avec la formation d'une bulle, ce qui les conduit à sous-estimer les risques et à prêter des fonds de manière excessive. Les projets d'investissement considérés comme peu rentables en temps normal sont plus facilement financés. Dans ce contexte, la qualité de l'actif bancaire (mais aussi du passif coté) se détériore sans que les banques en aient conscience, pas plus qu'elles n'ont le sentiment de prendre davantage de risques (Herring (1999)).

Ainsi, l'activité et le comportement des intermédiaires financiers évoluent de concert avec les marchés financiers. En phase de croissance, le renforcement (illusoire) de leur santé financière, occasionné par les gains financiers, les incite à financer des projets plus risqués³. Le retournement de cycle révèle l'exposition excessive au risque et entraîne alors une phase de détresse financière marquée par une frilosité tout aussi excessive des banques⁴, voire par un épisode de *credit crunch*. Les banques contribuent à la formation de bulles et en subissent les conséquences.

Le dynamisme des opérations de fusions-acquisitions dans le milieu financier, deuxième secteur en la matière derrière celui des TMT au cours des années 1990, suscite à cet égard certaines interrogations. Comme le montre le graphique 5.1, l'accélération de ces opérations coïncide avec la bonne tenue des marchés boursiers. Alors que leur volume se situe en moyenne autour de 50 milliards de dollars au début des années 1990 en Europe, il atteint 170 milliards en 1997 et plus de 250 milliards de dollars en 1999.

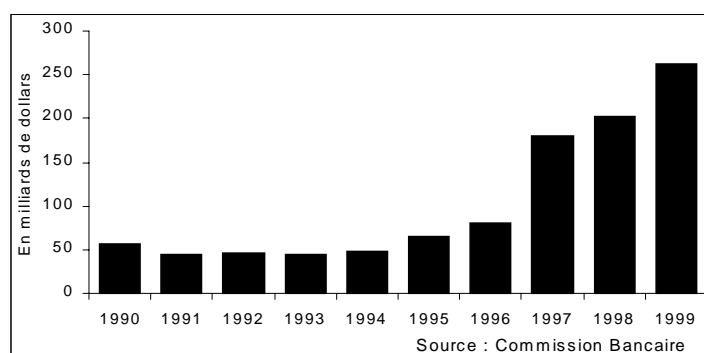


FIG. 5.1: Fusions & Acquisitions dans le secteur financier européen (en volume)

Or, ces rapprochements ne sont pas souvent sources de gains en termes de pouvoir de marché et d'efficacité (économie de gamme et d'échelle). Les études soulignent au contraire

³Borio et al. (1994) relèvent que partout où les cycles de prix d'actifs ont été marqués (Finlande, Suède, Norvège, Japon, Royaume-Uni, Australie et États-Unis), la corrélation entre crédits/PIB et prix d'actifs (mesurés par un indice synthétique) est forte et significative. Par suite, l'expansion du crédit alimente les bulles financières, à travers une spirale auto-entretenu telle que la valorisation induite des prix d'actifs facilite en retour l'octroi de crédits nouveaux.

⁴Voir par exemple Aglietta (1993) : « *Comme les banques sont à la fois des prêteurs et des emprunteurs à effet de levier élevé, une baisse sévère de leur richesse nette les empêche de fournir de nouveaux crédits, et peut-être de renouveler les anciens.* ».

les surcapacités, les difficultés de gestion et les gaspillages induits (Rhoades (1998)). C'est pourquoi d'autres déterminants, tels que les effets de mimétisme, méritent d'être soulignés (Commission Bancaire (1999)). L'accroissement de la valorisation de certains établissements ayant créé des capacités d'acquisitions, les marchés boursiers ont contribué à amorcer puis à accélérer le processus de concentration bancaire. Ainsi, la valorisation favorable des entités financières a encouragé les opérations de fusion-acquisitions, et donc le surinvestissement, de la même façon que la morosité boursière du début des années 2000 s'est accompagnée d'un net recul des opérations de rapprochement (-15.7% en 2000 et -44.1% en 2001 en valeur).

Par ailleurs, en favorisant le basculement d'une logique d'endettement administré à une logique de marchés financiers libéralisés, la libéralisation financière a contribué à renforcer le lien entre l'activité bancaire et les cycles financiers.

5.1.3 Les effets de la libéralisation financière

Les réformes mises en œuvre au cours des années 1980 ont permis un essor important de la finance directe, au détriment des crédits bancaires. Dans la plupart des pays, le taux de mobiliérisation des financements, mesurant la proportion de financement effectuée par émission de titres, s'est dès lors accru de façon régulière (cf. Plihon (1999)).

Le tableau 5.2, qui retranscrit l'évolution d'une partie des bilans des banques françaises, est représentatif des ajustements induits par le passage d'une intermédiation de bilan à une intermédiation de marché. Celle-ci se manifeste de trois façons.

En % du bilan	1990	1993	1997	1999	2001
Actif					
Crédits à la clientèle	40,2	38,7	33,2	32,45	33,85
Titres	9,4	11,9	17,8	30,25	28,44
Passif					
Dépôts de la clientèle	33,9	25,8	27,5	26,91	27,61
Titres	9,5	25,6	21,8	32,79	32,39

Source : Commission bancaire

TAB. 5.2: Bilan agrégé de l'ensemble des établissements de crédit (France)

D'abord, la mobiliérisation des bilans s'est traduite par un accroissement de la part des titres, aussi bien à l'actif (où les titres font part égale avec les crédits) qu'au passif (où ils rejoignent celle des dépôts). De même, alors que le poids des titres à l'actif des banques AFB est négligeable jusqu'à la fin des années 1980, il n'a cessé de s'accroître pour atteindre près de 36% du bilan agrégé, et dépasser ainsi l'activité traditionnelle de crédits. Ensuite, les opérations hors-bilan, qui regroupent les engagements futurs ou virtuels n'ayant pas donné lieu à un flux de trésorerie, ont connu une progression soutenue depuis une quinzaine d'années. Leur poids a été multiplié par huit entre 1990 et 1997 en France et les opérations associées représentent désormais environ quatre fois la taille du bilan agrégé. Le développement de ces opérations sur instruments financiers (devises, titres, produits

dérivés), à vocation de couverture, d'arbitrage, mais aussi de spéculation, témoigne de l'implication croissante des banques sur les marchés financiers. Enfin, un troisième facteur remarquable lie les comportements ou du moins les résultats bancaires aux marchés financiers : la *marchéisation* des conditions bancaires. Ce processus, selon lequel les banques s'alignent sur les conditions de marché, a notamment pour conséquence de renforcer la procyclicité des pratiques bancaires.

Globalement, le passage à une intermédiation de marché fait qu'aujourd'hui les banques sont beaucoup plus exposées aux mouvements financiers. Le graphique 5.2 témoigne de la volatilité du portefeuille agrégé d'actions détenu par les banques américaines. Alors qu'il passe de 18 à 118 milliards de dollars (en volume) entre l'automne 1997 et la fin 2000, il retombe à 45 milliards au deuxième trimestre 2002.

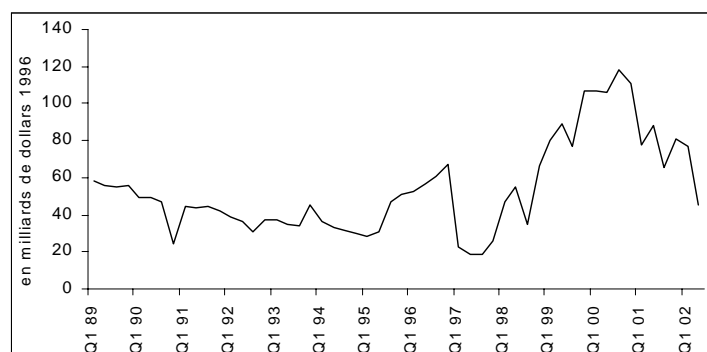


FIG. 5.2: Portefeuille d'actions à l'actif des banques U.S.

Mesuré à sa valeur de marché (*mark to the market*), le portefeuille de titres rend très instables les résultats bancaires⁵. Au Japon par exemple, au moment du pic boursier de 1989, 67% des profits bancaires provenaient des plus-values sur titres. Exposées de façon traditionnelle au risque de contrepartie, les banques doivent désormais faire face en plus au risque de marché⁶.

Certaines réactions des superviseurs bancaires sont à cet égard révélatrices. Par exemple, le principal système de notation des banques aux États-Unis, connu sous l'acronyme *CAMEL* (*Capital adequacy, Asset quality, Management, Earnings, Liquidity*) a intégré en 1997 un sixième élément d'évaluation, à savoir l'exposition de l'établissement au risque de marché (l'acronyme devient alors *CAMELS*, *S* pour *Sensitivity to market risk*).

Ces arguments expliquent pourquoi, au cours des deux précédentes décennies, la chute de la rentabilité moyenne des banques a été plus sévère dans les pays où le cycle des prix

⁵Lambert, Le Cacheux & Mahuet (1997) soulignent à cet égard que « pour la plupart des pays, le lien entre la taille relative des portefeuilles de titres et les indices boursiers atteste d'une forte sensibilité des comportements d'investissement aux variations de prix, cela malgré la part relativement faible des actions dans le total du portefeuille ».

⁶Kaufman (1998, p.9-10) par exemple constate que : « [...]asset prices bubbles have played a major role in producing large bank losses and widespread bank insolvencies in many countries ».

d'actifs a été le plus marqué, comme au Japon ou dans les pays scandinaves. De même, l'explosion de la bulle de la « Nouvelle Économie » n'a pas été étrangère aux difficultés rencontrées par les banques allemandes⁷.

Mais les *esprits animaux* des investisseurs, attisés par la libéralisation financière, ne constituent pas l'unique déterminant de la procyclicité des comportements bancaires. Certaines pratiques comptables y contribuent également.

5.1.4 La gestion procyclique des pertes attendues

La thèse développée dans ce chapitre vise à établir que les variations du capital réglementaire des banques influent sur les conditions auxquelles elles se financent et donc auxquelles elles prêtent aux firmes. Or, il se trouve que la procyclicité du capital bancaire est en grande partie liée aux règles comptables actuelles, régissant la prise en compte des risques et en particulier la politique de provisionnement.

Le cadre comptable actuel n'autorise la comptabilisation des provisions pour dépréciation d'actifs qu'une fois la perte avérée. Cette norme répond à une logique d'inventaire de l'exercice qui veut que seules les charges et les revenus effectivement réalisés sur la période d'activité soient enregistrés. Pourtant, le risque de crédit naît dès la signature du contrat et perdure sur toute sa durée. Comme les pertes apparaissent souvent trop tard dans les comptes, les provisions ne reflètent pas scrupuleusement le risque de crédit inhérent au portefeuille de prêt.

Mais, surtout, ce mode de comptabilisation est un facteur important de procyclicité des banques en matière d'offre de crédit. Comme le montrent Clerc, Drumetz & Jaudoin (2001), Jaudoin (2001) et la Banque de France (2001), le ratio pertes pour provisions sur total des prêts a clairement évolué dans le sens opposé du taux de croissance du PIB au cours du dernier cycle français (1992-1999). L'évolution du ratio résulte d'un double mouvement pro-cyclique :

- en phase d'expansion économique, la distribution de crédits augmente le dénominateur et la diminution des créances douteuses fait baisser le numérateur ;
- en phase de ralentissement, la révélation des pertes accroît le montant des dotations aux provisions en même temps que l'octroi des prêts diminue. L'effet n'est pas d'ampleur équivalente au cas précédent : l'asymétrie du mécanisme est importante, car l'augmentation des dotations pour provisions est d'autant plus forte que le volume de crédits préalablement accordés en phase de croissance est important.

Les estimations empiriques confirment incontestablement la procyclicité des pratiques de provisionnement des banques. C'est le cas par exemple de l'étude de Borio, Furfine & Lowe (2001), dont certains résultats sont reproduits dans le tableau 5.3. Les travaux de Laeven & Majnoni (2003), portant sur quarante pays, confirment que les banquiers

⁷La Commerzbank par exemple a vu sa capitalisation boursière fondre de plus de 70% entre janvier et septembre 2002. Les plus-values latentes sur le portefeuille de participations de la deuxième banque privée allemande, HVB, sont passées de 4,2 milliards d'euros à 180 millions d'euros entre juin et septembre 2002.

retardent généralement leurs dotations aux provisions en phase ascendante du cycle et se retrouvent forcés de provisionner massivement en phase de ralentissement.

Pays	Corrélation	Pays	Corrélation
Australie	-0.88	Allemagne	-0.21
Italie	-0.21	Japon	-0.43
Norvège	-0.35	Espagne	-0.41
Suède	-0.83	Roy.-Uni	-0.38

Source : Borio & Al. (2001). Période : 1980-2000.

TAB. 5.3: Corrélation entre output gap et provisions/prêts

Or, par définition, la procyclicité des dotations pour provisions implique celle des fonds propres bancaires. Et comme l'érosion inhérente du capital bancaire⁸ est aggravée par un effet volume en phase décroissante du cycle, l'augmentation des pertes incite les banques à restreindre leur offre de financement à un moment où les firmes auraient le plus besoin de liquidité. *In fine*, la contraction de l'activité est donc amplifiée.

Associée aux attitudes spéculatives et à la *myopie* des investisseurs, cette forme de comptabilisation explique la mauvaise perception des risques et la dégradation larvée des bilans bancaires en phase croissante du cycle.

5.2 L'influence des fonds propres bancaires sur l'offre de crédit

Il convient à présent d'examiner si la position en capital des banques influe sur le volume et/ou les conditions de prêts. Avant d'exposer les arguments théoriques et les indices empiriques qui établissent ce lien, il est important de préciser la notion de fonds propres.

5.2.1 Définition des fonds propres bancaires et principe du canal des fonds propres bancaires

Comme le canal du capital bancaire ne répond pas tout à fait à la même logique selon que l'on considère les *fonds propres* ou le *capital réglementaire*, il est important de définir précisément ces deux notions.

Le comité de Bâle sur le contrôle bancaire a proposé en 1988 l'application d'une norme prudentielle minimale entraînant l'obligation⁹, pour les banques à vocation internationale

⁸Le capital coté est lui aussi visé : Docking, Hirschey & Jones (1997) trouvent que les cours boursiers des banques américaines réagissent de manière négative et significative à l'annonce d'un accroissement des dotations pour provisions.

⁹En fait, le Comité de Bâle formule des recommandations qui n'ont pas de caractère juridique contraignant. Néanmoins, les membres qui participent à l'élaboration des recommandations s'efforcent de les faire appliquer dans leur pays.

de disposer à tout moment d'un montant de fonds propres au moins égal à 8% de leurs risques pondérés, comptabilisés au bilan et hors-bilan (obligation devant s'appliquer à partir de la fin de l'année 1992 dans tous les pays). Quatre taux de pondération différents sont assignés aux opérations de bilan, selon le risque de la contrepartie et les garanties attachées aux opérations. Les prêts aux autres établissements de crédit, les prêts hypothécaires et autres crédits à la clientèle des pays de l'OCDE sont respectivement pondérés à hauteur de 20, 50 et 100%. Les crédits à l'État ont une pondération nulle. Enfin, les pondérations assignées aux prêts destinés aux pays non-membres de l'OCDE sont fixées à 100%, quelle que soit la contrepartie.

Le Comité de Bâle considère que l'élément essentiel des fonds propres (le *Tier I*) se compose du capital social et des réserves publiées, noyau dur commun à tous les pays. D'autres composantes peuvent être comptabilisées : les réserves occultes, les réserves de réévaluation, les plus-values latentes de réévaluation du portefeuille de titres, les provisions générales et la dette subordonnée (*Tier II*). La somme des deux composantes, qui doit être constituée pour moitié au moins du Tier I, correspond au *capital réglementaire*.

Une fois définies, les notions de fonds propres (*Tier I*) et de capital réglementaire (*Tier I + Tier 2*) permettent de préciser la nature du mécanisme étudié dans ce chapitre. Le principe du canal des fonds propres bancaires est le suivant : un choc récessif provoqué par une chute des prix d'actifs (immobiliers ou boursiers) réduit les résultats des établissements bancaires. À ce stade, deux effets peuvent jouer. D'une part, la chute du capital réglementaire accroît le risque de dépassement du seuil d'exigence en fonds propres. Partant, certaines banques sont forcées de réduire leur offre de crédit, le temps de réajuster leur capital réglementaire aux niveaux exigés. D'autre part, la baisse des bénéfices mis en réserve érode les fonds propres bancaires. Dès lors, en cas d'asymétrie d'information entre les banques et leurs créanciers, les premières doivent supporter des conditions de financement plus drastiques, qu'elles répercutent ensuite sur les conditions de crédits aux entreprises.

Dans les deux cas, le *capital crunch* peut entraîner un *credit crunch* : les emprunteurs de « bonne qualité » ne peuvent pas emprunter les montants qu'ils désirent, parce que les banques ne *veulent* ou ne *peuvent* pas prêter. Elles ne souhaitent pas financer de projets s'il leur est plus difficile d'augmenter le coût du crédit sans aggraver le phénomène d'anti-sélection. Elles sont dans l'incapacité de prêter si la perception de leur propre faiblesse par la communauté financière les empêche de lever (à un coût raisonnable) des fonds nécessaires pour alimenter la demande ou si elles risquent de violer la contrainte réglementaire. C'est l'idée défendue par Syron (1991), gouverneur de la Banque Fédérale de Boston, pour expliquer la récession américaine du début des années 1990.

Finalement, si les firmes ne peuvent facilement substituer du crédit bancaire à d'autres formes de financement, elles se retrouvent dans l'incapacité d'investir. Comme la baisse consécutive de l'activité entretient la diminution des fonds propres, les banques agissent à la fois comme des vecteurs et des amplificateurs de chocs financiers. La sous-section suivante étudie de façon plus approfondie comment les contributions théoriques associent la position bilancielle des banques à leur comportement d'offre de crédits.

5.2.2 Relations théoriques entre capital bancaire et crédits

La question de l'incidence de la santé bancaire sur le paysage économique est au cœur des modèles de panique bancaire. Mais, par essence, leur préoccupation porte davantage sur le comportement des déposants que sur la relation entre la richesse des établissements de crédit et l'ajustement inhérent de leur portefeuille d'actifs. La contribution de Chen (2001) se situe à la frontière de ces deux problématiques. Comme il est supposé que les ménages ne prêtent qu'aux banques correctement capitalisées, celles-ci ne peuvent lever des fonds qu'à la condition de présenter des garanties suffisantes. Si ce n'est pas le cas, elles doivent se résoudre à diminuer leurs prêts. Il s'ensuit alors une réduction de l'investissement qui, à son tour, accentue la baisse des revenus des banques et des entreprises. Le choc initial est donc amplifié par un mécanisme auto-entretenu de déflation par la dette.

La plupart des travaux théoriques qui se concentrent sur la relation entretenue par la richesse des banques et leur comportement de prêts a été motivée par l'adoption des exigences réglementaires en capital. Sur le plan microéconomique, Thakor (1996) et Passmore & Sharpe (1994) montrent que les modifications réglementaires qui augmentent le coût (d'opportunité) des prêts relativement à d'autres investissements peuvent se traduire par un déclin du crédit.

La contribution de Blum & Hellwig (1995) est représentative des études menées sur le plan macroéconomique. Les auteurs soulignent trois conditions nécessaires à l'existence du canal du capital bancaire :

- H1 Les banques sont contraintes de respecter un niveau de capital réglementaire minimum ;
- H2 Il est coûteux pour les banques de se recapitaliser en temps de détresse financière ;
- H3 Le prêt bancaire constitue une source de financement externe indispensable pour de nombreuses firmes.

Ces trois hypothèses fondatrices méritent une grande attention. D'abord, on peut s'interroger sur le caractère *nécessaire* d'une contrainte réglementaire de fonds propres pour fonder un lien entre le capital des banques et leur activité de crédit. Il n'est en effet pas abusif de considérer que les dirigeants ont, en l'absence de toute réglementation, un objectif spontané de fonds propres destiné à limiter le risque de faillite. Par ailleurs, une banque faiblement capitalisée et dévaluée en conséquence par les agences de notations subit des pressions financières (Hancock & Wilcox (1992)). Il lui est alors plus difficile de se financer. Cette seule hypothèse suffit à conférer aux banques la capacité de diffuser et d'amplifier les chocs. Autrement dit, le canal du capital bancaire peut en réalité se passer d'un seuil d'exigence en fonds propres. Si ce dernier est malgré tout souvent retenu dans les travaux théoriques, c'est parce qu'il réduit à deux cas le nombre de configurations à étudier : la contrainte est serrée ou non¹⁰.

Ensuite, l'assertion *H2* se fonde sur l'hypothèse d'un marché du capital imparfait. Comme les firmes, les banques souffrent d'un défaut d'information quant à leurs objectifs

¹⁰Voir Peek & Rosengren (1995*b*) par exemple.

et doivent supporter une prime d'agence. Par conséquent, le nouveau capital ne peut pas toujours être émis à un prix jugé raisonnable par les dirigeants et les actionnaires en place¹¹. Enfin, *H3* traduit le fait que le marché du crédit est lui aussi imparfait. Une littérature abondante, fondée sur la théorie de l'agence, montre qu'il n'y a pas d'autres modes de financement possible que le financement bancaire pour les entreprises à forte asymétrie d'information¹².

Sous ces conditions, Blum & Hellwig (1995) montrent qu'un choc récessif, quel qu'il soit, réduit la capacité des firmes à honorer leur dette, et détériore en conséquence la position bilancielle des banques. Incapables de lever du capital nouveau, ces dernières sont conduites à restreindre leurs crédits, sous peine sinon de violer les exigences en fonds propres. Ainsi, la prise en compte des contraintes financières auxquelles sont soumises les banques se traduit par une amplification des chocs : « *A rigid link between bank equity and bank lending may act as an automatic amplifier for macroeconomic fluctuations, inducing banks to lend more when times are good and to lend less when times are bad, thus reinforcing any underlying shocks.* » (p.740). Cette amplification du cycle est d'autant plus préjudiciable si le choc initial est un choc agrégé, de type krach boursier, qui conduit une majorité de banques à réduire simultanément leurs prêts.

Dans la même veine, Furfine (2000) montre que la mise en œuvre des contraintes réglementaires en fonds propres constitue un facteur déterminant pour expliquer le *credit crunch* américain du début des années 1990. Gorton & Winton (1998) démontrent également que la richesse bancaire n'est pas neutre sur les capacités de financement des banques. Bruno & Prunier (2003) précisent qu'un choc affectant le capital des petites banques a un impact plus important sur la disponibilité du crédit qu'un choc identique frappant les grandes banques.

L'étude de l'incidence du capital bancaire sur les mécanismes de transmission des chocs de politique monétaire constitue un prolongement logique de cette littérature. Les travaux théoriques de Tanaka (2002), Bolton & Freixas (2001), Van Den Heuvel (2002a) Yuan & Zimmermann (1999), Chami & Cosimano (2001) et Meh & Moran (2003) creusent justement cette piste (voir section 5.4.1). Ce faisant, ils renforcent les arguments développés jusqu'ici.

Enfin, Peek & Rosengren (1995b) proposent un modèle très simple dont la résolution permet de confirmer que ce sont les banques contraintes qui contractent le plus fortement leurs crédits en réponse à un choc sur leur capital. En même temps, cette contribution augure des difficultés de validation empirique de l'accélérateur financier bancaire : comme les banques saines sont plus sensibles aux chocs de demande qu'aux chocs de capital, il est *a priori* difficile de distinguer la responsabilité de la baisse des fonds propres quand elle survient conjointement à une contraction de l'activité économique.

¹¹Voir Myers & Majluf (1984), Bolton & Freixas (2001), Greenwald & Stiglitz (1990), Calomiris & Hubbard (1995), Stein (1998) et Cornett & Tehranian (1994) pour une justification portant sur les firmes et les banques, à la fois sur le plan théorique et empirique.

¹²Cf. section 4.3.1.2 p.202.

5.2.3 Accumulation d'indices empiriques

Si une détérioration de la structure financière des bilans des banques affecte leur capacité de financement, elles peuvent répercuter de deux façons ce surcoût sur les firmes, en restreignant l'offre de prêts et/ou en augmentant le coût du crédit.

5.2.3.1 Impact sur les volumes octroyés

Globalement, deux types de méthode ont été employés pour étudier empiriquement le lien entre les capitaux propres et l'offre de crédits. La première consiste à montrer que la mise en place des contraintes réglementaires de fonds propres a entraîné une phase d'ajustement des bilans qui a pesé sur la croissance des crédits (une fois contrôlées les variables macroéconomiques susceptibles d'interférer). La seconde s'appuie sur des données individuelles et vise à démontrer que les banques les mieux capitalisées sont plus généreuses en matière de crédits que leurs homologues moins bien capitalisées. L'impact supposé des fonds propres est dans les deux cas mesuré à l'aune de l'élasticité estimée du taux de croissance du crédit au capital bancaire.

Au préalable, notons que les banques ont théoriquement la capacité d'immuniser leur portefeuille de créances lorsqu'elles se rapprochent de la contrainte de fonds propres. D'abord, il leur est possible de vendre des titres privés et de titriser certains crédits. Par ce moyen, elles allègent leur bilan en se dessaisissant d'actifs illiquides et se défont de leur financement. Ce qui pourrait être perçu comme une baisse des crédits octroyés n'est en fait qu'une modification du mode de financement ou de la nature du créancier. De plus, du côté du passif, les banques peuvent se refinancer par le biais d'émission de dettes subordonnées. Ensuite, pour distinguer ce qui relève de la volonté ou de la possibilité des banques de prêter, il est nécessaire de prendre en compte l'évolution conjointe des risques de crédit, par exemple grâce à une mesure des prêts non performants (généralement approchée par les provisions). Enfin, diverses variables réelles (production industrielle, output gap, etc.) doivent être prises en compte pour traduire les effets de demande. La plupart des travaux empiriques évoqués ci-dessous considèrent ces différents points, de façon à ne capter que les seuls effets imputables aux fonds propres bancaires.

Dans cet esprit, Bernanke & Lown (1991) indiquent que la baisse du capital des banques a été le facteur le plus déterminant de la baisse de l'offre de prêts lors de la récession de 1990. Peek & Rosengren (1995a) parviennent à la même conclusion. Suivant le scénario de *capital crunch*, les pertes induites par l'effondrement des cours immobiliers ont pesé sur les résultats des banques et donc sur leur capital. Partant, de nombreux établissements ont dû vendre des titres et renoncer à prêter. Les auteurs soulignent qu'à cette occasion la détention de titres publics a davantage augmenté et les prêts davantage diminué par rapport à leur tendance historique respective, en particulier chez les banques les moins bien capitalisées initialement¹³.

La plupart des travaux étudiant dans cette lignée le lien entre capital des banques, prêts bancaires et ratios prudentiels attribue effectivement le *credit crunch* américain aux

¹³C'est ce que trouvent aussi Hancock & Wilcox (1992), Hall (1995) et Haubrich & Wachtel (1993).

lourdes pertes en capital des banques, combinées aux nouvelles exigences prudentielles¹⁴. Par exemple, les simulations de Furfine (2000) indiquent qu'une diminution de 1% du capital des banques entraîne une réduction de 5.5% des crédits octroyés.

Toutefois, les faillites des firmes, s'accompagnant naturellement d'une baisse de la demande de financement, pèsent aussi sur le résultat des banques. L'influence des besoins de financement ne peut donc pas, *a priori*, être négligée. Mais cette réserve est écartée par les travaux de Brinkmann & Horvitz (1995) d'une part ; preuve que l'affaïssement de la demande de crédit n'a pas été une explication déterminante (sinon pas la seule explication) de la baisse importante des prêts au début des années 1990, ces auteurs montrent que les banques confortablement capitalisées ont été plus généreuses en termes de crédits que les entités moins bien capitalisées¹⁵. D'autre part, les estimations de Peek & Rosengren (1995b), fondées non pas sur l'actif mais sur le passif des banques (pour justement isoler les effets de demande), confortent l'hypothèse de *capital crunch*.

L'importance des critères du Comité de Bâle sur la contraction de l'offre de financement bancaire est aussi mise en évidence au Canada (Wagster (1999)) et en Finlande (Vihriala (1996), Pazarbasioglu (1996)). Mais outre les États-Unis, le Japon constitue un sujet d'étude intéressant. En effet, les banques japonaises détiennent des portefeuilles d'actions particulièrement volumineux, puisqu'elles sont généralement actionnaires des compagnies avec lesquelles elles entretiennent des relations de long terme. Étant donnée cette caractéristique structurelle, les régulateurs japonais sont parvenus à imposer les plus-values latentes (définies comme la différence entre la valeur historique et la valeur de marché) comme partie intégrante du *Tier II*.

Par conséquent, autant la forte croissance financière de la fin des années 1980 a renforcé les ratios de solvabilité apparents des banques japonaises, autant la chute des cours boursiers entre 1990 et 1992 a nécessité des ajustements brutaux pour recouvrer les niveaux réglementaires. L'effondrement du Nikkei et la baisse associée des plus-values latentes au sein des 87 banques que compte l'échantillon utilisé par Ito & Sasaki (1998) sont rapportés dans le tableau 5.4. L'émission abondante de dettes subordonnées, dont la croissance atteint 54% entre 1991 et 1992, a contribué à limiter la baisse du ratio capital/actifs pondérés. Mais elle n'a pas empêché le ratio Cooke de nombreux établissements de tomber en-dessous de la limite réglementaire des 8%.

Le tableau 5.5 répertorie la proportion de grandes banques japonaises affichant un ratio inférieur à 8.5%. En septembre 1990, près du quart seulement des grandes banques respectent la norme prudentielle. Un an plus tard, un établissement sur trois est encore

¹⁴Voir par exemple Shrieves & Dahl (1995), Jacques & Nigro (1997), Wall & Peterson (1995), Moore (1992), Cantor & Johnson (1992), Baer & McElravey (1993), Baer & McElravey (1992), Hancock, Laing & Wilcox (1995), Cantor & Wenninger (1993), Furlong (1992). Certaines études sont plus nuancées. Rodrigues (1993) indique que les effets du critère prudentiel sur la détention d'actifs publics sont globalement négligeables, sinon significatifs pour les seules banques faiblement capitalisées. Pour Berger & Udell (1994), l'effet des exigences de fonds propres est significatif, mais ne l'est pas davantage au début des années 1990.

¹⁵Dans le cas où la demande serait capitale, il ne devrait pas y avoir de différence notable entre les banques faiblement et fortement capitalisées.

	sept-90	sept-91	sept-92	sept-93
Indice Nikkei 225	23936	23039	18203	20615
Taux de croissance annuel (2)	-25,91	-3,75	-20,99	13,25
Plus-values latentes (1)	62601	91916	56654	87779
Taux de croissance annuel (2)	-50,39	46,83	-38,36	54,94
Stock de dettes subordonnées (1)	nd	17317	26660	28054
Taux de croissance annuel (2)	nd	15,00	53,95	5,23
Encours de crédits (1)	1568358	1653748	1710715	1738974
Taux de croissance annuel (2)	2,72	5,44	3,44	1,65

(1) en milliards de yens, (2) taux de croissance semestriel pour la première observation.
 Source : Ito & Sasaki (1998). Échantillon de 87 banques.

TAB. 5.4: Quelques caractéristiques bancaires du Japon entre 1990 et 1993

contraint. Enfin, en septembre 1993, environ 10% des grandes banques ne respectent toujours pas les exigences en fonds propres¹⁶. Parallèlement, les encours de crédit ont continué à augmenter, mais à un rythme plus faible.

	sept-90	sept-91	sept-92	mars-93
<i>City Banks</i> (11)	90,91%	45,45%	9,09%	0,00%
<i>Long-term credit Banks</i> (3)	100,00%	66,67%	0,00%	66,67%
<i>Shintaku Banks</i> (7)	28,57%	0,00%	14,29%	0,00%
Total	71,43%	33,33%	9,52%	9,52%

() = ne nombre de banques correspondantes dans l'échantillon de Ito & Sasaki (1998).

TAB. 5.5: Proportion des grandes banques dont le Cooke est inférieur à 8.5%

Ito & Sasaki (1998) rejoignent Honda, Kawahara & Kohara (1995) pour conclure que les établissements affichant les ratios les plus faibles ont eu tendance à réduire leurs prêts. Par conséquent, si comme l'indique Gibson (1995), une fois contrôlés leurs cash-flows et leur valeur de marché, les firmes rattachées aux banques les moins saines ont clairement moins investi que les autres, la faiblesse de certaines institutions doit expliquer en partie la mauvaise conjoncture nipponne. Les simulations VAR de Kim & Moreno (1994) indiquent d'ailleurs que la réponse des prêts bancaires aux chocs boursiers est positive et significative sur la période 1983-1993.

Enfin, si globalement les encours de crédit ont continué à augmenter au Japon, quoique à un rythme faible, les banques japonaises vont en réalité surtout se désengager d'une partie de leurs activités à l'étranger, et en particulier aux États-Unis. C'est un point étudié en détail par Peek & Rosengren (1997). Ce faisant, ils proposent une méthode singulière qui permet d'isoler les effets d'offre des effets de demande. Car ce choc financier, propre

¹⁶Peek & Rosengren (1997) rapportent également que la chute spectaculaire du Nikkei, qui perd environ la moitié de sa valeur entre 1989 et le début de l'année 1992, a occasionné un effondrement tout aussi important des banques japonaises. Partant, un grand nombre d'entre elles – dont cinq des dix plus grandes banques au monde – ont atteint des niveaux de ratio Cooke inférieurs à 8%.

au Japon, a influencé les banques nippones indépendamment de la demande de financement des firmes américaines (plutôt soutenue, au sortir de la récession). Les estimations, réalisées sur la période 1988-1995 confirment que la baisse du capital des maisons-mères a eu un impact significatif sur le comportement de prêt des agences nippones aux firmes américaines. Ainsi, ces résultats permettent de lever toute ambiguïté quant à l'incidence de la capitalisation bancaire sur l'offre de prêts.

5.2.3.2 Impact sur le coût du crédit bancaire

Si un large consensus s'accorde donc à admettre l'influence du bilan bancaire sur le volume de financement consenti, le coût et les conditions de crédit¹⁷ sont également visés (Lown & Morgan (2002)). Des preuves convaincantes sont apportées par Hubbard, Kuttner & Palia (1999). Leur étude s'appuie sur un échantillon de 11621 contrats concernant 4840 banques, rassemblant des informations relatives à la fois aux caractéristiques des prêts, des emprunteurs et des créanciers. Les principaux résultats sont les suivants.

D'une part, une fois contrôlées les caractéristiques des emprunteurs, le coût du crédit imposé par les banques faiblement capitalisées est significativement plus élevé. Ce résultat rejoint ceux de Lown & Peristiani (1996), qui indiquent qu'au cours du *credit crunch* des années 1990, les banques sous-capitalisées ont infligé un taux d'emprunt supérieur à la moyenne. Mais l'apport de Hubbard et al. (1999) est encore plus déterminant dans la mesure où, puisqu'ils neutralisent les caractéristiques des emprunteurs, l'effet mis en évidence est alors indépendant de celui théoriquement imputable à l'accélérateur financier. D'autre part, ils montrent que ce sont essentiellement les firmes à fort coût d'agence (les petites entreprises ou celles dont la dette n'est pas notée) qui subissent le resserrement du coût de l'emprunt.

Ainsi, à la lumière de ces différents travaux empiriques, il est possible d'affirmer que la richesse nette des établissements bancaires influe sur le volume des fonds offerts et/ou sur le coût du crédit. De plus, la relation entre capital bancaire et offre de crédit résiste à la prise en compte des possibilités de contournement (vente de titres, titrisation, émission de capital nouveau ou de dettes subordonnées). Il en va de même lorsque les caractéristiques des emprunteurs sont contrôlées. Les effets mis en évidence ne sont donc pas l'apanage du mécanisme d'accélérateur financier.

Mais aucune de ces études n'examine l'incidence du cycle financier de la fin des années 1990 en termes de diminution des fonds propres bancaires et de baisse induite des crédits. La section suivante vise à combler ce manque, en essayant de révéler statistiquement la manifestation du canal du capital bancaire aux États-Unis.

¹⁷C'est-à-dire l'ensemble des mécanismes institutionnels assortis aux prêts ou coût du crédit dans un sens très large : tarif, maturité, garanties, lien avec la *prime rate*, etc.

5.3 Le dernier cycle financier au filtre du canal des fonds propres : un examen empirique

Le dernier cycle financier a été marqué par une rapide croissance des prix d'actifs entre 1996 et 1999, puis par un effondrement tout aussi spectaculaire. Bien que cette séquence de *boom and bust* concerne la plupart des pays industrialisés, l'examen qui suit se concentre essentiellement sur l'économie américaine, du fait de l'abondance et de la disponibilité des données bancaires. Ces dernières permettent d'étudier, au filtre du canal du capital bancaire, l'incidence des mouvements amples de prix d'actifs sur le comportement d'offre de crédits des banques. L'analyse statistique s'appuie dans un premier temps sur des données agrégées, et dans un second temps sur des données individuelles bancaires.

5.3.1 Examen sur le plan agrégé

Avant d'envisager un examen destiné à révéler la manifestation du canal des fonds propres bancaires, il est nécessaire d'évaluer l'évolution de l'offre de crédit dans le sillage de l'effondrement des cours boursiers.

5.3.1.1 Baisse de l'offre de crédit ?

La principale difficulté posée par l'étude du crédit concerne la distinction entre les évolutions imputables à l'offre et à la demande (Sharpe (1995)). Mais Kashyap et al. (1993) ont proposé une méthode d'identification des effets d'offre qui consiste à construire un indice *proxy* de l'offre de crédits, noté *mix* et défini par le rapport des crédits bancaires sur le financement total de court terme, soit :

$$mix = \frac{\text{crédits bancaires}}{\text{crédits bancaires} + \text{billets de trésorerie} + \text{crédits inter-entreprises}} \quad (5.1)$$

Une baisse du *mix*, correspondant à une diminution des crédits associée à une augmentation ou une moindre diminution de ses substituts (émission de papiers commerciaux et crédits inter-entreprises), peut être interprétée comme une baisse de l'offre de crédits.

Deux remarques préliminaires s'imposent. D'une part, un choc financier combiné à un ralentissement économique est susceptible de se traduire par une baisse conjointe de l'offre et de la demande. D'un côté, parce que la richesse nette des emprunteurs et des créanciers est amoindrie, les banques sont moins enclines à prêter. De l'autre, le climat des affaires incite peu les firmes à se lancer dans de nouveaux investissements. L'indice de demande de crédits élaboré par le *Senior Loan Officer Opinion Survey*¹⁸ sur les pratiques bancaires indique en effet que 60% des banques perçoivent un ralentissement de la demande de prêts à la fin de l'année 2001 (graphique 5.7 en annexe). Mais il n'empêche que le recul de l'offre peut être plus marqué que celui de la demande.

¹⁸Des précisions sur ces indices sont fournies en annexe.

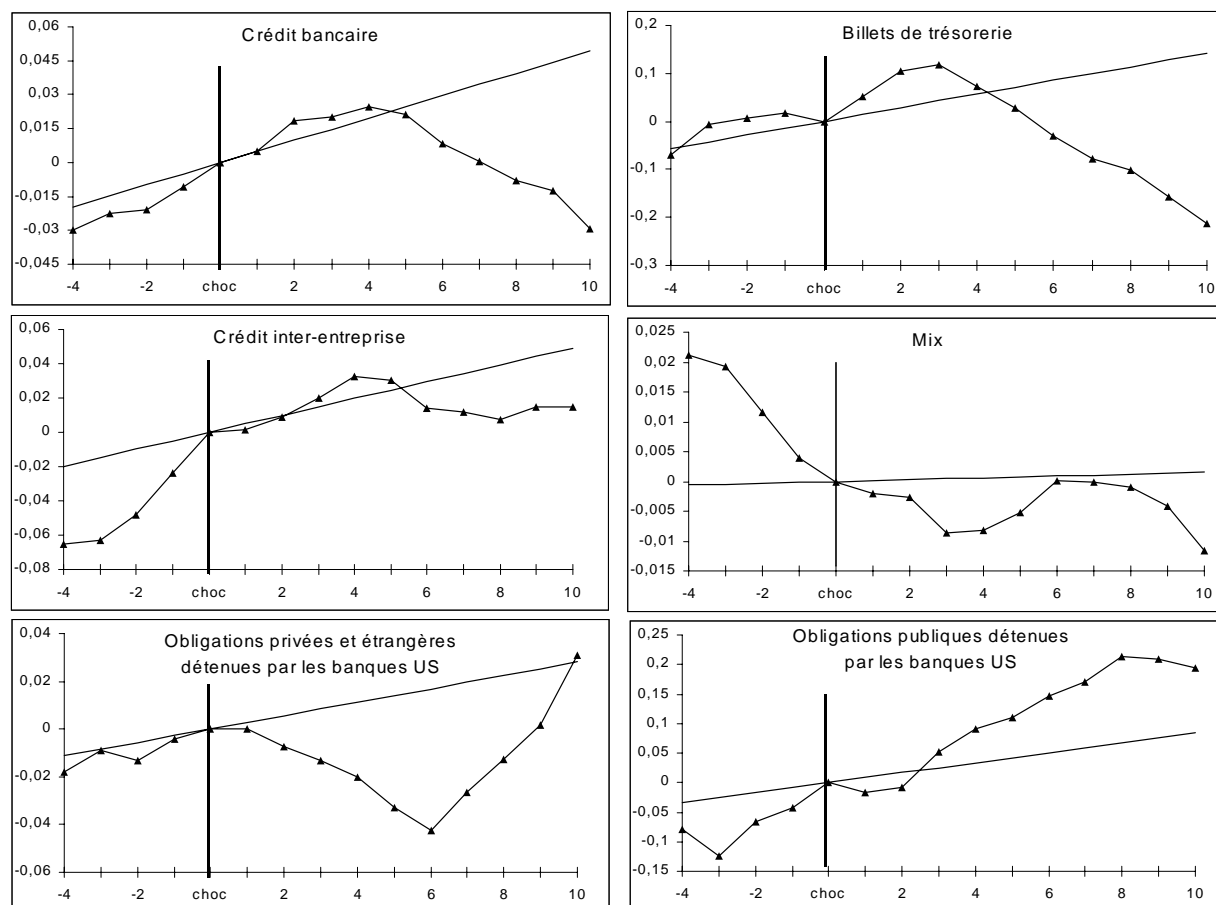
D'autre part, la méfiance généralisée des investisseurs a réduit le volume de titres privés échangés. En effet, contrairement à ce qui peut être observé en phase de restriction monétaire, le phénomène de fuite vers la qualité mis en évidence par Oliner & Rudebusch (1995) – qui remet en cause les conclusions de Kashyap et al. (1993)¹⁹ – se traduit par une ruée sur les titres publics (et non pas vers les bons risques privés) lorsque le choc est d'origine financière. C'est d'ailleurs un point marquant des différents troubles financiers depuis la crise asiatique de 1997. Le graphique 5.8 en annexe montre que le taux d'intérêt à 10 ans sur obligations d'État a fortement chuté depuis le début de l'année 2000. Autrement dit, les objections de Oliner & Rudebusch (1995) ne visent pas l'utilisation du *mix* en cas de choc financier. Cette méthode est donc adaptée pour évaluer l'évolution de l'offre de crédits dans la foulée du krach boursier amorcé fin 1999.

Le graphique 5.3 permet d'abord d'étudier les mouvements de chacune des variables composant le *mix*. Pour apprécier les évolutions induites par la chute des cours boursiers, les séries sont normalisées à zéro à la date d'occurrence du choc (Q4 99). Les marques de graduation sur l'axe des abscisses traduisent les trimestres avant et après le choc. La droite sans marque représente la tendance historique de chacune des variables considérées, construite à partir de leur taux de croissance moyen sur la période 1956-2002²⁰. On observe un ralentissement spectaculaire des prêts bancaires à partir du cinquième trimestre suivant le choc. Un tel décalage est justifié au vu de la nature contractuelle des crédits. En revanche, conformément à l'intuition évoquée plus haut, ce krach s'accompagne aussi d'un moindre recours aux billets de trésorerie, passé cinq trimestres. Ce constat n'exclut pas la responsabilité de l'offre de financement, qui concerne à la fois les crédits et les titres privés, mais tend à compliquer la distinction offre / demande. Le dernier cadran montre que le ralentissement du crédit inter-entreprise intervient également au bout de cinq trimestres. Il répond à la baisse induite ou anticipée de l'activité.

Enfin, le cadran *mix* montre que cette variable se positionne en-dessous de sa tendance historique à partir de l'amorce du krach boursier. L'écart tend d'ailleurs à se creuser à partir de huit trimestres. Par conséquent, il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse de baisse de l'offre de prêts bancaires. Les deux derniers cadrans du graphique 5.3 renforcent cette idée : les titres privés (et étrangers) à l'actif des banques ont considérablement reculé à partir du quatrième trimestre de 1999. L'affaiblissement de l'offre de crédits traduit donc un repli général du financement intermédié, plus qu'une substitution dans les modes de financement. De plus, le second cadran indique une nette progression du recours des banques aux titres publics, signe de la manifestation du phénomène de fuite vers la qualité.

¹⁹Plus précisément, selon Oliner & Rudebusch (1995), les mouvements du *mix* observés par Kashyap et al. (1993) sont en fait une réallocation de tous les types de financement des petites vers les grandes entreprises. Ce mécanisme de fuite vers la qualité fait baisser la part des crédits bancaires de l'ensemble des financements puisque les grandes entreprises reposent beaucoup moins sur ce type de financement que les petites. Autrement dit, plutôt qu'une baisse des crédits bancaires conjointe à une hausse des billets de trésorerie, ils observent un accroissement des deux, mais dans des proportions moindres pour le crédit, d'où une baisse du *mix*.

²⁰Les séries composant les *mix*, à savoir les crédits, billets de trésorerie, crédits commerciaux, stocks d'obligations privées et publiques, sont exprimées en termes réels (dollars constants de 1996) et en base 1 au trimestre au cours duquel s'est manifesté le choc (1999 Q4). Ensuite, les séries sont exprimées en log. Les courbes de tendance sont calculées à partir du taux de croissance moyen (en log) de chaque variable sur la période 1952-2002.

FIG. 5.3: Composantes de la *mix*, *mix* et composantes de l'actif des banques

5.3.1.2 Manifestation conjointe de l'accélérateur financier et du canal du capital bancaire ?

Le recul de l'offre de crédit peut être rattaché au canal du capital bancaire : face à l'effondrement de la valeur des portefeuilles d'actifs, de leur capitalisation et des bénéfices mis en réserve, les établissements de crédit ont pu être amenés à restreindre leur financement, sous peine sinon de présenter des ratios de solvabilité préoccupants. Mais en même temps, l'effondrement des garanties financières mobilisables par les emprunteurs potentiels a pu inciter les banques à exiger des conditions de financement drastiques.

Le graphique 5.4 indique en effet que les conditions de crédits se sont considérablement durcies depuis la fin de 1999²¹. Fin 2000, jusqu'à 60% des banques interrogées ont reconnu exiger des conditions plus drastiques auprès des grandes et moyennes entreprises, niveau inégalé depuis la récession du début des années 1990. Ce resserrement des conditions de crédit se manifeste en particulier par une plus forte exigence en termes de garanties et une augmentation du coût du crédit. Cette dernière apparaît clairement sur le second cadran du graphique 5.4 : une majorité de banques sondées reconnaît avoir substantiellement relevé

²¹Des précisions sur les indices bancaires sont fournies en annexe.

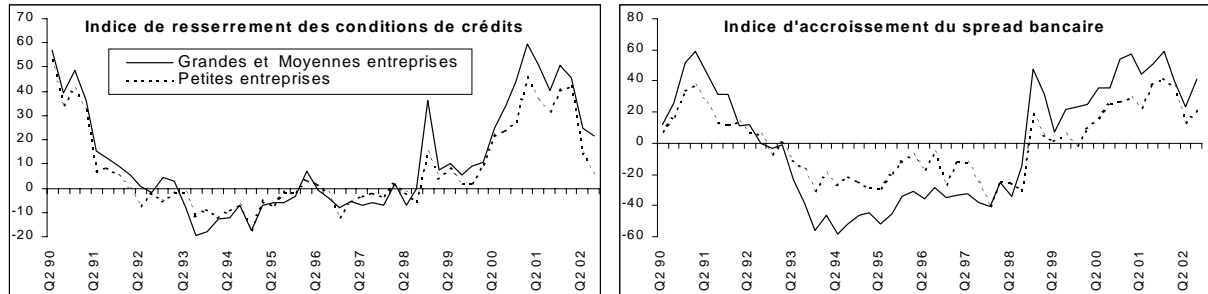


FIG. 5.4: Durcissement des conditions de crédit aux entreprises

le coût du crédit par rapport au coût des fonds bancaires (hausse du *spread*). Bien que certaines banques attribuent ce fait à une détérioration courante ou anticipée de leur position en capital, il est difficile au vu de ces statistiques de déterminer si l'évolution observée du *mix* relève du canal de l'accélérateur financier ou du canal du capital bancaire²².

Une variable représentative de la santé financière des banques serait très utile pour isoler les effets imputables au seul canal des fonds propres bancaires. Peek, Rosengren & Tootell (1999a), Peek, Rosengren & Tootell (1999b) et Peek, Rosengren & Tootell (2000) montrent qu'un indice dérivé du système de notation bancaire *CAMEL* permet d'améliorer les projections de PIB, de chômage et d'inflation des prévisionnistes (qui ignorent cette information confidentielle). De surcroît, ces auteurs apportent la preuve que cet indice traduit bien des effets d'offre. Il serait donc intéressant d'évaluer l'évolution du crédit depuis la fin des années 1990 à l'aune des notations des superviseurs. Malheureusement, cette information est indisponible, puisque confidentielle.

5.3.1.3 Mise en évidence des effets imputables au seul canal du capital bancaire

Il faut donc trouver une méthode permettant d'isoler ces deux canaux. Une telle distinction serait possible en comparant l'effet d'un indicateur de richesse bancaire d'une part, et de richesse des firmes d'autre part, sur l'offre de crédit. Les indices boursiers, qui peuvent justement se rapporter à différents secteurs d'activité (en particulier financiers vs non-financiers), peuvent jouer ce rôle. Autrement dit, un moyen détourné de tester la sensibilité des banques à leurs fonds propres consiste à comparer le lien crédit / indice boursier bancaire d'une part et crédit / indice boursier non bancaire d'autre part. La supériorité du premier sur le second constituerait alors une indication corroborant l'idée d'une propension des banques à prêter dépendante de leur richesse nette. Les quatre indices boursiers suivants, calculés et distribués par Datastream, sont utilisés à cette fin :

- Un indice regroupant la valeur de marché des banques (*DSB*) ;
- Un indice plus large regroupant les établissements financiers (*DSF*) ;

²²Toutefois, le fait que les conditions de crédits n'aient pas plus augmenté pour les petites entreprises que pour les grandes, comme l'indique le graphique 5.4, tend d'emblée à nuancer le rôle de l'accélérateur financier.

- Un indice global (DSG);
- Un indice global excluant les établissements financiers ($DSNF$);

Faute d'indice non bancaire, l'analyse qui suit se concentre plus précisément sur les indices des financiers (DSF) et des non financiers ($DSNF$), afin de tester et comparer la relation que ces deux variables entretiennent avec l'offre de crédit. Certes l'indice DSF est plus large que DSB , puisqu'il inclut l'ensemble des établissements financiers non bancaires. L'information qu'il divulgue sur la valorisation des établissements bancaires est en ce sens moins précise. Mais, à la différence de l'indice $DSNF$, il intègre les banques. La logique qui préside aux tests qui vont suivre est la suivante : est-ce que le lien DSF /crédits est plus éloquent que le lien $DSNF$ /crédits ?

Une première réponse est fournie par le tableau 5.6, où figurent les coefficients de corrélation entre l'indice mix , indicateur d'offre de crédits, et les quatre indices boursiers considérés. Le classement suivant peut être dressé : l'offre de crédit est plus liée à l'indice bancaire DSB qu'elle ne l'est à l'indice financier DSF . Le coefficient de corrélation affiché par ce dernier est lui-même supérieur à celui de l'indice global. Enfin, cet indice DSG , qui intègre les cotations des banques et des établissements financiers en plus des valeurs industrielles, s'avère être plus lié au crédit que ne l'est l'indice excluant les financiers ($DSNF$).

1988-2002	ΔDSB	ΔDSF	ΔDSG	$\Delta DSNF$
Δmix	0,26	0,24	0,19	0,17

TAB. 5.6: Corrélations entre indices boursiers et variables mix

Ce constat laisse supposer que l'offre de crédit serait effectivement plus sensible à la valeur de marché des financiers qu'à celle des industriels. Mais, parce que la relation entre les indices boursiers et le crédit peut être bi-causale, il est nécessaire d'approfondir cette observation à l'aide de tests de causalité *à la Granger*. Le tableau 5.7 rapporte les résultats obtenus à partir d'un VAR bivarié où, par souci de stationnarité, les variables mix et DSi ($i = B, F, G, NF$) sont exprimées en différence première²³. Les variables répertoriées en haut de colonnes sont les variables dépendantes des deux relations constitutives du VAR. Les chiffres figurant dans la partie supérieure du tableau représentent les statistiques de Fisher.

Ces premiers résultats permettent d'observer qu'effectivement, si l'indice DSF cause la variable mix au sens de Granger (à 5%), ce n'est pas le cas de la variable $DSNF$. De plus, la partie inférieure du tableau, qui apporte une mesure de causalité fondée sur la méthode de Geweke, indique que 58.6% du lien total qui unit les variables DSF et mix est expliqué par la causalité qui va de la première vers la seconde (causalité acceptée au seuil de 5%). Enfin, les causalités inverses et instantanées sont toujours rejetées. À titre indicatif, le même exercice réalisé avec l'indice bancaire DSB procure des résultats analogues à ceux obtenus avec l'indice DSF , à la différence près que dans ce cas la causalité de l'offre de

²³Des précisions sur l'estimation des VAR et les tests de stationnarité figurent en annexe.

Causalité à la Granger					
Avec indice DSF			Avec indice $DSNF$		
	Δmix	ΔDSF		Δmix	$\Delta DSNF$
Δmix	2.07*	1.27	Δmix	1.54	1.13
ΔDSF	2.46**	0.56	$\Delta DSNF$	1.27	1.40
Mesures de causalité à la Geweke					
Avec indice DSF			Avec indice $DSNF$		
$\Delta DSF \Rightarrow \Delta mix$:	58.6%**		$\Delta DSNF \Rightarrow \Delta mix$:	46.8%	
$\Delta mix \Rightarrow \Delta DSF$:	39.2%		$\Delta mix \Rightarrow \Delta DSNF$:	42.3%	
$\Delta DSF \Leftrightarrow \Delta mix$:	2.20%		$\Delta DSNF \Leftrightarrow \Delta mix$:	10.9%	

\Leftrightarrow = causalité instantanée. Nombre de retards = 9
 ***, ** et * = respectivement rejet de H_0 au seuil de 1, 5 et 10%.

TAB. 5.7: Tests de causalité : DSF , $DSNF$ et mix

crédit sur l'indice bancaire est elle aussi significative (à 10%) et explique 43.5% de la relation totale. Autrement dit, l'activité de crédit des banques favorise en retour leur valorisation.

Comme la variable mix n'est qu'une approximation de l'offre du financement intermédiaire, le même exercice est à présent réalisé plus directement avec la série de crédits. Le calcul préliminaire des coefficients de corrélation fait apparaître que la corrélation crédits/ DSF est supérieure à la corrélation crédits/ $DSNF$. Cette observation est approfondie à l'aide d'un modèle VAR où cette fois-ci l'output gap est pris en compte pour capter les effets conjoncturels de demande. Le tableau 5.8 rapporte les résultats obtenus. La partie gauche du tableau indique que l'indice DSF cause le crédit au sens de Granger, au seuil de 10%²⁴. *A contrario*, la causalité de l'indice industriel ($DSNF$) est rejetée. Ce dernier résultat tend à conforter la cohérence de l'hypothèse testée, même si ces tests doivent être interprétés avec prudence, étant donné le nombre réduit de degrés de liberté.

	Avec indice DSF			Avec indice $DSNF$		
	Δ crédits	ΔDSF	OG	Δ crédits	$\Delta DSNF$	OG
Δ crédits	8.05***	2.08*	0.65	Δ crédits	4.03***	2.87**
ΔDSF	2.28*	0.06	0.94	$\Delta DSNF$	0.44	0.50
OG	4.94***	1.09	10.0***	OG	2.39*	1.96

***, ** et * = respectivement rejet de H_0 au seuil de 1, 5 et 10%. Nombre de retards = 5

TAB. 5.8: Tests de causalité entre DSF , $DSNF$ et crédits

Si les tests précédents tendent à révéler que les mouvements de prix d'actifs ont un impact significatif sur le volume de crédit octroyé, la littérature exposée dans la section 5.2.3 mentionne que la richesse nette des établissements financiers doit aussi influencer sur les conditions de crédit. Certes, la détermination du coût du crédit est complexe, puisque celui-ci est multidimensionnel. Toutefois, l'ensemble des impératifs institutionnels assortis

²⁴Conformément à l'intuition, la causalité inverse – plus souvent étudiée dans la littérature – est également acceptée : l'abondance de crédits alimente la croissance boursière (cf. Borio et al. (1994)). De plus, à titre indicatif, la causalité de l'indice proprement bancaire DSB sur les crédits est plus confortablement acceptée au seuil de 5%.

aux prêts se trouve synthétisés par l'indice des « *standards* », construit par le *Senior Loan Officer Opinion Survey* (cf. graphique 5.4), qui intègre les conditions de crédit au sens large : la taille des lignes de crédit, le coût du crédit, les primes, les exigences de garantie, etc²⁵. Deux versions de cet indice sont proposées, l'une relative aux grandes entreprises, l'autre aux petites. Cette distinction va permettre en outre d'isoler plus finement les effets imputables à l'accélérateur financier²⁶.

Dès lors, si le canal du capital bancaire est en partie responsable de la procyclicité du crédit, en marge de l'accélérateur financier, alors la baisse de la valeur de marché des banques et des financiers devrait affecter les conditions de financement aux grandes et petites entreprises, indistinctement. En d'autres termes, l'indice *DSF* devrait causer les conditions de crédit aux grandes entreprises – au demeurant peu concernées par le mécanisme d'accélérateur financier – pour lesquelles l'indice boursier exclusivement industriel *DSNF* ne devrait pas avoir d'impact significatif.

Cette hypothèse est testée à l'aide de trois modèles. Le premier est un VAR bivarié associant les indices *DSF* et *DSNF* à l'indice des conditions de crédit aux grandes entreprises (noté *standards*). Les résultats figurent dans le tableau 5.9. Une nouvelle fois, on constate que si l'indice des financiers cause les conditions de crédit aux grandes entreprises au seuil de 5%, cette causalité est rejetée pour l'indice des non financiers. Les mesures de causalité à la Geweke permettent de préciser le lien mis en évidence : la causalité de *DSF* sur *standards* explique la moitié de la relation unissant les deux variables (au seuil de 5%). Quoique plus faible en pourcentage, la causalité inverse ne peut être rejetée.

Causalité à la Granger					
Avec indice <i>DSF</i>			Avec indice <i>DSNF</i>		
	$\Delta standards$	ΔDSF		$\Delta standards$	$\Delta DSNF$
$\Delta standards$	0.34	2.38*	$\Delta standards$	0.21	2.17*
ΔDSF	2.68**	1.78	$\Delta DSNF$	1.06	3.08**
Mesures de causalité à la Geweke (en %)					
Avec indice <i>DSF</i>			Avec indice <i>DSNF</i>		
$\Delta DSF \Rightarrow \Delta standards$:	50.03**		$\Delta DSNF \Rightarrow \Delta standards$:	33.34	
$\Delta standards \Rightarrow \Delta DSF$:	37.17*		$\Delta standards \Rightarrow \Delta DSNF$:	54.27**	
$\Delta DSF \Leftrightarrow \Delta standards$:	12.80**		$\Delta DSNF \Leftrightarrow \Delta standards$:	12.39*	

\Leftrightarrow = causalité instantanée. ** et * = respectivement rejet de H0 au seuil de 5 et 10%.

Nombre de retards = 5.

TAB. 5.9: Tests de causalité : *DSF*, *DSNF* et *standards*

Ensuite, afin d'évaluer la robustesse de ces estimations, deux modèles complémentaires sont considérés ; le modèle 2 intègre l'output gap, tandis que le modèle 3 prend en compte

²⁵Voir détails en annexe.

²⁶Notons que si la variable *mix* constitue une bonne mesure de l'offre, alors le fait que le lien *mix/DSF* soit supérieur au lien *mix/DSNF* constitue un autre signal de l'insuffisance de l'accélérateur financier à expliquer la baisse de l'offre de crédits.

l'indice de demande²⁷ de crédit construit par le *Senior Loan Officer Opinion Survey*, noté *dde* (cf. graphique 5.7). Les résultats sont rapportés dans le tableau 5.10. La prise en considération successive de ces deux variables ne permet pas de rejeter la causalité de l'indice financier sur les conditions de crédit (partie supérieure du tableau), qui demeure au seuil de 5%, pas plus qu'elle ne permet de révéler une quelconque causalité de l'indice *DSNF* sur l'indice *standards*. Les résultats obtenus par ailleurs avec l'indice *DSB* confortent une nouvelle fois la cohérence des résultats obtenus.

Variables explicatives	Modèle 2			Modèle 3		
	$\Delta standards$	ΔDSF	<i>OG</i>	$\Delta standards$	ΔDSF	<i>dde</i>
$\Delta standards$	0.56	2.00	1.75	1.04	2.36*	0.34
ΔDSF	2.48**	1.53	1.44	3.06**	1.86	0.74
<i>OG</i>	0.94	0.64	14.8***	↔	↔	↔
<i>dde</i>	↔	↔	↔	2.14*	1.31	16.7***
	$\Delta standards$	$\Delta DSNF$	<i>OG</i>	$\Delta standards$	$\Delta DSNF$	<i>dde</i>
$\Delta standards$	0.58	2.25*	0.92	0.55	1.39	0.35
$\Delta DSNF$	0.70	2.44*	0.61	0.73	1.62	0.79
<i>OG</i>	0.58	1.37	12.2***	↔	↔	↔
<i>dde</i>	↔	↔	↔	0.92	0.69	5.96**

Modèle 2 : période d'estimation = 1990 Q1 - 2002 Q2. Nombre de retards = 5

Modèle 3 : période d'estimation = 1991 Q4 - 2002 Q2. Nombre de retards = 6

***, ** et * = respectivement rejet de H0 au seuil de 1, 5 et 10%.

TAB. 5.10: Robustesse de la causalité entre *DSF*, *DSNF* et *standards*

Si cette méthode doit théoriquement permettre d'isoler les effets imputables au mécanisme d'accélérateur financier, il faut se garder d'une conclusion hâtive condamnant ces derniers. Au contraire, le tableau 5.24 en annexe rapporte que l'indice des seuls industriels (*DSNF*) cause l'indice des conditions de crédit aux petites entreprises (noté *standardP*) dans les modèles 2 et 3, aux seuils respectifs de 10 et 5%.

Ainsi, cette section a permis de montrer que l'indice boursier des établissements financiers – *proxy* de leur santé financière – est un déterminant de l'offre et des conditions du crédit. Le dernier cycle financier aux États-Unis a donc été témoin de l'influence du mécanisme d'accélérateur financier, en marge de celle – probante – du canal du capital bancaire.

5.3.2 Examen sur données individuelles

Cette section vise à affiner l'étude précédente en recourant à des observations individuelles. L'examen statistique s'appuie sur la base de données *BHC Database (BHCD)* qui regroupe les informations essentielles de l'ensemble des établissements financiers régulés par le *Federal Reserve System*, le *Federal Deposit Insurance Corporation* et le *Comptroller*

²⁷L'indice pris en compte dans le VAR est la moyenne des deux indices relatifs d'une part aux grandes entreprises et d'autre part aux petites entreprises.

of the Currency. Après nettoyage et cylindrage de la base, l'échantillon de travail se compose de 5983 banques et s'étend sur la période 1995-2000²⁸. Certes, au vu des faits saillants mis en évidence dans la section précédente, l'absence de données relatives aux années 2001 et 2002 limite l'étude des effets de la position en capital des banques en phase de troubles financiers aigus à la seule année 2000. Comme l'existence d'asymétries d'information peut théoriquement influencer la capacité de certaines banques – les plus petites – à se recapitaliser, l'échantillon est partagé en quartiles selon la valeur de l'actif total des individus²⁹ (en 1996). L'analyse permet de faire ressortir trois constats.

D'abord, comme le montre le tableau 5.11, le nombre de banques contraintes³⁰ en termes de ratio de capital s'est accru en 2000. Alors que seulement 9% des banques ne respectent pas le ratio réglementaire de fonds propres en 1996, elles sont presque 16% en 2000. Tous les quartiles sont concernés par cette fragilisation. Les banques du dernier quartile sont très nombreuses à ne pas respecter les mesures prudentielles (28% en 2000). Plusieurs arguments peuvent expliquer ce constat : moindres difficultés pour se refinancer, plus forte activité de crédit consommatrice de ratio Cooke, argument du *too big to fail*.

en %	Ensemble	quartile 1	quartile 2	quartile 3	quartile 4
1996	9,00	4,20	5,30	9,20	17,3
1999	14,2	8,10	9,50	14,2	25,0
2000	16,0	8,50	11,1	16,3	28,0

TAB. 5.11: Pourcentage des banques contraintes d'après les critères de BHCD

Ensuite, il s'avère que ce sont les plus petites banques qui sont les plus sensibles à la structure financière de leur bilan. Le tableau 5.12 rapporte la valeur du coefficient de corrélation entre le taux de croissance moyen des crédits et la proportion moyenne de banques contraintes au sein de chaque quartile. Conformément à l'attente, le lien est négatif pour les 3 premiers quarts de l'échantillon et décroissant avec la taille des banques. Le coefficient de corrélation atteint ≈ 0.91 pour le premier quartile, et s'avère plus élevé que celui obtenu pour les établissements du deuxième (≈ 0.67) et troisième quartile (≈ 0.37). Ce lien négatif est illustré sur le graphique 5.5. Ainsi, les petites banques, les plus sujettes aux asymétries d'information et partant les moins aptes à se recapitaliser en cas d'urgence, sont clairement les plus sensibles à leur structure de bilan. À l'opposé, la relation positive obtenue pour les plus grands établissements – dont l'activité de crédit a été très soutenue au cours de cette période (voir plus loin) – traduit sans doute le lien inverse suivant lequel plus les crédits augmentent et plus le ratio Cooke diminue.

²⁸La construction de l'échantillon est détaillée en annexe.

²⁹La concentration du capital constituerait probablement un meilleur facteur de classification *a priori*. Mais cette donnée ne figure pas parmi les observations. Néanmoins, le critère de taille n'est pas dénué de fondement : les banques les plus petites ont plus de difficultés à se refinancer en cas de forte dégradation de leur bilan. De plus, selon Bruno & Prunier (2003), les petites banques seraient plus sensibles que les grandes à leur position en capital.

³⁰Suivant la définition figurant dans la base de données, une banque est considérée comme saine si elle affiche un ratio de capital sur « actif total ajusté » supérieur ou égal à 8% (voir détails en annexe).

quartile 1	quartile 2	quartile 3	quartile 4
-0,911	-0,671	-0,343	0,188

TAB. 5.12: Corrélacion entre crédits et pourcentage de banques contraintes

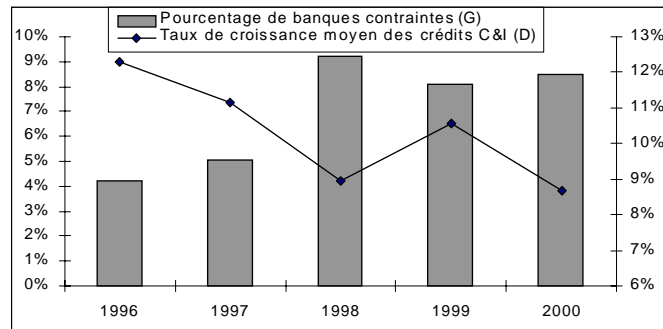


FIG. 5.5: Lien entre crédits et nombre de banques contraintes

Des résultats similaires sont mis en évidence lorsqu'on étudie le lien entre le ratio de capital – défini comme la somme du Tier I et II que divisent les actifs pondérés par les risques – et le crédit. Le tableau 5.13 montre que ce lien est très élevé pour les petites banques (88%) et s'estompe avec la taille des établissements; plus le ratio de capital est élevé (faible) et plus la croissance des crédits est soutenue (faible). Encore une fois, ce sens de causalité ne semble pas convenir aux grandes banques.

quartile 1	quartile 2	quartile 3	quartile 4
0,878	0,513	0,192	-0,375

TAB. 5.13: Corrélacion entre crédits et ratio de solvabilité

Enfin, à la lumière du tableau 5.14, on observe que pour l'ensemble des banques, le taux de croissance du crédit est plus faible en 2000 qu'au cours de l'année 1999. Mais surtout, cette contraction est particulièrement marquée chez les petites banques. Alors que le taux de croissance moyen du crédit pour l'ensemble de l'échantillon est de 11% en 2000, il est de 12,8% pour les banques du dernier quartile et de 8,7% seulement pour les banques du premier quartile. Qui plus est, le taux de croissance moyen des petites banques a reculé de près de 18%, contre un repli de 8,33% en moyenne pour l'ensemble des banques.

Ainsi, on montre que 1) le nombre de banques contraintes a augmenté (dans tous les quartiles), 2) ce sont les petites banques qui sont les plus sensibles à leur ratio de fonds propres, or 3) ce sont justement ces petites banques qui ont le plus freiné leurs crédits. Ces observations peuvent directement être reliées au mécanisme du canal des fonds propres bancaires.

en %	Ensemble	quartile 1	quartile 2	quartile 3	quartile 4
Moyenne du taux de croissance des crédits C&I (en %)					
1999	12,0	10,6	10,2	13,2	14,0
2000	11,0	8,70	11,4	11,2	12,8
Variation entre 1999 et 2000 (en %)					
	-8,33	-17,92	+ 10,53	- 15,15	-8,57

TAB. 5.14: Évolution moyenne du taux de croissance des crédits C&I

Cette conclusion est renforcée par deux résultats complémentaires. D'une part, les banques du premier quartile, contraintes en 1996, ont eu une activité de crédit plus faible que la moyenne au cours des années suivantes³¹. Le tableau 5.15 montre que si les banques contraintes en 1996 affichent en 1997 un taux de croissance des crédits inférieur à la moyenne (du quartile et de l'ensemble des banques), c'est surtout en fin de décennie que l'écart à la moyenne est le plus remarquable, puisqu'il atteint 3 points.

	quartile 1 contraintes en 1996	moyenne quartile 1	Ensemble (moyenne)
1997	9,60	11,1	11,3
1998	11,7	8,90	10,0
1999	8,30	10,6	12,0
2000	5,90	8,70	11,0

TAB. 5.15: Taux de croissance moyen des banques contraintes en 1996

D'autre part, la corrélation entre les crédits et le ratio de capital s'avère être d'autant plus forte que ce dernier est initialement faible. C'est ce que montre le tableau 5.16. Par exemple, la sensibilité du crédit distribué par les banques ayant un ratio de capital inférieur ou égal à 10% en 1996 est deux fois plus grande, quatre ans plus tard, que celle des banques ayant un ratio de capital initialement inférieur ou égal à 11%. Notons que les banques initialement les moins capitalisées de ce quartile (ratio inférieur à 10%) affichent en 2000 un taux de croissance des crédits plus de deux fois inférieur à la moyenne du quartile (5% contre 11%).

Enfin, la montée des risques, à partir de 1999, pourrait constituer un autre facteur explicatif du repli de l'activité de crédits, indépendant du canal des fonds propres bancaires.

³¹Le problème potentiel de simultanéité entre le crédit et le ratio de capital – tels que l'illustrent les résultats du quatrième quartile – justifie le recours à ce type de méthode. Sinon, un accroissement des crédits, toute chose égale par ailleurs, provoque une baisse des ratios de solvabilité et risque de donner lieu à un lien négatif entre les deux.

Ratio de capital en 1996	$\leq 10\%$	$\leq 11\%$	$\leq 12\%$
Corrélation en 2000	0,421	0,209	0,125

TAB. 5.16: Corrélation entre crédits et ratio de capital suivant la position initiale

Toutefois, cette explication est contredite par les différences de comportement entre petites et grandes banques. De plus, les coefficients de corrélation entre le taux de croissance des crédits et le rapport des provisions pour pertes sur crédits s'avèrent très faibles, que ce soit en termes de corrélation instantannée ou croisée.

Ainsi, ce survol statistique sur données individuelles permet de conforter et d'affiner les résultats obtenus sur le plan agrégé. Cet examen peut aussi être considéré comme une première étape en vue d'une étude plus approfondie fondée sur des estimations en données de panel. Un tel exercice permettrait de tester la sensibilité des banques de tailles différentes aux ratios de capital, d'évaluer le pouvoir explicatif des ratios de capital, à côté d'autres variables pertinentes (taux d'intérêt, provisions, activité, niveau d'endettement initial des emprunteurs), d'affiner l'étude du comportement des banques contraintes (par exemple en termes de dettes subordonnées) et de contrôler les effets potentiels de substitution. Enfin, une étude portant sur les banques européennes serait sans doute très instructive, dans la mesure où la dégradation de la situation du secteur bancaire et financier y est actuellement plus marquée qu'aux États-Unis³².

Si la position bilancielle des créanciers a effectivement un impact sur l'offre de crédits, alors, dans la mesure où la banque centrale a une prise sur la richesse nette bancaire, le canal du capital bancaire peut également constituer un canal de politique monétaire.

5.4 Le canal du capital bancaire comme canal de transmission de politique monétaire

De la même façon qu'un choc monétaire a des répercussions sur les conditions de financement des projets dans le cadre de l'accélérateur financier – c'est d'ailleurs ce qui fait du canal large du crédit un cas particulier de l'accélérateur financier – un choc d'origine monétaire peut théoriquement transiter par le canal du capital bancaire. Cette idée a donné lieu à plusieurs travaux, dont les conclusions renforcent les arguments théoriques évoqués jusqu'ici, et dont les enseignements déplacent la question de la neutralisation de l'impact des cycles de prix d'actifs à la frontière de la politique monétaire et de la politique prudentielle.

³²Voir par exemple Artus (2002).

5.4.1 Un mécanisme de transmission de politique monétaire secondaire ?

Van Den Heuvel (2002a) propose une modélisation des plus achevées sur la capacité du canal du capital bancaire à relayer les impulsions de politique monétaire. Son modèle se fonde sur trois hypothèses fondamentales. D'abord, les banques sont soumises à une contrainte de capital. Ensuite, le marché du capital est imparfait. L'auteur fait même ici l'hypothèse que ce coût est infini. Les banques sont donc incapables de lever de nouveaux fonds. Enfin, les banques ont une activité de transformation : les prêts bancaires ont une maturité moyenne supérieure à celle de la dette bancaire (dépôts). Elles sont donc confrontées à un risque de taux d'intérêt. Cette hypothèse constitue la principale innovation par rapport au mécanisme étudié précédemment (cf. page 239). C'est par ce biais que la politique monétaire affecte les profits bancaires.

Les enseignements du modèle sont multiples. D'abord, on retrouve l'idée selon laquelle les prêts bancaires dépendent de la structure financière des banques. Un choc sur leur rentabilité a un impact graduel et persistant sur l'activité de crédit. Surtout, il n'est pas nécessaire que les établissements atteignent le seuil minimum de fonds propres exigé pour que s'établisse un lien entre leur position en capital et l'offre de crédit. Il suffit qu'elle se rapproche asymptotiquement de cette norme.

Ensuite, en plus de l'effet traditionnel des taux d'intérêt sur la demande, la politique monétaire transite par le canal du capital bancaire : une politique monétaire restrictive entraîne une baisse des profits bancaires, qui réduit d'autant le capital de la banque (du fait de la baisse des bénéfices mis en réserve et de l'impossibilité d'émettre du nouveau capital). Soucieuse de respecter la contrainte réglementaire, la banque réduit *in fine* ses prêts.

Enfin, la puissance de ce canal dépend de la santé financière initiale des banques et de la répartition du capital entre chacune d'elles : conformément aux indications empiriques (cf. Hall (1995), Haubrich & Wachtel (1993)), les banques les plus faiblement capitalisées réagissent plus fortement aux chocs de taux d'intérêt. Face à un choc récessif, les établissements sains parviennent à lisser la baisse de leur capital en ajustant leur politique de dividende. Les entités fragiles n'ont pas cette marge de manœuvre. En outre, l'impact de la politique monétaire est non linéaire : le canal du capital bancaire agit avec d'autant plus de force que la richesse nette des établissements est initialement faible.

On retrouve globalement les mêmes traits chez Berka & Zimmermann (2002) et Chami & Cosimano (2001). En particulier, ces derniers rejoignent Van Den Heuvel (2002a) lorsqu'ils stipulent que les banques sont sensibles à leurs fonds propres bien avant de buter contre le seuil réglementaire. Au vu de la position en capital des banques américaines, la portée empirique de cet argument est saisissante. Le graphique 5.6 rapporte la distribution de l'ensemble des banques selon la valeur de leur ratio Cooke. Au quatrième trimestre 2000, 40% des établissements présentent un ratio compris entre 10 et 11%, soit une marge peu confortable qui, étant donné l'argument précédent, suggère que le canal du capital bancaire peut potentiellement jouer sur un grand nombre d'établissements.

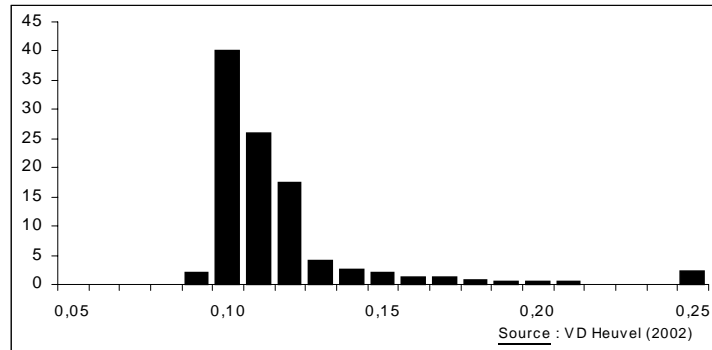


FIG. 5.6: Distribution des banques selon la valeur de leur ratio Cooke - États-Unis

Meh & Moran (2003) érigent également l'accélérateur financier bancaire au rang de canal de transmission de la politique monétaire. Mais, contrairement à Van Den Heuvel (2002a), la logique du mécanisme d'amplification des chocs s'affranchit de la contrainte réglementaire de fonds propres. Au lieu de cela, elle s'appuie sur l'hypothèse d'asymétrie d'information entre les banques et leurs créanciers. Dès lors, le coût du financement externe des établissements de crédit dépend inversement du montant de leurs fonds propres³³.

Le canal du capital bancaire présente donc l'avantage de réhabiliter le comportement des banques dans le mécanisme de transmission de la politique monétaire, mieux que ne fait le canal (étroit) du crédit. Par exemple, ce dernier n'est pas décisif si les établissements bancaires jouissent d'une grande quantité de liquidités et de titres publics : une baisse requise des dépôts soumis à réserve peut être compensée par la vente de titres, sans émission de dettes alternatives. Au contraire, le même contexte implique un recul des crédits par le biais du canal du capital bancaire : comme le resserrement monétaire pèse sur la richesse des banques, certaines d'entre elles sont contraintes de réduire leurs prêts, au risque sinon d'inadéquation prudentielle.

Mais ce canal n'est pas exempt de critiques. Stein (2002) n'admet pas que le lien entre les capitaux propres des banques et leur activité de crédit, tel qu'il est modélisé par Van Den Heuvel (2002a), puisse constituer une articulation déterminante dans le mécanisme de transmission de politique monétaire. Il souligne en particulier que les banques ont la possibilité de se couvrir (grâce aux produits dérivés par exemple) contre le risque de taux d'intérêt. En fait, ce canal ne viendrait qu'amplifier, dans un second temps, les effets récessifs d'une orientation restrictive³⁴.

³³Cf. la discussion page 239 au sujet de la nécessité d'un seuil réglementaire de fonds propres pour justifier le canal du capital bancaire. Le modèle développé dans le chapitre 6 démontre comment il est possible de se passer d'un seuil réglementaire en recourant aux problèmes d'agence.

³⁴Toutefois, cette critique ne vise pas la capacité de ce mécanisme à propager les chocs purement financiers et à amplifier les cycles. Un krach boursier par exemple affecte instantanément la capacité de financement des banques.

5.4.2 Un mécanisme de transmission non linéaire

Dans le prolongement de l'analyse de Van Den Heuvel (2002a), cette section vise à démontrer que la capacité du canal des fonds propres bancaires à relayer la politique monétaire dépend du contexte financier ; si la politique monétaire influe sur le comportement des banques les moins confortablement capitalisées en temps normal, elle est incapable de relancer par ce biais l'activité bancaire en cas de *capital crunch*.

5.4.2.1 Efficacité de la politique monétaire en *temps normal*

Selon qu'elle est plus ou moins importante, la richesse nette des banques conditionne l'existence ou non d'asymétries d'information. Partant, une banque éprouve d'autant plus de difficultés à lever des fonds à moindre coût qu'elle est faiblement capitalisée.

Cet argument jouit depuis peu d'une assise empirique prometteuse. Dans la lignée de Kashyap & Stein (2000), Kishan & Opiela (2000) procèdent à différents tests de sensibilité du crédit bancaire à la politique monétaire, en distinguant les banques selon la taille de leur actif et leur ratio de capital/actif total. Les tests révèlent que l'impact de la politique monétaire est plus prononcé pour les banques à faible niveau d'actif et de capitalisation³⁵. Par exemple, une hausse d'un point de pourcentage du taux des fonds fédéraux entraînerait une réduction de plus de 7% des crédits octroyés par les établissements sous-capitalisés, dont l'actif est inférieur à 50M\$. Pour les banques confortablement capitalisées (dans cette même catégorie d'actif), cette diminution serait presque deux fois moindre. Enfin, l'effet de la politique monétaire sur les établissements affichant un ratio capital/actif total supérieur à 100M\$ est statistiquement négligeable.

Van Den Heuvel (2002b) observe également que les banques à faible richesse nette sont relativement plus sensibles aux impulsions de politique monétaire. En revanche, ce n'est pas le cas des banques pauvres en liquidités. Quand bien même les deux hypothèses sont testées simultanément, l'effet « liquidité » n'est pas probant, et il n'affecte pas la significativité de l'effet « fonds propres ». En outre, ce dernier résiste à la prise en compte de variables supposées traduire la manifestation de l'accélérateur financier.

Mais plusieurs constatations conduisent Ehrmann, Gambacorta, Martínez-Pagés, Sevestre & Worms (2001) à se montrer dubitatifs quant à l'incidence de la capitalisation des banques européennes – en particulier en France, Allemagne et Italie – sur leur comportement de prêts. D'abord, comparé aux États-Unis, l'Europe enregistre peu de faillites bancaires³⁶. Ensuite, l'organisation en réseaux des systèmes bancaires européens facilite les transferts d'un établissement à un autre. Enfin, les banques européennes sont, dans l'ensemble, plus confortablement capitalisées que leurs homologues américaines.

Les tests économétriques de Ehrmann et al. (2001) approuvent ces doutes. Ils rejoignent en même temps les conclusions de Loupias, Savignac & Sevestre (2001) pour la France,

³⁵Cette étude porte sur des banques américaines.

³⁶Aux États-Unis, l'intervention de l'État est moins systématique, qu'il s'agisse des garanties de dépôts ou de la prise en charge des problèmes de solvabilité.

de Worms (2001) pour l'Allemagne et de Gambacorta (2001) pour l'Italie³⁷. Pourtant, les estimations de Altunbas, Fazylov & Molyneux (2002) valident l'incidence de la position en capital des banques sur l'efficacité de la politique monétaire au sein de l'UEM, et ce quelle que soit la taille de l'actif des banques faiblement capitalisées.

5.4.2.2 Inefficacité de la politique monétaire en périodes de troubles financiers aigus

Partant d'une situation de fragilité bancaire généralisée (de type *capital crunch*), une politique monétaire expansionniste ne permet pas de relancer l'activité de crédit. Car même si elle se traduit par une hausse des ressources non soumises à réserve, les banques ne peuvent pas augmenter leurs prêts sans capital additionnel qu'il est alors très coûteux de lever. Ces ressources tendraient plutôt à être allouées en actifs libres d'exigence réglementaires, tels que des bons du Trésor.

Cet argument peut expliquer pourquoi il est plus difficile à la politique monétaire de relancer l'économie que de la freiner. La conduite d'une politique « de taux zéro » au Japon rappelle à quel point la santé du milieu bancaire détermine le succès des interventions consistant à inonder le marché de liquidités³⁸. La hausse de la base monétaire, loin de stimuler le crédit, a conduit les banques à accroître leurs réserves auprès de la banque centrale et leur détention de titres publics. Van Den Heuvel (2002a) prend pour exemple l'épisode du *credit crunch* américain pour constater : « *Expansionary monetary policy was deemed by many to have been relatively ineffectual in stimulating bank lending during the 1990-91 recession, especially in New England. One explanation offered for this is that many banks were having trouble meeting their capital requirements, so that they could not take advantage of the better lending opportunities created by the lower cost of funding* ». Si, malgré tout, une politique monétaire laxiste favorise le redressement des profits liés à l'activité d'intermédiation traditionnelle, la consolidation des fonds propres par accumulation des bénéfiques mis en réserve exige un délai long et incertain.

Les contributions de Tanaka (2002), Yuan & Zimmermann (1999) et Chami & Cosimano (2001) démontrent également que l'efficacité de la politique monétaire – par le biais du canal du capital bancaire – n'est pas linéaire. Certes, ce mécanisme renforce la transmission des impulsions initiées par les autorités monétaires lorsque les banques sont proches du ratio minimum exigé. Mais la politique monétaire est incapable d'influencer le comportement d'offre de financement des banques dans le cas extrême d'un *capital crunch*.

5.4.3 Quelle politique face à un *capital crunch* ?

Si la politique monétaire est incapable de renverser un *capital crunch*, il faut alors s'interroger sur les mesures curatives et préventives adéquates. Concernant les premières,

³⁷Pour d'autres pays européens, la richesse nette des banques apparaît probante. C'est le cas en Hollande (De Haan (2001)), au Portugal (Farinha & Marques (2001)) et en Grèce (Brissimis, Kamberoglou & Simigiannis (2001)), où l'absence de réseaux et/ou les faibles garanties offertes par l'État sont susceptibles de renforcer les frictions financières.

³⁸L'efficacité de la politique monétaire en présence d'un secteur bancaire en déliquescence renvoie à la nécessaire distinction entre symptômes d'illiquidité ou d'insolvabilité.

l'usage consiste généralement à solliciter l'intervention publique pour assainir les bilans des établissements bancaires. Cette option revient à transférer les créances douteuses auprès de structures de défaillance et à recapitaliser les banques les plus vacillantes, comme ce fut le cas au Japon, dans les pays scandinaves et en Corée. Par ailleurs, Tanaka (2002) suggère d'instaurer une régulation « indulgente » en matière d'exigence en fonds propres, impliquant une clause de sortie, en particulier en cas de forte récession. C'est aussi l'idée avancée par Yuan & Zimmermann (1999). Toutefois, les auteurs ne mesurent pas les conséquences de cette mesure discrétionnaire en termes d'aléa moral ; déjà émancipées par l'argument du *too big to fail*, les institutions financières ne seraient guère incitées à la prudence.

C'est certainement davantage du côté des considérations préventives que figurent les mesures les plus adaptées. Le problème essentiel étant celui de la procyclicité du comportement des banques, plusieurs suggestions fleurissent pour déconnecter les bilans bancaires du cycle économique. À cet égard, certains économistes relèvent et dénoncent la nature procyclique des seuils réglementaires de capital, qui agiraient comme des « déstabilisateurs automatiques » (Van Den Heuvel (2002c)). La norme de 8% implique en effet un resserrement du crédit quand le cycle est bas et autorise une abondance de prêts quand le cycle est haut. Si elle sauvegarde en partie la solvabilité des banques, elle amplifie et creuse les cycles (Chen (2001), Borio et al. (2001), Clerc et al. (2001)³⁹), jusqu'à paradoxalement accroître le risque de *credit crunch* (Stein (2002)).

Les effets procycliques d'un seuil de fonds propres pourraient être amoindris si la limite autorisée s'ajustait de façon graduelle au contexte économique. Plusieurs propositions vont dans ce sens :

- évaluer les risques de contrepartie sur un horizon assez long, incluant de préférence une phase de récession (Van Den Heuvel (2002c)) ;
- instaurer une politique prudentielle contra-cyclique qui consisterait à exiger un ratio plus élevé dans les périodes de bonne conjoncture et plus bas dans les périodes de mauvaise conjoncture. Une distribution de crédits serait alors assurée même en période de récession⁴⁰ (Artus & Seltz (1999)).

D'autres mesures réglementaires seraient compatibles avec la conception d'une politique prudentielle contra-cyclique. C'est le cas du provisionnement dynamique. Habituellement, les provisions pour créances douteuses sont destinées à couvrir les pertes effectives provenant de la défaillance des emprunteurs ou de leur incapacité à rembourser le principal et/ou les intérêts. Par conséquent, les pertes sont enregistrées tardivement dans les comptes, si bien que la restriction inhérente des prêts contribue à l'amplification des chocs (d'où la procyclicité évoquée dans la section 5.1.4). Une politique de provisionnement *ex ante* permettrait donc d'éviter l'octroi excessif de prêts en phase d'expansion et la contraction

³⁹ Aglietta (1993) souligne par exemple « *Pour jouer un rôle anticyclique, la norme de capitalisation doit inciter les banques à constituer des fonds propres abondants dans la phase expansive du cycle et à utiliser une partie de leurs profits mis en réserve pour amortir la contraction du crédit dans la phase récessive. Or les autorités monétaires des pays du G10 ont fait exactement le contraire.* » (p.39).

⁴⁰ Berka & Zimmermann (2002) sont critiques sur ce point. Certes les banques seraient moins fortement contraintes si en cas de crise financière les autorités décidaient par exemple de baisser le seuil d'exigence en fonds propres de 8 à 7%. Mais il n'empêche que les établissements n'en seraient pas moins risqués et jugés comme tels par les agents. Tant et si bien que l'assouplissement de la contrainte pourrait être contrebalancé par une moindre disposition des agents à acquérir des titres bancaires.

abusive en phase de ralentissement. C'est le fondement du provisionnement dynamique⁴¹, dont les avantages sont rapportés en ces termes par la Banque de France (2001) :

- elle lisse l'ampleur du cycle du crédit en répartissant dans le temps l'incidence du provisionnement sur le portefeuille de prêts ;
- elle contribue à améliorer la tarification du crédit en lui intégrant correctement le coût des pertes attendues ;
- elle est cohérente avec le nouvel environnement réglementaire prévu par Bâle II, qui veut que les pertes attendues soient couvertes par les provisions, tandis que les pertes imprévues le sont par les fonds propres.

Cette pratique n'a pas l'ambition de gommer intégralement la dépréciation inévitable du portefeuille de prêts au cours d'une phase de contraction conjoncturelle, mais de l'étaler dans le temps. Le bénéfice d'une telle politique sera comparé à celui d'une cible de prix d'actifs dans le chapitre 7.

Au-delà du seul aspect de la comptabilisation des risques, les régulateurs se penchent plus que jamais sur leur prévention. La part qui incombe aux mesures préventives (comptabilisation à la « juste valeur », notations internes, actualisation du ratio Cooke, inadéquation du rating, etc.) dans les discussions relatives à la réforme de l'Accord de Bâle en constituent la preuve⁴².

En somme, si l'impact de la richesse bancaire sur l'offre de crédits renforce théoriquement l'impact de la politique monétaire, cette dernière est impuissante en cas de *capital crunch*. La neutralisation de l'impact des cycles financiers exige donc la mise en œuvre de pratiques destinées à lisser le comportement des banques, comme par exemple l'instauration d'un seuil d'exigence en fonds propres contra-cyclique ou la généralisation du provisionnement prospectif.

5.5 Conclusion

Ce chapitre a permis de mettre en exergue un canal de transmission des prix d'actifs vers la sphère réelle encore peu exploré en tant que tel : le canal du capital bancaire. Son fonctionnement peut être résumé en ces termes : suite à un choc financier négatif, la chute des prix d'actifs érode la richesse nette des banques qui, sous peine de violer les critères prudentiels et/ou parce qu'il leur est plus difficile de se financer, doivent restreindre leur offre de crédits. Le recul de l'investissement des firmes dépendantes du financement intermédié engendre une baisse de l'activité macroéconomique, qui réduit à son tour l'activité bancaire. Ce mécanisme auto-entretenu se solde *in fine* par une amplification des chocs.

S'il est peu discutable que le crédit a un impact sur l'activité, la liaison entre les prix d'actifs et les fonds propres bancaires a donné lieu, dans la première section, à un développement qui se nourrit des transformations opérées depuis la libéralisation financière.

⁴¹Pour une présentation et une discussion détaillée du provisionnement dynamique, voir Jaudoin (2001).

⁴²Pour une présentation des réformes envisagées, voir par exemple la Commission Bancaire (2000) et le Comité de Bâle (2001).

Cette mutation s'est soldée par un ancrage des banques au cœur des systèmes financiers et donc par leur exposition croissante aux mouvements des prix d'actifs, comme en témoignent les processus de marchandisation, de mobiliérisation des bilans et l'essor du hors-bilan.

Par ailleurs, les modèles théoriques motivés par l'épisode du *credit crunch* de 1990 aux États-Unis – dans le sillage de la mise en place des exigences de fonds propres – permettent d'établir un lien formel entre le capital des banques et leur disposition à prêter. Quelles que soient les méthodes employées ou les pays étudiés, les études empiriques s'accordent à conclure que les banques confortablement capitalisées sont plus enclines à prêter et/ou proposent des conditions de crédits plus favorables que les établissements affichant des ratios prudentiels proches ou inférieurs au seuil réglementaire. À défaut d'une littérature homogène centrée autour de cette question, la conjonction de certains faits saillants, d'apports théoriques et empiriques, permet au final de dégager un corpus théorique cohérent, qui place les banques au cœur des cycles économiques et financiers.

L'examen statistique de la troisième section, qui vise à analyser l'incidence du dernier cycle financier aux États-Unis au filtre du canal du capital bancaire, illustre la difficulté que pose l'identification de ce canal sur le plan agrégé. Dans un contexte de baisse conjointe des prix d'actifs et de l'activité, il est compliqué de distinguer ce qui relève de l'offre et de la demande. En adoptant la méthode de Kashyap et al. (1993), nous montrons qu'il n'est pas possible de rejeter l'hypothèse d'un ralentissement de l'offre depuis le retournement boursier de 1999 aux États-Unis. Mais surtout, comme dans ce contexte les richesses nettes des emprunteurs et des créanciers tendent à s'effondrer conjointement, il est difficile de distinguer les effets imputables à l'accélérateur financier de ceux attribuables à la fragilisation des bilans bancaires. Toutefois, la méthode choisie, reposant sur la comparaison du lien entre le crédit et des indices boursiers financiers d'une part et non financiers d'autre part, permet de mettre en exergue la responsabilité de l'affaissement de la richesse des financiers. En outre, les indices utilisés ont permis de neutraliser les effets strictement imputables à l'accélérateur financier. Les tests qui en découlent renforcent l'implication de la richesse nette des établissements de crédits sur la procyclicité des conditions de financement.

L'analyse complémentaire menée sur un échantillon de 5983 banques américaines a permis d'affiner ces résultats. L'examen statistique indique d'une part que le nombre de banques contraintes par les exigences en fonds propres n'a cessé de grimper à la fin des années 1990, qui plus est dès l'amorce du repli boursier. D'autre part, les résultats montrent que ce sont surtout les petites banques, autrement dit les entités les plus sujettes aux asymétries d'information, qui ont freiné leur offre. Ce double constat peut être rattaché au canal des fonds propres bancaires : contraintes ou craignant le devenir, et conscientes de leurs difficultés pour se recapitaliser le cas échéant, les petites banques ont réduit leurs crédits au secteur industriel. Ainsi, l'ensemble de ces tests confirme l'incidence de la santé du secteur financier sur le dynamisme du financement de l'économie.

Pour finir, dans la lignée de l'article séminale de Van Den Heuvel (2002a), nous nous sommes interrogés sur la pertinence du canal des fonds propres comme canal de transmission de la politique monétaire à part entière. Quelques travaux empiriques récents et

prometteurs indiquent en effet que les établissements les moins dotés en actifs et en capital sont les plus sensibles aux mouvements de taux d'intérêt, aussi bien aux États-Unis qu'en Europe. Mais, si ce canal relaie l'action des banques centrales en temps normal, les contributions théoriques et les expériences empiriques témoignent de l'inefficacité de la politique monétaire dans un contexte de fragilisation globale du système financier (alors que les chocs financiers peuvent transiter par ce canal même dans un contexte de *capital crunch*).

Ce constat conduit naturellement à s'interroger sur les dispositions à prendre en pareilles circonstances. Au-delà des mesures d'urgence (plan de sauvetage, structures de défaisance, etc.) coûteuses y compris en termes d'aléa de moralité, les réponses adéquates sont à trouver du côté des considérations préventives de politique monétaire et prudentielle. Parvenir à déconnecter le bilan des banques du cycle économique et ainsi contrarier les mouvements de *boom and bust* constitue, sur le plan normatif, le corollaire le plus décisif du canal des fonds propres bancaires.

Deux voies de recherche permettraient d'affiner ces propos. D'abord, les tests réalisés dans la troisième section peuvent être considérés comme une étape en vue d'une étude plus approfondie et plus particulièrement orientée sur l'Europe, où le contexte économique et financier du début des années 2000 a eu des répercussions, parfois sévères, sur le secteur bancaire. Des estimations en données de panel, dans la lignée de Hubbard et al. (1999), fondées sur un échantillon comportant les caractéristiques des prêteurs, mais aussi des emprunteurs, permettraient de renforcer les résultats obtenus.

Ensuite, la déconnexion souhaitable des comportements bancaires avec le cycle financier mérite une analyse approfondie. La définition d'un ratio prudentiel contra-cyclique constitue une piste intéressante pour lisser les comportements bancaires, au même titre que la mise en œuvre d'une politique de provisionnement dynamique. La question de la neutralisation de l'impact des mouvements financiers sur la sphère réelle se trouve ainsi déplacée aux frontières de la politique monétaire et prudentielle. Elle exige donc l'étude conjointe des capacités stabilisatrices de ces deux instruments de régulation. Le modèle présenté dans le chapitre suivant est développé à cette fin.

5.6 Annexe 1 : Précisions sur les tests agrégés

5.6.1 Source des données

	Série	Source	Précisions
1	Crédits bancaires <i>corporate business</i>	Flow of Funds (09/02)	tab. L102 ligne 25
2	Crédits bancaires <i>noncorporate business</i>	Flow of Funds (09/02)	tab. L103 ligne 16
3	Crédits bancaires total	Flow of Funds (09/02)	= 1+2
4	Billets de Trésorerie	Flow of Funds (09/02)	tab. L102 ligne 21
5	Crédit inter-entreprises (exigible) <i>noncorporate</i>	Flow of Funds (09/02)	tab. L223 ligne 4
6	Crédit inter-entreprises (exigible) <i>corporate</i>	Flow of Funds (09/02)	tab. L223 ligne 3
7	Crédit inter-entreprises (exigible) total	Flow of Funds (09/02)	= 6+7
8	Déflateur du PIB	Datastream	<i>Implicit Price Index</i>
9	Indice Boursier Datastream Banques	Datastream	DS Banks
10	Indice Boursier Datastream Financiers	Datastream	DS Financials
11	Indice Boursier Datastream Global	Datastream	DS Market
12	Indice Boursier Datastream Non-Financiers	Datastream	DS Non-Financials
13	Actions à l'actif des banques US	Flow of Funds (09/02)	cf. fig. 5.2
14	PIB réel	Datastream	prix constants de 1996
15	Output gap	calcul de l'auteur	Filtre HP
16	Indice de demande de crédit	Opinion survey	Voir plus loin
17	mix	calcul de l'auteur	= 3/(3+4+7)
18	Oblig. privées et étrangères à l'actif des banques	Flow of Funds (09/02)	tab. L109 ligne 10
19	Oblig. publiques à l'actif des banques	Flow of Funds (09/02)	tab. L109 ligne 6
20	Taux d'intérêt obligations publiques à 10 ans	Datastream	code GBUS10Y
21	Conditions de crédit aux grandes entreprises	Opinion survey	<i>standards</i>
22	Conditions de crédit aux petites entreprises	Opinion survey	<i>standards P</i>
23	Indicateur de <i>spread</i> bancaire	Opinion survey	Voir plus loin

TAB. 5.17: Source des données

5.6.2 Précisions sur les données du *Senior Loan Officer Opinion survey*

Le Federal Reserve Board publie toute une gamme d'indicateurs ayant trait à l'activité bancaire, dont les trois indicateurs – de conditions de crédits (*standards*), de *spread*, et de demande – qui sont exploités dans le texte et qui figurent sur les graphiques 5.4 et 5.7. Ces indices sont construits sur la base de sondages réalisés auprès de banquier, au sujet du contexte bancaire perçu au cours du précédent trimestre. Les chiffres utilisés ont été publiés en août 2002.

Ainsi, l'indice de demande se fonde sur la réponse à la question : « Demand for C&I loans from large, middle-market and small firms is : 1) *Substantially stronger*, 2) *Moderately stronger*, 3) *About the same*, 4) *Moderately weaker*, 5) *Substantially weaker* ». L'indice tel qu'il est représenté sur le graphique 5.7 mesure le pourcentage net des banquiers qui perçoivent un accroissement de la demande de prêts. Notons que le questionnaire précise les raisons supposées d'une hausse ou d'une baisse perçue. Parmi les propositions, on trouve par exemple les besoins de reconstitution des stocks, la tenu des projets d'investissement,

la vigueur des fonds internes des emprunteurs, les besoins pour des opérations de fusions-acquisitions, le recours à d'autres modes de financement.

Suivant le même procédé, l'indice des conditions de crédit est construit sur la base des réponses à la question : « Standards for large, middle-market and small firms : 1) *Tightened considerably*, 2) *Tightened somewhat*, 3) *Remained basically unchanged*, 4) *Eased somewhat*, 5) *Eased considerably* ». Les termes du crédit concernés sont : la taille maximale des lignes de crédit, le coût du crédit, le *spread* défini comme l'écart entre le taux d'emprunt et les coûts des fonds pour la banque, les primes payées sur les crédits risqués, les exigences de garanties. Les raisons proposées pour expliquer un éventuel relâchement ou resserrement des conditions de crédit sont : la position en capital de la banque, les perspectives économiques, les problèmes spécifiques à l'industrie, la concurrence, la tolérance au risque, la liquidité du marché secondaire, l'évolution des défauts des emprunteurs, les révélations sur les irrégularités comptables. L'indice représenté sur le graphique 5.4 traduit le pourcentage net de banquiers qui prétendent avoir resserré leurs conditions de prêt au cours du trimestre passé (envers les petites et les grandes entreprises).

Enfin, le second cadran du graphique 5.4 retranscrit le pourcentage net de sondés qui reconnaît être à l'initiative d'un relèvement du *spread* bancaire (facteur des conditions de crédit).

5.6.3 Précisions sur les VAR

Le nombre de retards est déterminé par application du critère de sélection *AIC*. Le test de Ljung-Box est ensuite systématiquement effectué pour contrôler que les résidus du VAR ne sont pas autocorrélés. Si ce n'est pas le cas, alors un retard supplémentaire est ajouté, jusqu'à ce que l'hypothèse nulle du test de Ljung-Box soit acceptée. Le nombre de décalages est précisé au bas de chaque tableau récapitulant les résultats des estimations.

Préalablement à ces estimations, la stationnarité de toutes les séries est testée, à l'aide de la procédure usuelle de Dickey-Fuller. Les tests de cointégration sont fondés sur la procédure proposée par Engle & Granger. Elle consiste à tester la stationnarité du résidu de l'équation de cointégration suivant la méthode de Dickey-Fuller. Le nombre de retards optimal est déterminé par application du critère *AIC*. L'hypothèse nulle (présence d'une racine unitaire dans le résidu de l'équation de cointégration) est évaluée à l'aune des statistiques de la table de McKinnon. La vérification de la présence ou pas d'une relation de cointégration est nécessaire puisqu'elle détermine la forme adéquate du modèle : VAR ou VECM. Les résultats figurent dans le tableau 5.19. Aucune relation de cointégration n'a pu être mise en évidence sur la période d'étude.

La période d'estimation des modèles VAR est 1990 Q1 - 2002 Q2. Au vu des arguments théoriques et empiriques développés dans les premières sections, il n'apparaît pas judicieux de débiter l'estimation avant, d'autant plus si l'on se concentre sur le dernier cycle financier. Faute de données concernant l'indice *dde* en début de période, les versions intégrant cette variable sont estimées sur 1991 Q4 - 2002 Q2.

Séries	Statistique du test		Mc Kinnon à 5%		Stationnarité
	Sans trend	Avec trend	Sans trend	Avec trend	
$\log(DSB)$	2.37	1.65	2.92	3.50	non
$\Delta\log(DSB)$	5.98	6.35	2.92	3.50	oui
$\log(DSF)$	1.95	1.12	2.92	3.50	non
$\Delta\log(DSF)$	6.45	6.71	2.92	3.50	oui
$\log(DSNF)$	1.27	0.27	2.92	3.50	non
$\Delta\log(DSB)$	4.19	4.51	2.92	3.50	oui
<i>dde</i>	3.53	3.60	2.93	3.52	oui
crédits	3.10	0.94	2.93	3.52	non ^(a)
Δ crédits	4.10	4.58	2.93	3.52	oui
<i>mix2</i>	2.00	2.05	2.92	3.50	non
Δ <i>mix2</i>	7.50	7.61	2.92	3.50	oui
<i>standards</i>	1.62	2.52	2.92	3.51	non
Δ <i>standards</i>	3.10	3.08	2.93	3.51	oui ^(b)
<i>standardsP</i>	1.79	2.52	2.92	3.51	non
Δ <i>standards</i>	2.96	2.46	2.93	3.51	oui ^(b)

Période d'estimation = 1990 Q1 - 2002 Q2

(a) : au vu de la différence entre les statistiques avec/sans trend, il est raisonnable de ne pas rejeter le trend.

(b) : au vu de la proximité des statistiques avec/sans trend, il est raisonnable de rejeter le trend.

TAB. 5.18: Tests de racine unitaire (Dickey-Fuller Augmenté)

Séries	Statistique du test		Mc Kinnon à 5%		Cointégration
	Sans trend	Avec trend	Sans trend	Avec trend	
<i>mix2/DSF</i>	2.18	2.17	3.46	3.97	non
<i>mix2/DSNF</i>	1.83	1.85	3.46	3.97	non
<i>mix2/DSB</i>	2.18	2.17	3.46	3.97	non
crédits/ <i>DSF</i>	3.23	3.28	3.46	3.97	non
crédits/ <i>DSNF</i>	1.92	1.90	3.46	3.97	non
crédits/ <i>DSB</i>	3.02	3.02	3.46	3.97	non
<i>standards/DSF</i>	1.29	0.59	3.51	4.05	non
<i>standards/DSNF</i>	1.21	0.33	3.51	4.05	non
<i>standards/DSB</i>	1.28	0.52	3.51	4.05	non
<i>standardsP/DSNF</i>	1.38	0.61	3.51	4.05	non

Période d'estimation = 1990 Q1 - 2002 Q2

TAB. 5.19: Tests de cointégration (Engle & Granger)

5.6.4 Tableaux et graphiques complémentaires

Causalité à la Granger			Mesures à la Geweke (en %)	
	$\Delta mix2$	ΔDSB	$\Delta DSB \Rightarrow \Delta mix2$:	53.4 **
$\Delta mix2$	2.44*	1.48	$\Delta mix2 \Rightarrow \Delta DSB$:	43.5*
ΔDSB	1.90 *	0.72	$\Delta DSB \Leftrightarrow mix2$:	3.1

** et * = respectivement rejet de H0 au seuil de 5 et 10%.

Nombre de retards = 9

TAB. 5.20: Tests de causalité entre *DSB* et *mix2*

	Δ crédits	ΔDSB	<i>OG</i>
Δ crédits	8.92***	2.82**	0.80
ΔDSB	3.22 **	0.35	0.61
<i>OG</i>	4.75***	1.92	9.31***

***, ** et * = respectivement rejet de H0 au seuil de 1, 5 et 10%. Nombre de retards = 5

TAB. 5.21: Tests de causalité entre *DSB* et crédits

Causalité à la Granger			Mesures à la Geweke (en %)	
	$\Delta standards$	ΔDSB	$\Delta DSB \Rightarrow \Delta standards$:	48.25 ***
$\Delta standards$	0.26	1.90	$\Delta Standards \Rightarrow \Delta DSB$:	30.65*
ΔDSB	3.04 **	1.43	$\Delta DSB \Leftrightarrow \Delta standards$:	21.1***

***, ** et * = respectivement rejet de H0 au seuil de 1, 5 et 10%.

Nombre de retards = 5.

TAB. 5.22: Tests de causalité entre *DSB* et conditions de crédit (*standards*)

Variables explicatives	Modèle 2			Modèle 3		
	$\Delta standards$	ΔDSB	OG	$\Delta standards$	ΔDSB	dde
$\Delta standards$	0.49	1.71	1.65	1.29	1.45	0.25
ΔDSB	2.49**	1.13	1.50	4.75***	0.82	0.47
OG	0.70	0.52	14.2***	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow
dde	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	3.09**	0.91	15.3***

Modèle 2 : période d'estimation = 1990 Q1 - 2002 Q2. Nombre de retards = 5

Modèle 3 : période d'estimation = 1991 Q4 - 2002 Q2. Nombre de retards = 6

***, ** et * = respectivement rejet de H_0 au seuil de 1, 5 et 10%.

TAB. 5.23: Robustesse de la causalité entre DSB et $standards$

Variables explicatives	Modèle 2			Modèle 3		
	$\Delta standardsP$	$\Delta DSNF$	OG	$\Delta standardsP$	$\Delta DSNF$	dde
$\Delta standardsP$	1.53	0.46	0.53	2.28*	0.31	0.72
$\Delta DSNF$	2.20*	0.84	0.93	2.52**	0.52	1.27
OG	2.63**	1.26	14.3***	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow
dde	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	\Leftrightarrow	2.30*	1.01	8.51***

Modèle 2 : période d'estimation = 1990 Q1 - 2002 Q2. Nombre de retards = 6

Modèle 3 : période d'estimation = 1991 Q4 - 2002 Q2. Nombre de retards = 6

***, ** et * = respectivement rejet de H_0 au seuil de 1, 5 et 10%.

TAB. 5.24: Causalité entre $DSNF$ et conditions de crédit aux petites entreprises

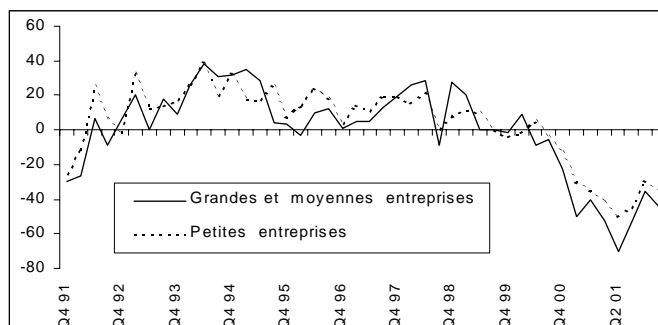


FIG. 5.7: Indicateur de demande de crédits



FIG. 5.8: Taux d'intérêt nominal sur obligation d'État à 10 ans

5.7 Annexe 2 : Source des données individuelles

La source de données *BHC Database* (BHCD) fournit les informations de bilan et hors-bilan de l'ensemble des établissements financiers régulés par le *Federal Reserve System*, le *Federal Deposit Insurance Corporation* et le *Office of the Comptroller of the Currency*. Cette base statistique est disponible en fréquence trimestrielle auprès du site de la Banque Fédérale de Chicago. Les observations retenues pour l'étude statistique de la section 5.3.2 débutent en 1995 (commencer plus tôt imposerait certains calculs pour uniformiser les mesures d'ordre prudentielle par exemple) et s'achèvent en 2000. Les années 2001 et 2002 sont indisponibles au moment de l'étude. Les données relatives à 1995 sont uniquement destinées à permettre le calcul d'un taux de croissance des crédits pour l'année 1996. Enfin les observations sont retenues sur une fréquence annuelle correspondant au dernier trimestre de chaque année.

En vue d'assurer le suivi du même échantillon de banques, les établissements qui n'apparaissent qu'après 1995 ou disparaissent avant 2000 ont été évincés. Ont aussi été exclues les banques ne rapportant aucune activité de crédit C&I. Enfin, d'autres entités ont été écartées à cause de données manquantes. Au final, l'échantillon se compose de 5983 banques. La tableau 5.25 offre un aperçu de la distribution des établissements en termes d'actifs. Les dernières colonnes rapportent les valeurs partageant l'échantillon en quartile. Ceux de 1996 sont utilisés pour distinguer le comportement des banques suivant leur taille.

Année	moyenne	écart-type	médiane	quart.1	quart. 2	quart. 3	quart. 4
1996	105865	129781	63070	33811	63070	121077	1504329
2000	153725	208692	85613	42927	85613	171880	2508549

En milliers de dollars.

TAB. 5.25: Actif total des banques - statistiques

Les observations mobilisées pour l'étude statistique sont rapportées dans le tableau 5.26. À droite de chaque variable figure le code correspondant dans la base de données originale. Le code *RCFD6056* fait référence au libellé suivant : « *Total Capital \geq 8% of adjusted total assets* », et prend la valeur 1 si la proposition est vérifiée et 0 sinon. Autrement dit, la variable *dummy prudentielle* est une variable muette qui prend la valeur 1 si l'individu n'est pas contraint au vu du critère d'exigence de fonds propres et 0 sinon. En plus de cette mesure, il est possible de calculer un ratio de capitalisation tel qu'il est défini par la composante 7 du tableau 5.26. Il se distingue du ratio Cooke uniquement par les déductions, parfois complexes, qui figurent au numérateur de ce dernier. Sans perte de généralité, le ratio de capital utilisé ici est donc plus élevé que le Cooke. Mais cette mesure s'avère cohérente : le graphique 5.9 montre que les banques considérées comme contraintes par la base de données (c'est-à-dire les banques dont la *dummy* associée est égale à 0) affichent des ratios prudentiels largement plus faibles que l'échantillon dans sa globalité.

1	Actif total	RCFD2170
2	Crédit C&I	RCFD1600
3	Provisions	RIAD4230
4	Tier 1 capital	RCFD8274
5	Tier 2 capital	RCFD8275
6	Actifs pondérés selon les risques	RCFDA224
7	Ratio de capital	$(4+5)/6$
8	Dummy prudentielle	RCFD6056

TAB. 5.26: Liste des variables utilisées et codes correspondants

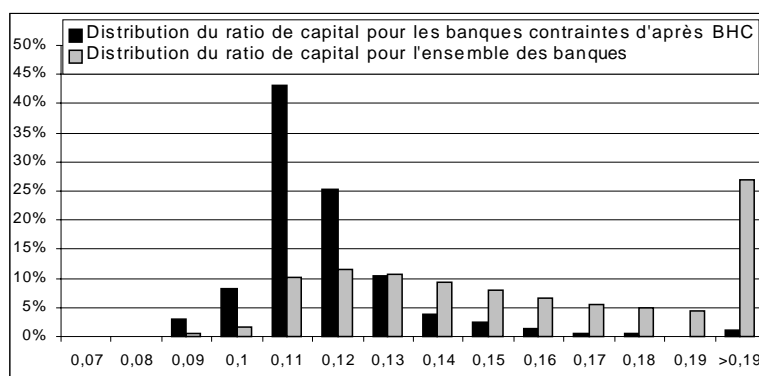


FIG. 5.9: Cohérence du ratio de capital calculé avec la dummy (2000)

Chapitre 6

Un modèle d'équilibre général dynamique avec accélérateur financier et canal du capital bancaire

There are several ways to incorporate a nontrivial role for banks into our framework; one possibility is to allow the financial intermediaries which lend to entrepreneurs to face financial frictions in raising funds themselves. In this case, the net worth of the banking sector, as well as the net worth of entrepreneurs, will matter for the models' dynamics.

Bernanke et al. (1999, p.1379)

L'étude de l'apport des cibles de prix d'actifs exige la construction d'un modèle prenant en compte l'ensemble des canaux de transmission des prix d'actifs à la sphère réelle. Si dans cette perspective les études considèrent assez facilement les effets de richesse et le canal du ratio Q de Tobin, le canal de l'accélérateur financier est en revanche moins souvent modélisé. Plus rares encore sont les travaux prenant conjointement en compte ces mécanismes avec le canal des fonds propres bancaires¹. Or, le chapitre précédent démontre l'importance du rôle des établissements de crédits dans l'amplification des cycles, notamment ceux initiés par des mouvements brusques de prix d'actifs. Il est donc opportun de développer un cadre théorique complet, où le comportement des banques est explicité de façon à prendre en compte l'ensemble des canaux de transmission des prix d'actifs.

Le modèle² proposé s'appuie sur la structure développée par Bernanke et al. (1999) – BGG par la suite –, qui présente déjà l'heureuse particularité d'insérer un mécanisme d'accélérateur financier au sein d'un modèle d'équilibre général *DNK* (*Dynamic New Keynesian framework*). Le cœur du processus repose sur l'existence d'une prime de financement externe supportée par les firmes, définie par l'écart entre le coût du crédit et le taux sans

¹Meh & Moran (2003) est une exception. Mais ces auteurs ne s'intéressent pas à la question du bien-fondé des cibles de prix d'actifs.

²Je remercie Jean-Guillaume Sahuc pour sa participation à l'élaboration d'une partie du modèle. Toute erreur ou omission m'est entièrement imputable.

risque. Cette prime est censée couvrir les frais de monitoring devant être déboursés par le créancier en cas de déclaration de faillite de l'emprunteur. Elle est endogène et décroissante avec la richesse nette des firmes. En effet, plus la richesse nette (au demeurant gageable) d'une firme est importante, et plus elle est en mesure de s'impliquer financièrement dans ses projets d'investissement, ce qui modère le conflit d'intérêt qui l'oppose à son créancier. Enfin, dans la mesure où la richesse nette des emprunteurs est procyclique (du fait de la procyclicité des profits et des prix d'actifs), la prime de financement externe est contracyclique. Ses mouvements contribuent donc à l'amplification des cycles.

L'objectif du modèle présenté dans ce chapitre est d'inclure explicitement un secteur bancaire dans ce schéma théorique, en veillant à ce que les questions de financement des banques et de conditions de crédits se posent à l'aune de la structure du bilan des intermédiaires financiers. En effet, il est supposé que les banques doivent disposer de certaines ressources mobilisables pour ensuite financer les projets d'investissements des entreprises. Ces ressources proviennent d'une part de leurs fonds propres, et d'autre part de fonds levés auprès des ménages. Or, par analogie avec la relation banques/firmes, comme il existe une asymétrie d'information entre les ménages et les banques (qui ne peut être levée qu'au prix d'un audit coûteux), ces dernières doivent également supporter une prime d'agence sur leur financement externe. Ainsi, le modèle initial de Bernanke et al. (1999) est enrichi d'un mécanisme de type canal du capital bancaire. Et comme les banques répercutent les variations du coût de leur propre financement sur celui des firmes, l'amplification des chocs est plus marquée que dans le modèle original. Enfin, dans la mesure où il inclut les provisions des banques (qui influent sur leur capital et donc sur le coût de leur financement), le modèle permettra ultérieurement d'examiner les bénéfices de certaines mesures d'ordre prudentiel.

Le schéma qui figure en annexe (p. 314), montre qu'à cette différence près, l'articulation du modèle est identique à celle de Bernanke et al. (1999). Il existe trois types de firmes :

- *Les grossistes*. En t , ils acquièrent du capital (K) auprès des producteurs de capital, qu'ils combinent avec du travail pour produire des biens de gros, moyennant une technologie à rendements d'échelle constants. Leur demande de capital dépend du rendement marginal et du coût marginal anticipés. Le capital acquis est financé en partie par autofinancement et en partie par endettement bancaire. C'est de cette relation banques/grossistes que naît le mécanisme d'accélérateur financier. C'est aussi à ce stade que s'accumulent les effets des deux asymétries d'information ; la transmission des chocs sur les fonds propres bancaires va s'amplifier par répercussion sur les conditions de crédit imposées aux grossistes.
- *Les producteurs de capital*. Une fois la production réalisée, ils achètent des biens de consommation aux détaillants à un prix unitaire (le prix des biens de consommation est pris comme numéraire), qu'ils transforment en capital physique (K). Comme les grossistes, les producteurs de capital sont en concurrence pure et parfaite. Ils ne sont pas présents en tant que tels dans le modèle original car leur comportement est internalisé par les grossistes. Les considérer comme entité à part entière ne modifie en rien le modèle, mais permet uniquement de clarifier le rôle de chacun des agents.
- *Les détaillants*. Ces firmes en concurrence monopolistique transforment sans coût les

biens de gros (acquis au prix relatif $1/X_t$) en biens de consommation finale vendus au prix $P = 1$. Par le biais d'hypothèses à la Gali & Gertler (1999), leur présence permet d'incorporer de façon simple une rigidité des prix.

Les ménages quant à eux offrent leur travail aux grossistes et consomment des biens finaux. Leur épargne sert à financer les banques.

La suite du chapitre s'organise de la manière suivante. La section 6.1 est vouée au développement du modèle. Les équilibres partiels associés aux contrats financiers déterminés dans un premier temps sont ensuite insérés dans le reste du modèle pour définir l'équilibre général. L'équilibre stationnaire et la forme log-linéaire du modèle sont exposés dans la section 6.2. La section 6.3 vise à étudier les propriétés dynamiques du modèle en insistant en particulier sur les mécanismes d'amplification des chocs. Pour ce faire, trois types d'aléas sont successivement simulés : un choc monétaire, un choc technologique et une bulle financière. Enfin, conformément aux enseignements du canal des fonds propres bancaires, la section 6.4 montre que les variables du modèle – en particulier l'inflation et la production – sont d'autant plus sensibles aux chocs que le contexte financier est fragile.

6.1 Optimisation du comportement des agents et développement du modèle

6.1.1 Détermination des contrats financiers

Cette section a d'abord pour but de présenter les hypothèses qui régissent les contrats financiers noués entre les ménages et les banques d'une part, entre les banques et les firmes d'autre part. En outre, elle permet de comprendre comment la résolution des problèmes d'agence donne naissance au canal des fonds propres bancaires et au mécanisme d'accélérateur financier. Les équilibres partiels obtenus laissent effectivement entrevoir les deux sources d'amplification des chocs reproduites par le modèle.

6.1.1.1 Relation financière entre les ménages et les banques

Le mécanisme d'emprunt et de financement peut se résumer de la manière suivante. En fin de période t , la firme i (grossiste) décide d'acquérir une certaine quantité de capital physique K_{t+1}^i pour la période suivante, au prix Q_t . Le financement de cette acquisition est assuré en partie grâce à la richesse nette que l'entrepreneur i a accumulé jusqu'ici ($N_{t+1}^{F,i}$) et en partie grâce à un emprunt bancaire auprès de la banque j ($B_{t+1}^{i,j}$). L'emprunt de la firme i auprès de la banque j peut s'écrire :

$$B_{t+1}^{i,j} = Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow N_{t+1}^{F,i} \quad (6.1)$$

Deux types de ressources permettent à la banque j de fournir $B_{t+1}^{i,j}$ (en fin de période t) à la firme i .

D'une part, elle peut mobiliser ses fonds propres (ou capital économique) notés WB_t^j , définis comme la différence entre son capital réglementaire ($N_t^{B,j}$) et ses dotations pour provisions (M_t^j) :

$$WB_t^j = N_t^{B,j} \Leftrightarrow M_t^j \quad (6.2)$$

Conformément à l'usage, les provisions couvrent les pertes attendues liées aux défaillances des emprunteurs (principal et intérêt). Elles constituent à ce titre un coût qui grève le capital des banques. Concrètement, les dotations aux provisions enregistrées à la fin de la période t (M_{t+1}^j) correspondent à l'encours des crédits octroyés (à la fin de la période $t \Leftrightarrow 1$ pour la période t), pondéré par le taux de faillite observé à la période courante. Ce taux de défaut est fonction de l'activité économique courante (Y_t) et de l'engagement des firmes dans des projets d'investissement ($Q_{t-1}K_t$). Par définition, le taux de faillite s'exprime comme le complémentaire à l'unité du taux de survie agrégé, défini par :

$$\gamma_F(\cdot) = f\left(\frac{Y_t}{Q_{t-1}K_t}\right) \text{ avec } f'(\cdot) > 0 \tag{6.3}$$

Partant, les provisions pour pertes enregistrées par l'ensemble des banques à la fin de la période t (qui rentrent dans le bilan en début de $t + 1$) s'écrivent :

$$M_{t+1} = [1 \Leftrightarrow \gamma_F(\cdot)] R_t^F B_t = \left[1 \Leftrightarrow f\left(\frac{Y_t}{Q_{t-1}K_t}\right)\right] R_t^F [Q_{t-1}K_t \Leftrightarrow N_t^F] \tag{6.4}$$

où R^F est le rendement attendu des prêts aux entreprises.

D'autre part, si les fonds propres bancaires sont insuffisants pour satisfaire les besoins de financement des firmes, les banques empruntent le complément aux ménages³ (B^B) en promesse d'un rendement espéré R_{t+1}^B . Les fonds empruntés par la banque j pour financer la firme i sont donnés par $B_{t+1}^{B,j} = B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j$, soit :

$$B_{t+1}^{B,j} = Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow N_{t+1}^{F,i} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j \tag{6.5}$$

Le bilan agrégé des firmes et des banques peut donc se résumer de la manière suivante :

Firmes		Banques	
A	P	A	P
QK	B	B	B^B
	N^F		$WB+M$

Chaque établissement bancaire a une probabilité constante⁴ de survie (notée γ_B) à chaque période (ce qui implique une espérance de vie de $\frac{1}{1+\gamma_B}$). Cette assertion vise à empêcher une situation d'autofinancement intégral du secteur bancaire, auquel cas les mécanismes amplificateurs recherchés sont enrayés. De plus, comme les entreprises (voir plus loin), les intermédiaires financiers sont soumis à un aléa idiosyncratique aléatoire *i.i.d.* noté ϵ^j , de moyenne unitaire, associé à la fonction de densité $F_B(\epsilon)$ continue et différentiable sur \mathbb{R}^+ . Le rendement *ex post* de l'activité de l'établissement j est donc égal à $\epsilon^j R_{t+1}^B$.

³C'est la seule forme d'épargne proposée aux ménages. C'est aussi la seule source de financement externe pour les banques.

⁴Il serait possible d'endogénéiser le taux de survie des banques, comme c'est le cas pour les firmes. Mais cette hypothèse viendrait alourdir le modèle sans apporter d'éléments d'analyse importants pour la suite de l'étude. En revanche, le taux de faillite endogène des firmes est précieux en ce qu'il influe sur les provisions et donc sur le capital des banques.

Or, conformément à une configuration de type « coût de vérification du résultat » à la Townsend (1979), les ménages (créanciers) ne sont pas en mesure d'observer spontanément le résultat des banques (emprunteurs). Pour ce faire, ils doivent engager un audit coûteux, proportionnel (μ_B) aux résultats annoncés par les emprunteurs. Le montant des coûts de monitoring supporté par un ménage souhaitant vérifier le résultat de la banque j (qui aurait prêté des fonds à la firme i) est donc égal à $\mu_B \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j}$. L'existence de cette asymétrie d'information va rendre le financement externe coûteux pour les banques.

La résolution de ce problème d'agence répond à la logique suivante. Le ménage détermine un seuil $\bar{\epsilon}^j$ défini tel que pour toute valeur du choc ϵ^j supérieure à cette limite, la banque est en mesure d'honorer ses engagements. Dans ce cas, le créancier récupère $\bar{\epsilon}^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j}$ et la banque ($\epsilon^j \Leftrightarrow \bar{\epsilon}^j$) $R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j}$. Dans le cas contraire, elle déclare faillite; le prêteur contrôle la déclaration et récupère l'ensemble des fonds restants (net des coûts d'audit), c'est à dire $(1 \Leftrightarrow \mu_B) \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j}$.

Comme les ménages diversifient parfaitement le risque idiosyncratique, leur coût d'opportunité est égal au taux sans risque R_{t+1} . Les termes du contrat vont donc être subordonnés à cette condition de participation :

$$\begin{aligned} & [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \bar{\epsilon}^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} + (1 \Leftrightarrow \mu_B) \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF_B(\epsilon) \\ & = R_{t+1} [B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j] \end{aligned} \quad (6.6)$$

où $[1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)]$ traduit la probabilité de succès de la banque j . Le premier terme de gauche exprime le montant récupéré par les ménages en cas de succès des investissements de la banque. Le second terme représente ce qui est remboursé par la banque en cas d'échec, net des coûts de monitoring. La somme des deux doit correspondre à ce qu'obtiendraient les ménages s'ils optaient pour une épargne rémunérée au taux sans risque. Il est démontré en annexe (p. 316) que toute augmentation du seuil $\bar{\epsilon}^j$ induit deux effets opposés sur les gains espérés par les prêteurs : en même temps qu'elle leur assure une plus forte rémunération des prêts en cas de succès, elle accroît le risque de faillite.

Dans cette configuration, le rendement net d'un intermédiaire financier correspond à tout ce qu'il gagne en cas de succès (quand ϵ^j est compris entre $\bar{\epsilon}^j$ et $+\infty$) moins ce qu'il paie à ses créanciers⁵, soit :

$$E_t \left\{ \int_{\bar{\epsilon}^j}^{\infty} \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF_B(\epsilon) \Leftrightarrow [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \bar{\epsilon}^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \right\} \quad (6.7)$$

En combinant (6.6) et (6.7), on peut simplifier l'écriture de l'objectif de maximisation de la valeur de la banque en ces termes⁶ :

$$E_t \left\{ \left[1 \Leftrightarrow \mu_B \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon dF_B(\epsilon) \right] R_{t+1}^B \right\} \left(Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow N_{t+1}^{F,i} \right) \Leftrightarrow R_{t+1} \left(Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow N_{t+1}^{F,i} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j \right) \quad (6.8)$$

⁵En cas d'échec, il perd tout.

⁶La démonstration figure en annexe p. 315.

Cette relation suggère que les banques internalisent les coûts de défaut anticipés. Ce constat est encore plus évident lorsqu'on examine le produit agrégé des banques (V^B) net des coûts de financement. D'après (6.8), l'écart entre le produit bancaire et les coûts de financement peut se définir comme :

$$V_t^B = R_t^B (Q_{t-1}K_t \Leftrightarrow N_t^F) \tag{6.9}$$

$$\Leftrightarrow \left[R_t + \frac{\mu_B \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon R_t^B (Q_{t-1}K_t \Leftrightarrow N_t^F) dF_B(\epsilon)}{Q_{t-1}K_t \Leftrightarrow N_t^F \Leftrightarrow WB_t} \right] (Q_{t-1}K_t \Leftrightarrow N_t^F \Leftrightarrow WB_t)$$

Le coût réel des ressources externes est fonction de deux facteurs (entre crochets) : le taux sans risque d'une part et le rapport des coûts d'expertise sur la quantité financée de manière externe d'autre part. Ce ratio traduit la prime de financement externe dont les banques doivent s'acquitter. En l'absence d'asymétrie d'information ($\mu_B = 0$), cette prime serait nulle, et le coût des ressources externes serait équivalent au taux sans risque R_t .

Il est possible à ce stade d'exprimer l'équation d'état qui détermine l'évolution du capital réglementaire des banques (à la fin de la période t) :

$$N_{t+1}^B = \gamma_B V_t^B + T_t^B \tag{6.10}$$

où V_t^B est défini par la relation (6.9) et où γ_B traduit la proportion de banques qui survit entre la période t et $t + 1$. La proportion $1 \Leftrightarrow \gamma_B$ qui disparaît verse sous forme de transferts T_t^B une fraction τ de sa richesse nette aux nouveaux entrants⁷, le reste étant consommé en biens finaux. La relation (6.10) peut donc se réécrire $N_{t+1}^B = [\gamma_B (1 \Leftrightarrow \tau) + \tau] V_t^B$.

À distribution donnée des risques et à N^B, WB, N^F, Q et R donnés, la maximisation de (6.8) sous la contrainte (6.6) permet de déterminer le montant des fonds empruntés par les banques auprès des ménages ($QK \Leftrightarrow N^F \Leftrightarrow WB$) et le seuil optimal pour $\bar{\epsilon}^j$ (en fonction des valeurs réalisées de $R_{t+1}^{B,j}$). Selon les conditions de premier ordre de ce programme, le traitement de l'asymétrie d'information conduit à l'instauration d'une prime de financement externe (S^B) supportée par les banques⁸. Soit :

$$S_t^B \equiv E_t \left(\frac{R_{t+1}^B}{R_{t+1}} \right) = \psi_B \left(\frac{Q_t K_{t+1} \Leftrightarrow N_{t+1}^F}{WB_{t+1}} \right) \text{ avec } \psi_B(1) = 1 \text{ et } \psi_B'(\cdot) > 0 \tag{6.11}$$

Cette prime, définie par l'écart entre le taux exigé et le taux sans risque, dépend positivement du ratio d'endettement (B_{t+1}^B / WB_{t+1}) des banques⁹. Les fonds propres bancaires

⁷Cette hypothèse permet aux nouveaux entrants de disposer d'une mise de départ ; sinon, comme la prime est infiniment élastique aux fonds propres, ils supporteraient une prime d'agence dissuasive. De plus, étant donnée la faible fraction de banques qui disparaît à chaque période (voir calibration) et vu le poids marginal de la consommation des banques dans la consommation totale, cette hypothèse arbitraire n'a pas d'implications déterminantes sur la dynamique du modèle. Elle vise essentiellement à assurer la cohérence de l'ensemble.

⁸Les fondements microéconomiques de la prime de financement externe sont détaillés en annexe à partir de la page 316.

⁹En effet, aux provisions près, $\frac{B_{t+1}}{WB_{t+1}} \approx 1 + \frac{B_{t+1}^B}{WB_{t+1}}$.

jouent évidemment un rôle déterminant sur le coût du financement externe : plus sa richesse nette est importante et plus un établissement est en mesure de s'impliquer dans ses projets, et ainsi de réduire le conflit d'intérêt qui l'oppose au créancier.

Ce résultat permet d'emblée d'anticiper l'effet des pertes sur crédits : un accroissement du taux de faillite des entreprises provoque une augmentation des provisions qui érode le capital des banques¹⁰ (WB). Partant, les établissements concernés doivent supporter une prime de financement externe plus élevée, qu'ils répercuteront ensuite sur les conditions de crédit aux entreprises. Plus généralement, la procyclicité des résultats bancaires implique une évolution contra-cyclique de la prime. Ainsi un choc récessif par exemple, qui aurait pour conséquence de comprimer le capital économique des banques, implique un relèvement du coût du financement externe et une chute de l'investissement. Le ralentissement économique venant à son tour dégrader la position en capital des établissements de crédit, et donc susciter une prime d'autant plus élevée, l'impact du choc initial est auto-entretenu et amplifié.

En outre, la relation (6.11) constitue la courbe d'offre de financement à destination des banques : les ménages exigent que le rendement du prêt consenti aux banques soit égal au taux d'intérêt réel sans risque auquel s'ajoute une prime de financement externe endogène.

L'hypothèse de transferts versés par les établissements sortants aux nouveaux entrants permet d'une part d'assurer la cohérence du mécanisme d'amplification des chocs en amputant légèrement à chaque période la richesse nette totale d'un montant qui alimente la consommation de biens finaux. D'autre part, c'est par ce mécanisme que se manifestent les effets de richesse puisque, à probabilité de faillite donnée, une plus forte valorisation des actifs bancaires entraîne une hausse de la consommation de biens finaux¹¹. Comme les banques qui ont fait défaut consomment ce qu'il leur reste une fois les transferts réalisés, leur consommation est définie par :

$$C_t^B = (1 \Leftrightarrow \tau) (1 \Leftrightarrow \gamma_B) V_t^B \quad (6.12)$$

La section suivante vise à déterminer le contrat de dette optimale qui va relier les banques aux firmes, et permettre d'explicitier B_{t+1} .

6.1.1.2 Relation financière entre les banques et les firmes

Comme dans le cas précédent, les grossistes sont soumis à un risque agrégé et un aléa (ω^i) qui leur est propre, de moyenne unitaire, indépendant et identiquement distribué dans le temps et entre les firmes. $F_F(\omega)$ est la fonction de densité associée. Elle est continue et différentiable sur \mathbb{R}^+ . Si le rendement agrégé *ex post* du capital physique est noté R_{t+1}^F , le rendement de la firme i est égal à $\omega^i R_{t+1}^F$. En début de période t , pour acquérir du capital physique noté K_{t+1} (au prix Q_t) nécessaire à leur production, les grossistes ont

¹⁰En toute logique, la mesure de santé bilantaire évaluée par les ménages exclut les pertes attendues que les banques vont devoir couvrir. Entre deux banques affichant le même niveau de capital réglementaire, la plus saine des deux est celle qui a le moins de créances douteuses.

¹¹Le même effet de richesse résulte du comportement des entrepreneurs/consommateurs. Voir plus loin.

deux possibilités : s'autofinancer à hauteur de leur richesse nette (N_{t+1}^F) et/ou emprunter auprès des banques (B_{t+1}). Conformément à la relation (6.1), la quantité empruntée par la firme i à la banque j se définit comme : $B_{t+1}^{i,j} = Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow N_{t+1}^{F,i}$.

Les grossistes ont une durée de vie finie. Une proportion endogène ($1 \Leftrightarrow \gamma_F(\cdot)$) d'entreprises est remplacée à chaque période. Plus l'activité est forte et moins ce taux de faillite est élevé. Par ailleurs, la richesse nette des entrepreneurs provient de deux sources : les profits (y compris les gains en capital) accumulés d'une part, et le revenu du travail d'autre part. Il est en effet supposé que les grossistes offrent leur travail de façon inélastique. Cette hypothèse garantit aux nouveaux entrants un revenu de base leur permettant d'emprunter d'emblée¹².

On retrouve ensuite les mêmes hypothèses que dans la relation ménages/banques :

- Il est coûteux pour les intermédiaires financiers de vérifier les résultats des firmes. Ce coût de monitoring est noté μ_F . Le montant des coûts d'audit supporté par une banque désireuse de contrôler les déclarations d'un client i est égal à $\mu_F \omega^i R_{t+1}^F Q_t K_{t+1}^i$;
- Les entreprises qui font défaut consacrent leurs profits accumulés à la consommation de biens de consommation finale avant de disparaître.

Par analogie avec le contrat ménages/banques, le contrat de dette entre les intermédiaires financiers et les firmes doit garantir la condition suivante :

$$\begin{aligned} & [1 \Leftrightarrow F_F(\bar{\omega}^i)] \bar{\omega}^i R_{t+1}^F Q_t K_{t+1}^i + (1 \Leftrightarrow \mu_F) \int_0^{\bar{\omega}^i} \omega^i R_{t+1}^F Q_t K_{t+1}^i dF_F(\omega) \\ & = R_{t+1}^B \left[Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow N_{t+1}^{F,i} \right] \end{aligned} \quad (6.13)$$

où $[1 \Leftrightarrow F_F(\bar{\omega}^i)]$ traduit la probabilité de succès de la firme i . Autrement dit, les gains espérés de l'activité de prêts bancaires doivent couvrir le coût d'opportunité correspondant au coût du financement des ressources bancaires.

Toujours par analogie, l'objectif de maximisation de la valeur de la firme peut s'écrire :

$$E_t \left\{ \left[1 \Leftrightarrow \mu_F \int_0^{\bar{\omega}^i} \omega dF_F(\omega) \right] \frac{R_{t+1}^F}{R_{t+1}^B} \right\} Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow \left(Q_t K_{t+1}^i \Leftrightarrow N_{t+1}^{F,i} \right) \quad (6.14)$$

Les firmes internalisent les coûts de monitoring, mais aussi les coûts d'agence supportés par les banques elles-mêmes, comme en témoigne la présence de R_{t+1}^B , dont la définition est donnée par (6.11).

La maximisation de (6.14) sous la contrainte (6.13) conduit à la détermination d'une prime de financement externe qui, sous une forme générale et sur le plan agrégé, s'écrit¹³ :

$$E_t \left(\frac{R_{t+1}^F}{R_{t+1}^B} \right) \equiv S_t^F = \psi_F \left(\frac{Q_t K_{t+1}}{N_{t+1}^F} \right) \quad \text{avec} \quad \psi_F'(\cdot) > 0 \quad \text{et} \quad \psi_F(1) = 1 \quad (6.15)$$

¹²Il n'est donc pas nécessaire de supposer que les firmes sortantes versent un transfert aux entreprises entrantes.

¹³Les détails de la démonstration figurent en annexe à partir de la page 326.

soit, en référence au taux sans risque :

$$E_t (R_{t+1}^F) = \left\{ \psi_F \left(\frac{Q_t K_{t+1}}{N_{t+1}^F} \right) \times \psi_B \left(\frac{Q_t K_{t+1} \Leftrightarrow N_{t+1}^F}{WB_{t+1}} \right) \right\} R_{t+1} \quad (6.16)$$

Cette relation s'interprète comme la courbe d'offre pour le financement des investissements des grossistes. Les banques exigent en effet que le rendement du capital physique corresponde à leur coût d'opportunité de mobilisation des fonds, auquel s'ajoute une prime de financement externe fonction de la santé intrinsèque des firmes (i.e. de leur niveau d'endettement et de richesse).

Clairement, cette relation traduit l'internalisation forcée du coût d'opportunité des fonds bancaires par les firmes. Lorsque les banques doivent supporter une augmentation du coût de leur financement, en raison de la détérioration de leur bilan en particulier, elles réduisent l'offre de crédit et/ou imposent des conditions de financement plus drastiques aux firmes. Comme ce sont ces dernières qui supportent *in fine* les conséquences des aléas, la procyclicité des comportements bancaires amplifie l'incidence des chocs. C'est l'idée suggérée par canal des fonds propres bancaires, exposée en détail dans le chapitre 5.

Les études empiriques confirment la sensibilité des conditions du financement intermédié à la structure des bilans bancaires. Selon Furfine (2000), Peek & Rosengren (1995*b*) et Peek & Rosengren (1997), le niveau des fonds propres est positivement relié au volume de crédit offert par les établissements financiers. Deux raisons expliquent cette connexion. La première tient au risque de violer les contraintes réglementaires de fonds propres. La seconde tient aux pressions de marché que subissent les entités jugées fragiles au vu de leur bilan. Peek et al. (2000) montrent d'ailleurs que les indices de notation prudentielle (*CAMEL5*) – qui traduisent la santé du secteur bancaire – sont des déterminants significatifs de l'offre de crédits. Concernant les conditions de crédit, Hubbard et al. (1999) indiquent qu'une fois contrôlées les caractéristiques propres aux emprunteurs, le coût du crédit imposé par les intermédiaires financiers faiblement capitalisés est significativement plus élevé que celui facturé par les banques saines.

L'abondance des indices empiriques suggère que l'accélérateur financier n'est pas le seul mécanisme susceptible d'expliquer l'amplification conjoncturelle des chocs réels et financiers. Dans la mesure où les banques répercutent tout ou partie de leurs coût de financement sur les conditions de prêt, elles contribuent à infléchir l'activité en cas de choc négatif par exemple en sevrant les firmes au moment où elles ont le plus besoin de liquidités. Ainsi, le bilan des banques importe tout autant, si ce n'est plus, que celui des entreprises dans l'amplification des cycles.

En répercutant leur coût (d'opportunité) de financement dans la tarification des prêts qu'elles accordent aux firmes, les banques affectent l'accumulation des profits des entreprises (V_t^F), définis d'après (6.14) par :

$$V_t^F = R_t^F Q_{t-1} K_t \Leftrightarrow \left(R_t^B + \frac{\mu_F \int_0^{\bar{\omega}^j} \omega R_t^F Q_{t-1} K_t dF_K(\omega)}{Q_{t-1} K_t \Leftrightarrow N_t^F} \right) (Q_{t-1} K_t \Leftrightarrow N_t^F) \quad (6.17)$$

Les profits des grossistes dépendent négativement de R^B . Partant, la santé du secteur bancaire a aussi un impact sur la richesse nette N_{t+1}^F des firmes, qui provient à la fois des profits accumulés et des salaires perçus par les entreprises qui n'ont pas fait faillite (en proportion $\gamma_f(\cdot)$) :

$$N_{t+1}^F = \gamma_F(\cdot)V_t^F + W_t^F \quad (6.18)$$

Non seulement les banques répercutent l'accroissement de leurs coûts de financement sur les conditions de crédit imposées aux firmes, mais en plus les entreprises doivent supporter une prime de financement externe d'autant plus élevée que ce surcroît d'exigence tarifaire érode leur richesse nette, conformément au principe de l'accélérateur financier.

Enfin, les firmes qui font défaut, en proportion $[1 \Leftrightarrow \gamma_F(\cdot)]$, consomment en biens finaux l'intégralité de leurs richesses accumulées depuis leur existence, soit :

$$C_t^F = [1 \Leftrightarrow \gamma_F(\cdot)] V_t^F \quad (6.19)$$

Une nouvelle fois, cet artifice permet d'éviter une configuration d'autofinancement intégral des projets d'investissement, qui annulerait la dynamique amplifiée du modèle. Par ailleurs, le transfert d'une partie de la richesse nette agrégée des firmes vers le secteur des biens de consommation – qui peut s'interpréter comme un effet de richesse – n'a qu'un effet mesuré sur l'activité étant donné le modeste poids de C_t^F dans le PIB.

Une fois déterminées les deux primes de financement externe, il reste à insérer ces relations au sein d'un modèle d'équilibre général dynamique, pour ainsi endogénéiser le taux sans risque, les rendements du capital bancaire et du capital physique, considérés jusqu'à présent comme donnés pour résoudre les équilibres partiels.

6.1.2 Équilibre général

À quelques exceptions près, les relations qui définissent le comportement des grossistes, des détaillants, des ménages et de l'État sont assez usuelles, comme en témoignent les sous-sections suivantes.

6.1.2.1 Secteurs des grossistes et des producteurs de capital physique

Les grossistes combinent un stock de capital K_t (acquis en partie par endettement) et du travail L_t pour produire des biens de gros notés Y à l'aide d'une technologie à rendements d'échelle constants de type Cobb-Douglas :

$$F(\varepsilon_t^a, K_t, L_t) = Y_t = \varepsilon_t^a K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (6.20)$$

où ε_t^a représente un facteur technologique exogène. Le travail est un agrégat Cobb-Douglas composé du travail offert par les ménages (H_t) et celui proposé par les entrepreneurs (H_t^F). Sachant que la part du travail des ménages dans le travail total est notée Ω , L_t est définie par :

$$L_t = H_t^\Omega (H_t^F)^{1-\Omega} \quad (6.21)$$

Pour leur part, les producteurs de capital physique achètent I_t unités des biens de consommation finale (au prix relatif $P_t = 1$), qu'ils utilisent comme inputs dans la fabrication de nouvelles unités de capital physique pour ensuite les vendre aux grossistes. Il existe un coût d'ajustement interne du capital noté $A(I_t, K_t)$ dont la fonction croissante et convexe en I_t/K_t est définie par¹⁴ :

$$A(I_t, K_t) = \frac{\Theta}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} \Leftrightarrow \delta \right)^2 K_t \quad (6.22)$$

avec $\Theta > 0$. Le capital physique évolue selon la loi d'inventaire permanent suivante :

$$K_{t+1} = I_t + (1 \Leftrightarrow \delta) K_t \quad (6.23)$$

De fait, comme le coût du capital (hors coût de l'endettement) est un critère de choix pour les grossistes, ils internalisent le programme de maximisation du profit des producteurs de capital. Sachant enfin que les grossistes vendent leur production au prix relatif $\rho_t \equiv 1/X_t$, leur programme de maximisation du profit s'écrit :

$$\begin{aligned} \text{Max}_{\{H_t, H_t^F, I_t, K_{t+1}\}} \Pi_t^F &= E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R_{t+\tau}^F} \right)^\tau \left\{ \rho_{t+\tau} \varepsilon_{t+\tau}^a K_{t+\tau}^\alpha H_{t+\tau}^{\Omega(1-\alpha)} (H_{t+\tau}^F)^{(1-\Omega)(1-\alpha)} \right. \\ &\quad \left. \Leftrightarrow W_{t+\tau} H_{t+\tau} \Leftrightarrow W_{t+\tau}^F H_{t+\tau}^F \Leftrightarrow I_{t+\tau} \Leftrightarrow A(I_t, K_t) \right\} \\ \text{s/c} \quad K_{t+\tau+1} &= I_{t+\tau} + (1 \Leftrightarrow \delta) K_{t+\tau} \quad / Q_{t+\tau} \end{aligned}$$

où W et W^F représentent respectivement les salaires versés aux ménages et aux entrepreneurs. On note Q le multiplicateur de Lagrange associé à la contrainte d'accumulation. Soit le Lagrangien dynamique suivant :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_\Pi &= E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \left(\frac{1}{R_{t+\tau}^F} \right)^\tau \left\{ \rho_{t+\tau} \varepsilon_{t+\tau}^a K_{t+\tau}^\alpha H_{t+\tau}^{\Omega(1-\alpha)} (H_{t+\tau}^F)^{(1-\Omega)(1-\alpha)} \Leftrightarrow W_{t+\tau} H_{t+\tau} \right. \\ &\quad \left. \Leftrightarrow W_{t+\tau}^F H_{t+\tau}^F \Leftrightarrow I_{t+\tau} \Leftrightarrow A(I_t, K_t) + Q_{t+\tau} [I_{t+\tau} + (1 \Leftrightarrow \delta) K_{t+\tau} \Leftrightarrow K_{t+\tau+1}] \right\} \end{aligned}$$

De façon habituelle, les conditions de premier ordre (CPO) relatives aux deux facteurs travail impliquent une rémunération à leur productivité marginale :

$$\frac{\partial \mathcal{L}_\Pi}{\partial H_t} = 0 \Leftrightarrow W_t = \Omega (1 \Leftrightarrow \alpha) \frac{Y_t}{H_t} \rho_t \quad (6.24)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}_\Pi}{\partial H_t^F} = 0 \Leftrightarrow W_t^F = (1 \Leftrightarrow \Omega) (1 \Leftrightarrow \alpha) \frac{Y_t}{H_t^F} \rho_t \quad (6.25)$$

¹⁴La spécification retenue ici est équivalente à l'hypothèse de coûts d'ajustement externes préférée par Bernanke et al. (1999). Cf. Hayashi (1982).

Ces deux relations définissent les fonctions de demande de travail. Ensuite, une fois réorganisée, la CPO relative à K_{t+1} peut s'écrire :

$$E_t (R_{t+1}^F) = E_t \left[\frac{\left[\rho_{t+1} \frac{\alpha Y_{t+1}}{K_{t+1}} \Leftrightarrow \frac{\Theta}{2} \left[\delta^2 \Leftrightarrow \left(\frac{I_{t+1}}{K_{t+1}} \right)^2 \right] + (1 \Leftrightarrow \delta) Q_{t+1} \right]}{Q_t} \right] \quad (6.26)$$

Cette relation définit le rendement anticipé d'une unité de capital physique : une unité additionnelle de capital acheté en t au prix Q_t permet la production de $\alpha \frac{Y_{t+1}}{K_{t+1}} \rho_t$ unités supplémentaires de biens de gros, vendues ensuite à un prix unitaire en $t + 1$. Mais elle peut aussi être revendue une fois déclassée ($1 \Leftrightarrow \delta$) au prix Q_{t+1} . La relation (6.26) peut aussi s'interpréter comme une courbe de demande de capital nouveau de la part des grossistes. Enfin, la CPO relative à I_t définit le ratio Q de Tobin :

$$Q_t = 1 + \frac{\partial A(.)}{\partial I_t} \quad (6.27)$$

La résolution du programme de maximisation du profit des grossistes et des producteurs de capital a donc permis d'endogénéiser l'évolution du capital physique, ainsi que son coût.

6.1.2.2 Le secteur des détaillants

Il existe un *continuum* de détaillants de masse unitaire sur un marché de concurrence monopolistique. Chaque détaillant acquiert des unités de biens de gros au prix $1/X_t$, qu'il différencie sans coûts et revend aux ménages et aux producteurs de capital à un prix relatif P_t unitaire. Ainsi, le coût marginal (réel) de production d'une unité de bien final est uniquement constitué du prix d'achat de la « matière première », soit $\rho_t \equiv 1/X_t$.

On note $Y_t(z)$ le bien final vendu par le détaillant z (qui équivaut à la quantité de biens de gros achetée). L'indice composite CES de production de biens de gros et l'indice des prix de détail associé sont respectivement donnés par :

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad \text{et} \quad P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\epsilon} dz \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (6.28)$$

où ϵ représente l'élasticité de substitution entre les biens différenciés. Partant, chaque détaillant fait face à une courbe de demande isoélastique usuelle donnée par¹⁵ :

$$Y_t(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P_t} \right]^{-\epsilon} Y_t \quad (6.29)$$

Le secteur de détaillants permet, sur le plan de la modélisation, d'introduire une rigidité nominale sans compliquer la résolution du modèle. Dans la lignée de Gali & Gertler (1999), nous faisons l'hypothèse qu'à chaque période, seule une proportion ($1 \Leftrightarrow \phi$) de firmes

¹⁵Des détails figurent en annexe p.329.

détaillantes a l'opportunité d'actualiser son prix (la proportion ϕ restante les laissant inchangés). Qui plus est, parmi ces firmes, seule une fraction ($1 \Leftrightarrow \varphi$) révisé son prix de façon optimale (ce sont les firmes dites *forward-looking*), la fraction φ restante se conformant à une règle de conduite *backward-looking* qui consiste uniquement à répercuter l'inflation passée sur l'ancienne tarification.

Plus précisément, les détaillants *forward-looking* choisissent leur prix (P_t^f) de façon à maximiser la chronique actualisée de leurs profits, étant données la demande anticipée pour leur bien et la contrainte qui pèse sur les réajustements de prix futurs. Soit le programme suivant :

$$\text{Max } E_t \sum_{j=0}^{\infty} (\phi\beta)^j \lambda_{t,t+j} \left[\frac{P_t^f(z)}{P_{t+j}} \Leftrightarrow \rho_{t,t+j} \right] Y_{t,t+j}(z) \quad (6.30)$$

sous la contrainte de demande (6.28). $Y_{t,t+j}(z)$ et $\rho_{t,t+j}$ traduisent respectivement la demande adressée à la firme z en $t+j$ et les coûts marginaux réels de production d'une unité de bien final pour le même horizon, quand le prix dudit bien a été établi en t . $\lambda_{t,t+j}$ représente le facteur d'escompte définissant la valeur présente (en t) du revenu réel de $t+j$. Conformément au modèle de Calvo, la résolution de ce programme implique que les firmes appliquent un taux de marge ($\frac{\epsilon}{\epsilon-1}$) à la chronique des coûts marginaux réels futurs.

Quant aux firmes *backward-looking*, elles actualisent leurs prix en fonction de l'ajustement moyen réalisé à la période précédente et d'un facteur (de prix relatif) qui corrige les écarts de tarification par rapport à la moyenne de l'ensemble des détaillants¹⁶. Soit, en notant P_t^b le prix courant fixé par les détaillants *backward-looking*, P_{t-1} l'indice globale du niveau général des prix passés et P_{t-1}^* l'indice des prix qui ont été révisés en $t \Leftrightarrow 1$:

$$\frac{P_t^b(z)}{P_{t-1}^b(z)} = \left(\frac{P_t^b(z)}{P_{t-1}^b(z)} \right) \left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-1}^b(z)} \right) \quad (6.31)$$

Ainsi, l'indice des prix agrégé P_t peut s'exprimer comme une combinaison des prix qui n'ont pas été révisés et de ceux qui viennent de l'être, soit :

$$P_t = \left[\phi (P_{t-1})^{1-\epsilon} + (1 \Leftrightarrow \phi) (P_t^*)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (6.32)$$

où P_t^* , l'indice des prix effectivement révisés en t , est défini selon la proportion de firmes *backward* et *forward* :

$$P_t^* = \left[\varphi (P_t^b)^{1-\epsilon} + (1 \Leftrightarrow \varphi) (P_t^f)^{1-\epsilon} \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (6.33)$$

La résolution intégrale du programme des firmes *forward-looking* et l'agrégation des différents comportements en matière de tarification est détaillée dans l'annexe du chapitre 2 (page 132). Ce choix de modélisation permet d'aboutir à une courbe de Phillips hybride, qui fait dépendre le taux d'inflation de ses valeurs futures mais aussi passées (en plus des coûts marginaux réels). La dynamique de cette spécification ainsi obtenue est plus réaliste que celle des versions intégralement prospectives (Fuhrer (1997b), Estrella & Fuhrer (1998)).

¹⁶Cf. Gali & Gertler (1999).

6.1.2.3 Les ménages

Il existe un *continuum* de ménages de masse unitaire et de durée de vie infinie. Chaque ménage travaille, consomme et épargne. Ses préférences sont définies sur un agrégat CES de consommation (C_t) et d'offre de travail (H_t). Le ménage représentatif choisit une séquence de consommation, de travail et de prêts aux banques qui maximise sa fonction d'utilité définie par :

$$E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \left[\frac{\sigma_c}{\sigma_c \Leftrightarrow 1} \left(\frac{C_{t+\tau}}{C_{t+\tau-1}^h} \right)^{\frac{\sigma_c-1}{\sigma_c}} \Leftrightarrow \frac{\sigma_h}{\sigma_h + 1} (H_{t+\tau})^{\frac{\sigma_h+1}{\sigma_h}} \right] \quad (6.34)$$

avec $\beta \in (0, 1)$, où σ_c représente l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation et σ_h l'élasticité de la désutilité liée au nombre d'heures totales travaillées.

La fonction d'utilité porte l'empreinte d'une formation d'habitude dans le profil de consommation (C_{t-1}^h). L'influence de cette habitude sur l'utilité courante est proportionnelle à la consommation passée. Elle est plus ou moins forte selon la valeur du paramètre $h \in (0, 1)$. Cette modification, par rapport au schéma initial de Bernanke et al. (1999), permet d'accroître la viscosité du comportement de consommation des ménages et implique un retour à l'équilibre moyennant un profil évolutif en forme de bosse, conformément à ce qu'indiquent les indices empiriques (Fuhrer (2000), Boldrin, Christiano & Fisher (2000)).

En plus de la rémunération liée à leur activité de financement des banques et à leur travail (rémunéré au taux de salaire W_t), les ménages sont propriétaires des firmes détaillantes, ce qui leur donne droit à un dividende fixe et certain (correspondant aux profits des détaillants) noté Π_t . En considérant enfin que l'État lève des impôts forfaitaires T_t , la contrainte de budget intertemporel du ménage représentatif s'écrit :

$$C_t + \frac{B_{t+1}^B}{(1 + i_t^B) P_t} \leq W_t H_t + \frac{B_t^B}{P_t} \Leftrightarrow T_t + \Pi_t \quad (6.35)$$

où i_t^B représente le taux de rendement des prêts consentis en quantité B_t^B aux banques¹⁷.

La maximisation de (6.34) sous la contrainte (6.35), à laquelle est associé le multiplicateur de Lagrange λ_t s'écrit donc :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_{conso} = & E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \beta^{\tau} \left\{ \frac{\sigma_c}{\sigma_c \Leftrightarrow 1} \left(\frac{C_{t+\tau}}{C_{t+\tau-1}^h} \right)^{\frac{\sigma_c-1}{\sigma_c}} \Leftrightarrow \frac{\sigma_h}{\sigma_h + 1} (H_{t+\tau})^{\frac{\sigma_h+1}{\sigma_h}} \right. \\ & \left. + \lambda_{t+\tau} \left[W_{t+\tau} H_{t+\tau} + \frac{B_{t+\tau}}{P_{t+\tau}} \Leftrightarrow T_{t+\tau} + \Pi_{t+\tau} \Leftrightarrow C_{t+\tau} \Leftrightarrow \frac{B_{t+\tau+1}}{(1 + i_{t+\tau}^B) P_{t+\tau}} \right] \right\} \quad (6.36) \end{aligned}$$

On en déduit les conditions de premier ordre respectivement relatives à C_t , B_{t+1}^B et H_t

¹⁷De façon cohérente avec le programme des détaillants, l'indice composite de consommation est un agrégat de biens différenciés à la Dixit-Stiglitz, défini par la relation (6.135). L'indice des prix associés est donné par (6.28).

suivantes :

$$\lambda_t = \left(\frac{C_t}{C_{t-1}^h} \right)^{\frac{\sigma_c-1}{\sigma_c}} \frac{1}{C_t} \Leftrightarrow \beta h E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t^h} \right)^{\frac{\sigma_c-1}{\sigma_c}} \frac{1}{C_t} \right] \quad (6.37)$$

$$0 = \lambda_t \Leftrightarrow (1 + i_t^B) \beta E_t \lambda_{t+1} \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (6.38)$$

$$H_t = (\lambda_t W_t)^{\sigma_h} \quad (6.39)$$

Conformément à l'hypothèse de formation d'habitude, la relation (6.37) implique que les décisions de consommation sont prises en référence à la consommation anticipée mais aussi à la consommation passée. En la combinant avec (6.38), on obtient une relation d'Euler modifiée. Enfin, la CPO (6.39) définit l'offre de travail.

6.1.2.4 Définition des chocs et comportement de l'État

L'État effectue des dépenses publiques (G_t) financées par un impôt forfaitaire. Sa contrainte s'écrit $G_t = T_t$. L'évolution des dépenses est donnée par :

$$\ln(G_t) = (1 \Leftrightarrow \rho_g) \ln(\bar{G}) + \rho_g \ln(G_{t-1}) + \varepsilon_t^g \quad (6.40)$$

avec ε_t^g un choc exogène de dépenses publiques et $\rho_g < 1$.

La politique monétaire est traduite par une règle monétaire, de type règle de Taylor, pouvant être définie de la façon suivante :

$$(1 + i_t) = (1 + i_{t-1})^{\beta_i} \left[\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{\beta_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^n} \right)^{\beta_y} \right]^{1-\beta_i} \exp(\varepsilon_t^i) \quad (6.41)$$

où i_t représente le taux d'intérêt nominal, Y^n le produit naturel et ε_t^i un choc de politique monétaire (ou composante discrétionnaire de la politique monétaire). On note $\beta_i \in (0, 1)$, $\beta_\pi > 1$ et $\beta_y > 0$. S'il est supposé ici que la banque centrale ne répond qu'aux écarts d'inflation et de PIB à leur cible, d'autres arguments – en particulier les prix d'actifs – peuvent y être intégrés.

Le facteur technologique de la fonction de production des grossistes est supposé suivre un processus autorégressif tel que :

$$\ln(\varepsilon_t^a) = (1 \Leftrightarrow \rho_a) \ln(\bar{\varepsilon}^a) + \rho_a \ln(\varepsilon_{t-1}^a) + \zeta_t^a \quad (6.42)$$

où ζ_t^a traduit un choc technologique exogène.

Enfin, l'équation (6.43) rapporte l'équilibre emplois-ressources sur le marché des biens et services. Les deux derniers termes, qui traduisent les ressources employées dans les coûts de monitoring, peuvent être considérés comme négligeables.

$$Y_t = C_t + C_t^F + C_t^B + I_t + G_t + \mu_B \int_0^{\bar{\varepsilon}} \epsilon dF_B(\epsilon) R_t^B B_t + \mu_F \int_0^{\bar{\omega}} \omega dF_F(\omega) R_t^F Q_{t-1} K_t \quad (6.43)$$

6.1.2.5 Présence et développement d'une bulle financière

La valeur fondamentale du capital physique (dépréciable) des firmes est définie par la chronique actualisée des dividendes qu'il engendre, soit :

$$\begin{aligned} Q_t &= E_t \sum_{i=0}^{\infty} \left[(1 \Leftrightarrow \delta)^i D_{t+1+i} / \prod_{j=0}^i R_{t+1+j}^F \right] \\ &= E_t \left\{ [D_{t+1} + (1 \Leftrightarrow \delta) Q_t] / R_{t+1}^F \right\} \end{aligned} \quad (6.44)$$

où D représente les dividendes distribués par les firmes. Le prix de marché du capital, noté Z peut temporairement dévier de sa valeur fondamentale Q_t . Il existe donc une « bulle » dès lors que $Z_t \neq Q_t$. Si une bulle émerge en t , elle est supposée persister et se développer avec une probabilité notée p_F . Son évolution est alors donnée par :

$$Z_{t+1} \Leftrightarrow Q_{t+1} = \frac{a}{p_F} (Z_t \Leftrightarrow Q_t) R_{t+1}^F \quad (6.45)$$

avec $p_F < a < 1$, où a correspond à un paramètre de croissance exogène. Comme $a/p_F > 1$, la bulle continue de croître tant qu'elle n'a pas explosé. Une fois qu'elle éclate, on retrouve l'égalité $Z = Q$.

Les simulations figurant dans la section 6.3.4 permettront d'analyser l'incidence d'une bulle financière. À ce stade, il est juste utile de souligner que la présence d'une bulle implique une distinction entre le rendement *fondamental* du capital physique et son rendement *spéculatif*. Si le premier est toujours fidèle à (6.26), le second est donné par¹⁸ :

$$E_t (R_{t+1}^Z) = E_t (R_{t+1}^F) \left[\nu + (1 \Leftrightarrow \nu) \frac{Q_t}{Z_t} \right] \quad (6.46)$$

avec $\nu = a(1 \Leftrightarrow \delta)$. Il s'ensuit que Z_t doit se substituer à Q_t dans les équations définissant les accumulations de richesse et les primes de financement externes¹⁹ : en période de déconnexion avec les fondamentaux, la richesse nette des agents (banques et firmes) est artificiellement gonflée. Partant, le renforcement apparent des bilans leur autorise des conditions de financement plus souples. En l'absence de bulle, le rendement de marché coïncide avec le rendement fondamental : $R_t^Z = R_t^F$.

6.2 Le modèle calibré sous forme linéaire

6.2.1 Équilibre stationnaire

Conformément aux notations habituelles, \bar{X} traduit la valeur, à l'état stationnaire, de la variable X_t .

¹⁸Cf. annexe p. 331.

¹⁹i.e. relations (6.9), (6.11), (6.16) et (6.17).

$\frac{\bar{I}}{\bar{Y}}$: Selon l'équation d'accumulation du capital physique, il est établi que $\frac{\bar{I}}{\bar{K}} = \delta$. Par suite, comme $\frac{\partial A(\cdot)}{\partial \bar{K}} = \frac{\Theta}{2} \left[\delta^2 \Leftrightarrow \left(\frac{\bar{I}}{\bar{K}} \right)^2 \right] = 0$ dans (6.26), et comme $\bar{Q} = 1 + \Theta \left[\frac{\bar{I}}{\bar{K}} \Leftrightarrow \delta \right] = 1$, alors $\bar{R}^F = \alpha \bar{\rho} \frac{\bar{Y}}{\bar{K}} + (1 \Leftrightarrow \delta)$. Par conséquent :

$$\frac{\bar{Y}}{\bar{K}} = \frac{[\bar{R}^F \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \delta)]}{\alpha \bar{\rho}} \quad (6.47)$$

Enfin, comme $\frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \frac{\bar{Y}}{\bar{K}} = \delta$, alors

$$\frac{\bar{I}}{\bar{Y}} = \frac{\delta \alpha \bar{\rho}}{[\bar{R}^F \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \delta)]} \quad (6.48)$$

$\frac{\bar{C}^F}{\bar{Y}}$: Selon (6.17) et (6.19), sachant qu'à l'équilibre le taux de faillite des firmes est donné par $\bar{\gamma}_F = f \left(\frac{\bar{Y}}{\bar{Q}\bar{K}} \right)$, sachant que²⁰ $\bar{R} \times \bar{S}^B = \bar{R}^B$, et en observant que $\frac{\bar{N}^F}{\bar{Y}} = \frac{\bar{N}^F}{\bar{K}} \frac{\bar{K}}{\bar{Y}}$ on trouve :

$$\frac{\bar{C}^F}{\bar{Y}} = (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \bar{R}^F \left(\frac{\bar{N}^F}{\bar{K}} \right) \left(\frac{\bar{K}}{\bar{Y}} \right) \quad (6.49)$$

où $\frac{\bar{N}^F}{\bar{K}}$ est exogène, et $\frac{\bar{K}}{\bar{Y}}$ est donné par (6.47).

$\frac{\bar{C}^B}{\bar{Y}}$: D'après (6.9) et (6.12), comme $\frac{\bar{W}\bar{B}}{\bar{Y}} = \frac{\bar{W}\bar{B}}{\bar{B}} \frac{\bar{B}}{\bar{Y}}$, et comme $\frac{\bar{B}}{\bar{Y}} = \frac{\bar{Q}\bar{K} - \bar{N}^F}{\bar{Y}} = \frac{\bar{K}}{\bar{Y}} \left(1 \Leftrightarrow \frac{\bar{N}^F}{\bar{K}} \right)$, on obtient :

$$\frac{\bar{C}^B}{\bar{Y}} = (1 \Leftrightarrow \tau) (1 \Leftrightarrow \gamma_B) \bar{R}^B \frac{\bar{W}\bar{B}}{\bar{B}} \left(1 \Leftrightarrow \frac{\bar{N}^F}{\bar{K}} \right) \left(\frac{\bar{K}}{\bar{Y}} \right) \quad (6.50)$$

où $\frac{\bar{W}\bar{B}}{\bar{B}}$, le ratio d'endettement d'équilibre des banques, est exogène (déterminé en référence aux séries historiques de fonds propres) et où $\frac{\bar{K}}{\bar{Y}}$ est donné par (6.47). Sachant finalement que la part des dépenses publiques dans le PIB est exogène, il est possible de définir celle de la consommation des ménages. Conformément à l'égalité emploi / ressources :

$$\frac{\bar{C}}{\bar{Y}} = 1 \Leftrightarrow \frac{\bar{C}^F}{\bar{Y}} \Leftrightarrow \frac{\bar{C}^B}{\bar{Y}} \Leftrightarrow \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \Leftrightarrow \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \quad (6.51)$$

On note ensuite que la prime des firmes, à l'état stationnaire, s'exprime comme :

$$\bar{S}^F = \frac{\bar{R}^F}{R^B}$$

avec, d'après (6.38), $R^B = \frac{1}{\beta}$.

²⁰Soulignons que l'expression qui figure entre crochets dans (6.9) correspond à $R_t \times S_t^B$.

Les valeurs d'équilibre \bar{N}^B/\bar{B} et \bar{N}^F/\bar{K} sont également utiles pour la détermination numérique de l'état stationnaire puis pour la calibration. D'après (6.9) et (6.10), on peut écrire :

$$\frac{\bar{N}^B}{\bar{B}} = [\gamma_B (1 \Leftrightarrow \tau) + \tau] \bar{R}^B \frac{\overline{WB}}{\bar{B}} \quad (6.52)$$

De la même façon, sachant que $\bar{R}^B \times \bar{S}^F = \bar{R}^F$, alors :

$$\frac{\bar{N}^F}{\bar{K}} = \frac{(1 \Leftrightarrow \alpha)(1 \Leftrightarrow \Omega) \frac{\bar{Y}}{\bar{K}} \bar{\rho}}{1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F \bar{R}^F} \quad (6.53)$$

Enfin, on notera que la ratio fonds propres bancaires / provisions à l'état stationnaire est égale au taux de faillite d'équilibre : $\frac{\bar{M}}{\bar{B}} = (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F)$.

6.2.2 Le modèle log-linéarisé

En notant de façon usuelle $x_t = \ln(X_t)$ et $\hat{x}_t = \log(X_t) \Leftrightarrow \log(\bar{X})$, le modèle se compose des relations log-linéarisées suivantes²¹.

- Prime de financement externe pour les banques (cf. (6.11)) :

$$\hat{r}_{t+1}^B = \hat{r}_{t+1} + \psi_B^\varepsilon \frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \left[\hat{z}_t + \hat{k}_{t+1} \right] \Leftrightarrow \psi_B^\varepsilon \frac{\bar{N}^F}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \hat{n}_{t+1}^F \Leftrightarrow \psi_B^\varepsilon \widehat{wb}_{t+1} \quad (6.54)$$

où $\psi_B^\varepsilon = \frac{\psi_B'(\mathfrak{N})}{\psi_B(\mathfrak{N})}$, l'élasticité de la fonction $\psi_B(\cdot)$, traduit la sensibilité de la prime à la structure financière des bilans bancaires (au voisinage de l'état stationnaire).

- Processus d'accumulation du capital réglementaire bancaire (cf. (6.10)) :

$$\begin{aligned} \hat{n}_{t+1}^B &= [\gamma_B (1 \Leftrightarrow \tau) + \tau] \bar{R}^B \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{N}^B} \hat{r}_t^B \\ &\Leftrightarrow [\gamma_B (1 \Leftrightarrow \tau) + \tau] \bar{R}^B \psi_B^\varepsilon \left(\frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \right) \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \overline{WB})}{\bar{N}^B} (\hat{z}_{t-1} + \hat{k}_t) \\ &\Leftrightarrow [\gamma_B (1 \Leftrightarrow \tau) + \tau] \bar{R}^B \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \overline{WB})}{\bar{N}^B} \hat{r}_t \\ &+ [\gamma_B (1 \Leftrightarrow \tau) + \tau] \bar{R}^B \psi_B^\varepsilon \left(\frac{\bar{N}^F}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \right) \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \overline{WB})}{\bar{N}^B} \hat{n}_t^F \\ &+ [\gamma_B (1 \Leftrightarrow \tau) + \tau] \bar{R}^B \left[\psi_B^\varepsilon \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \overline{WB})}{\bar{N}^B} + \frac{\overline{WB}}{\bar{N}^B} \right] \widehat{wb}_t \end{aligned} \quad (6.55)$$

- Provisionnement (« statique ») des banques (cf. (6.4)) :

$$\begin{aligned} \hat{m}_{t+1} &= (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \bar{R}^F \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{M}} \hat{r}_t^F \Leftrightarrow f^\varepsilon \bar{\gamma}_F \bar{R}^F \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{M}} \hat{y}_t \\ &\Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \bar{R}^F \frac{\bar{N}^F}{\bar{M}} \hat{n}_t^F + \bar{R}^F \left[(1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{M}} + \bar{\gamma}_F f^\varepsilon \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{M}} \right] (\hat{z}_{t-1} + \hat{k}_t) \end{aligned} \quad (6.56)$$

²¹Quelques détails figurent en annexe page 331.

où $f^\varepsilon = \frac{f'(\aleph)}{f(\aleph)}\aleph$, l'élasticité de la fonction $f(\cdot)$, traduit la sensibilité du taux de survie des firmes à l'activité économique (au voisinage de l'état stationnaire).

- Fonds propres (capital économique) des banques (cf. (6.2)) :

$$\widehat{wb}_t = \left(\frac{\bar{N}^B / \bar{B}}{\bar{W}B / \bar{B}} \right) \hat{n}_t^B \Leftrightarrow \left(\frac{1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F}{\bar{W}B / \bar{B}} \right) \hat{m}_t \quad (6.57)$$

- Consommation des banques (cf. (6.12)) :

$$\begin{aligned} \hat{c}_t^B &= (1 \Leftrightarrow \tau) (1 \Leftrightarrow \gamma_B) \bar{R}^B \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{C}^B} \hat{r}_t^B \\ &\Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \tau) (1 \Leftrightarrow \gamma_B) \bar{R}^B \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \bar{W}B)}{\bar{C}^B} \hat{r}_t \\ &\Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \tau) (1 \Leftrightarrow \gamma_B) \bar{R}^B \psi_B^\varepsilon \left(\frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \right) \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \bar{W}B)}{\bar{C}^B} (\hat{z}_{t-1} + k_t) \\ &+ (1 \Leftrightarrow \tau) (1 \Leftrightarrow \gamma_B) \bar{R}^B \psi_B^\varepsilon \left(\frac{\bar{N}^F}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \right) \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \bar{W}B)}{\bar{C}^B} \hat{n}_t^F \\ &+ (1 \Leftrightarrow \tau) (1 \Leftrightarrow \gamma_B) \bar{R}^B \left[\psi_B^\varepsilon \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F \Leftrightarrow \bar{W}B)}{\bar{C}^B} + \frac{\bar{W}B}{\bar{C}^B} \right] \widehat{wb}_t \end{aligned} \quad (6.58)$$

- Prime de financement externe pour les firmes (cf. (6.16)) :

$$\hat{r}_{t+1}^F = \hat{r}_{t+1}^B + \psi_F^\varepsilon \left[\hat{z}_t + \hat{k}_{t+1} \Leftrightarrow \hat{n}_{t+1}^F \right] \quad (6.59)$$

où $\psi_F^\varepsilon = \frac{\psi_F'(\aleph)}{\psi_F(\aleph)}\aleph$ représente l'élasticité de la fonction $\psi_F(\cdot)$. Comme dans (6.54), la présence de z en lieu et place de q se justifie par le fait qu'en cas d'écart entre le prix de marché du capital et sa valeur fondamentale, c'est le premier qui joue sur les primes de financement externe. Si on définit $bub \equiv z \Leftrightarrow q$, alors en l'absence de bulle, on retrouve l'expression usuelle avec $q_t (= z_t)$.

- Processus d'accumulation de la richesse nette des détaillants (cf. (6.17)) :

$$\begin{aligned} \hat{n}_{t+1}^F &= \left[\bar{\gamma}_F f^\varepsilon \bar{R}^F + (1 \Leftrightarrow \alpha) (1 \Leftrightarrow \Omega) \frac{\bar{Y}}{\bar{N}^F} \bar{\rho} \right] \hat{y}_t + \bar{\gamma}_F \bar{R}^F \frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{N}^F} \hat{r}_t^F \\ &\Leftrightarrow \bar{\gamma}_F \bar{R}^F \left[f^\varepsilon + \psi_F^\varepsilon \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{N}^F} \right] (\hat{z}_{t-1} + \hat{k}_t) \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F \bar{R}^F \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{N}^F} \hat{r}_t^F \\ &+ \bar{\gamma}_F \bar{R}^F \left[\psi_F^\varepsilon \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{N}^F} + 1 \right] \hat{n}_t^F + (1 \Leftrightarrow \alpha) (1 \Leftrightarrow \Omega) \frac{\bar{\rho}\bar{Y}}{\bar{N}^F} \hat{\rho}_t \end{aligned} \quad (6.60)$$

- Consommation des détaillants (cf. (6.19)) :

$$\begin{aligned} \hat{c}_t^F &= (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \bar{R}^F \frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{C}^F} \hat{r}_t^f \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \bar{R}^F \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{C}^F} \hat{r}_t^B \Leftrightarrow f^\varepsilon \bar{\gamma}_F \bar{R}^F \frac{\bar{N}^F}{\bar{C}^F} \hat{y}_t \\ &+ \bar{R}^F \left[f^\varepsilon \bar{\gamma}_F \frac{\bar{N}^F}{\bar{C}^F} \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \psi_F^\varepsilon \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{C}^F} \right] (\hat{z}_{t-1} + \hat{k}_t) \\ &+ (1 \Leftrightarrow \bar{\gamma}_F) \bar{R}^F \left[\psi_F^\varepsilon \frac{(\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F)}{\bar{C}^F} + \frac{\bar{N}^F}{\bar{C}^F} \right] \hat{n}_t^f \end{aligned} \quad (6.61)$$

- Fonction de production (cf. (6.20)) :

$$\hat{h}_t = \frac{1}{\Omega (1 \Leftrightarrow \alpha)} \left(\hat{y}_t \Leftrightarrow \hat{\epsilon}_t^a \Leftrightarrow \alpha \hat{k}_t \right) \quad (6.62)$$

Comme dans Bernanke et al. (1999), le travail total des entrepreneurs est normalisé à 1.

- Accumulation du capital physique (cf. (6.23)) :

$$\hat{k}_{t+1} = (1 \Leftrightarrow \delta) \hat{k}_t + \delta \hat{I}_t \quad (6.63)$$

- Rendement (fondamental) du capital physique (cf. (6.26)) :

$$\hat{r}_t^F = \frac{\alpha \bar{\rho} \bar{Y}}{\bar{R}^F \bar{Q} \bar{K}} (\hat{y}_t + \hat{\rho}_t) \Leftrightarrow \left[\frac{\alpha \bar{\rho} \bar{Y}}{\bar{R}^F \bar{Q} \bar{K}} + \frac{\Theta \delta^2}{\bar{R}^F \bar{Q}} \right] \hat{k}_t + \frac{\Theta \delta^2}{\bar{R}^F \bar{Q}} \hat{I}_t + \frac{(1 \Leftrightarrow \delta)}{\bar{R}^F} \hat{q}_t \Leftrightarrow \hat{q}_{t-1} \quad (6.64)$$

- Investissement des firmes (cf. (6.27)) :

$$\hat{q}_t = \Theta \delta \left(\hat{I}_t \Leftrightarrow \hat{k}_t \right) \quad (6.65)$$

- Consommation des ménages (cf. (6.37)) :

$$\begin{aligned} \hat{c}_t &= \frac{h(\sigma_c \Leftrightarrow 1)}{\beta h^2 \sigma_c \Leftrightarrow \beta h^2 + \beta h \sigma_c \Leftrightarrow 1} \hat{c}_{t-1} + \frac{\beta h(\sigma_c \Leftrightarrow 1)}{\beta h^2 \sigma_c \Leftrightarrow \beta h^2 + \beta h \sigma_c \Leftrightarrow 1} E_t \hat{c}_{t+1} \\ &+ \frac{\sigma_c (1 \Leftrightarrow \beta h)}{\beta h^2 \sigma_c \Leftrightarrow \beta h^2 + \beta h \sigma_c \Leftrightarrow 1} \hat{\lambda}_t \end{aligned} \quad (6.66)$$

- Équation d'Euler (cf. (6.38)) :

$$\hat{\lambda}_t = E_t \hat{\lambda}_{t+1} + \hat{r}_{t+1}^B \quad (6.67)$$

- Équilibre sur le marché du travail, obtenu en égalisant l'offre (6.39) à la demande (6.24) :

$$\hat{\rho}_t = \frac{\sigma_h + 1}{\sigma_h} \hat{h}_t \Leftrightarrow \hat{y}_t \Leftrightarrow \hat{\lambda}_t \quad (6.68)$$

- Courbe de Phillips (cf. (6.32) et 6.33) :

$$\hat{\pi}_t = \theta^f E_t \hat{\pi}_{t+1} + \theta^b \hat{\pi}_{t-1} + \kappa \hat{\rho}_t \quad (6.69)$$

avec $\theta^b \equiv \frac{\varphi}{\phi + \varphi[1 - \phi(1 - \beta)]}$, $\theta^f \equiv \frac{\beta\phi}{\phi + \varphi[1 - \phi(1 - \beta)]}$ et $\kappa \equiv \frac{(1 - \varphi)(1 - \phi)(1 - \beta\phi)}{\phi + \varphi[1 - \phi(1 - \beta)]}$.

- Bulle sur le capital physique (cf. (6.45)) :

$$\hat{z}_t \Leftrightarrow \hat{q}_t = b \frac{a\bar{R}^F}{p_F} (\hat{z}_{t-1} \Leftrightarrow \hat{q}_{t-1}) + b\varepsilon_t^b \quad \text{avec } b = \begin{cases} 1 & \text{si bulle} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (6.70)$$

- Relation entre le rendement fondamental et le rendement spéculatif (cf. (6.46)) :

$$\hat{r}_{t+1}^z = \hat{r}_{t+1}^F \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow a(1 \Leftrightarrow \delta)) (\hat{z}_t \Leftrightarrow \hat{q}_t) \quad (6.71)$$

- Marché des biens et services (cf. (6.51)) :

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \hat{c}_t + \frac{\bar{C}^B}{\bar{Y}} \hat{c}_t^B + \frac{\bar{C}^F}{\bar{Y}} \hat{c}_t^F + \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \hat{I}_t + \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \hat{g}_t \quad (6.72)$$

- Taux d'intérêt réel de court terme :

$$\hat{r}_t = \hat{i}_t \Leftrightarrow E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (6.73)$$

- Dépenses gouvernementales (cf. (6.40)) :

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t^g \quad (6.74)$$

- Règle de politique monétaire (cf. (6.41)) :

$$\hat{i}_t = \beta_i \hat{i}_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \beta_i) [\beta_\pi \hat{\pi}_t + \beta_y \hat{y}_t] + \varepsilon_t^i \quad (6.75)$$

- Choc technologique (cf. (6.42)) :

$$\hat{\varepsilon}_t^a = \rho_a \hat{\varepsilon}_{t-1}^a + \zeta_t^a \quad (6.76)$$

- Consommation totale :

$$\hat{c}_t^{\text{tot}} = \left(\frac{\bar{C}/\bar{Y}}{\bar{C}^{\text{tot}}/\bar{Y}} \right) \hat{c}_t + \left(\frac{\bar{C}^F/\bar{Y}}{\bar{C}^{\text{tot}}/\bar{Y}} \right) \hat{c}_t^F + \left(\frac{\bar{C}^B/\bar{Y}}{\bar{C}^{\text{tot}}/\bar{Y}} \right) \hat{c}_t^B \quad (6.77)$$

6.2.3 Calibration

Le tableau 6.1 en annexe (page 334) rapporte les valeurs des paramètres et l'état stationnaire induit du modèle de base. Certains paramètres sont assez consensuels. C'est le cas de δ , le taux de dépréciation du capital (fixé à 0.025), du taux d'escompte (fixé à 0.99, qui implique $R^B = 1.0101$) et de la part du capital dans la valeur ajoutée (0.35). Le poids du travail des entrepreneurs dans la valeur ajoutée est négligeable ($\Omega = 0.99$). De façon habituelle, le paramètre de coût d'ajustement du capital est relativement élevé ($\Theta = 10$). Quant aux paramètres ayant trait au programme du consommateur, l'élasticité de substitution intertemporelle (σ_c) et l'élasticité liée à la désutilité du travail (σ_h) sont respectivement fixées à 0.75 et 0.32, des valeurs plausibles au vue de la littérature. De plus,

le paramètre d'habitude (h) est fixé à 0.6, valeur qui s'inscrit dans l'intervalle [0.57-0.96] considéré par exemple par Smets & Wouters (2002) et Sahuc (2002).

À propos de la courbe de Phillips, il est supposé que seulement 1/4 des firmes modifie son prix à chaque période²² ($\phi = 0.75$), et parmi elles, seule la moitié actualise de façon optimale ($\varphi = 0.5$). Étant donné β , ces hypothèses impliquent un coefficient inertiel (θ^b) égal à 0.40 et un coefficient prospectif (θ^f) proche de 0.60. Les estimations réalisées dans le chapitre 2 ont permis de montrer qu'il s'agissait d'une calibration convenable pour la zone euro. Le coefficient associé aux coûts marginaux réels (κ) est quant à lui égal à 0.026.

Concernant la valeur d'équilibre du ratio \overline{WB}/\bar{B} la BCE fournit dans son bulletin mensuel des données qui permettent de calculer le rapport moyen du capital des banques sur le total de leurs prêts. L'examen statistique réalisé²³ suggère un rapport moyen égal à 0.1538 sur la période 1997-2003. Ensuite, s'il n'existe pas d'évaluation agrégée européenne du taux de défaillance des banques, Ehrmann et al. (2001) et Gropp, Vesela & Vulpes (2002) rapportent que les faillites bancaires sont assez rares en Europe, où l'intervention des gouvernements permet généralement d'éviter la liquidation des établissements. À titre d'exemple, alors que 1500 banques américaines ont déposé le bilan entre 1980 et 1994, seulement 50 banques privées ont fait faillite depuis 1966 en Allemagne. Même les crises financières les plus graves, comme dans les pays scandinaves, n'ont pas été suivies de faillites massives. Le taux de survie des banques (γ_B) doit donc être élevé (0.99). En toute cohérence, il doit même être plus élevé que le taux de survie (stationnaire) des firmes ($\bar{\gamma}_F$). Enfin, sans perte de généralité, il est supposé que les banques sortantes versent la moitié de leur richesse accumulée aux nouveaux entrants ($\tau = 0.5$).

Étant donné que les banques répercutent leur prime sur celle des firmes, l'élasticité de la prime des banques et des firmes à leur structure financière respective n'a pas à être démesurément élevée pour générer une amplification des chocs. Comme le montrent les simulations dynamiques, des coefficients ψ_B^ε et ψ_F^ε respectivement fixés à 0.015 et 0.02 suffisent à amplifier les chocs par rapport à un modèle DNK standard. La sensibilité du taux de survie des firmes à l'activité économique (f^ε) est un paramètre inconnu. Cette élasticité est fixée à 0.25. Mais dans le chapitre suivant, nous examinerons l'incidence de ce paramètre sur les résultats obtenus. Enfin, conformément à Bernanke & Gertler (1999), le paramètre de croissance de la bulle a vaut 0.98, et la probabilité de pérennisation de la bulle est d'un demi à chaque période (dès lors qu'elle s'est développée).

À l'état stationnaire, certaines variables sont considérées comme connues. C'est le cas du poids des dépenses publiques, établi à 16.22% selon la base de données²⁴ de Fagan et al. (2001) (FHM). Le coût marginal réel d'équilibre est quant à lui fixé à 1/1.2. À défaut de données agrégées exploitables pour estimer le rapport d'équilibre du total des actifs des firmes sur leur richesse nette (\bar{N}^F/\bar{K}), ce rapport est supposé être égal à 0.4. Cette valeur correspond à la valeur moyenne (au coût historique) observée pour les firmes américaines sur la période 1985-2000 (cf. annexe p.333).

²²Ce faisant, les prix sont fixés en moyenne pour 4 trimestres.

²³Cf. annexe p.333.

²⁴Voir aussi Moyen & Sahuc (2003).

Ainsi, connaissant Ω , α , $\bar{\rho}$, \bar{N}^F/\bar{K} , $\frac{\bar{W}B}{\bar{B}}$, \bar{R}^B , γ_B , $\bar{\gamma}_F$, δ et τ , la cohérence de l'état stationnaire est assurée par la résolution d'un système de 5 équations ((6.47), (6.49), (6.50), (6.52) et (6.53)) à 5 inconnues (\bar{R}^F , \bar{C}^F/\bar{Y} , \bar{C}^B/\bar{Y} , \bar{K}/\bar{Y} et \bar{B}/\bar{N}^B).

Il en ressort un taux d'emprunt des firmes \bar{R}^F égal à 1.01342; la hiérarchie des taux est ainsi respectée. De plus, le ratio des prêts sur le capital réglementaire des banques vaut 15.46% et le rapport \bar{K}/\bar{Y} 7.592. Ce dernier implique un taux d'investissement moyen de 18.98%, un chiffre proche de la moyenne observée sur les données FHM sur la période 1985-2000 (20%). La part de la consommation des banques et celle des firmes dans le PIB est respectivement égale à 0.003 et 0.046. Les effets de richesse représentent donc au total un peu moins de 5% du PIB, une limite haute pour la zone euro. Étant données ces valeurs, la part de la consommation des ménages atteint 59.83% du PIB et la consommation totale ($C + C^F + C^B$) 64.80% du PIB, soit une valeur très proche de celle suggérée par la base FHM. Les principaux agrégats économiques suggérés par le modèle sont donc cohérents avec ceux observés pour la zone euro.

6.3 Dynamique et enseignements du modèle

6.3.1 Les mécanismes d'amplification

Le graphique 6.1 permet de comparer le comportement du modèle sous sa forme log-linéarisé, suite à un choc négatif de politique monétaire (correspondant à un accroissement d'un demi point du taux d'intérêt nominal). Pour apprécier les effets amplificateurs induits d'une part par l'accélérateur financier et d'autre part par le canal des fonds propres bancaires, trois versions du modèle sont étudiées :

- La première configuration suppose l'existence d'un marché du crédit en information parfaite. Les primes de financement externes sont donc nulles, quelle que soit la structure du bilan des agents. Ce modèle est exempt d'effets amplificateurs, soit $E_t(R_{t+1}) = E_t(R_{t+1}^B) = E_t(R_{t+1}^F)$.
- La deuxième version du modèle intègre seulement un mécanisme d'accélérateur financier. Comme dans la structure originale de BGG, l'asymétrie d'information entre les banques et les firmes se traduit par l'existence d'une prime de financement externe supportée par les firmes, plus ou moins élevée selon leur position bilancielle. En effet, moins les firmes sont riches, moins elles peuvent s'impliquer financièrement dans le financement de leurs propres projets. En réponse à cela, les créanciers chargent les emprunteurs d'une prime visant à couvrir les coûts de monitoring qu'ils devront déboursier en cas de déclaration de défaut. Soit $R^B = R_t$ et $R_t^F = R_t \times S_t^F$, avec S_t^F la prime d'agence.
- Enfin, la dernière configuration correspond au modèle complet développé dans les sections précédentes, avec à la fois accélérateur financier et canal des fonds propres bancaires. Comme les firmes, les banques supportent alors une prime d'agence – fonction de leurs fonds propres – sur les fonds qu'elles empruntent.

La règle monétaire (6.41) boucle le modèle avec les paramètres suivants : $\beta_i = 0.8$, $\beta_\pi = 3.0$ et $\beta_y = 0.2$. Au vu des estimations rapportées dans le chapitre introductif,

cette combinaison correspond approximativement à la pratique de la plupart des banques centrales.

En l'absence de toute friction financière, le modèle s'apparente à un modèle DNK standard. Conformément à l'attente, la hausse du taux d'intérêt provoque une diminution de l'investissement (par appréciation du coût du capital) et de la consommation. La baisse consécutive de l'activité provoque à son tour une chute de l'inflation.

Ensuite, deux canaux expliquent la baisse de l'investissement dans le modèle intégrant un mécanisme d'accélérateur financier²⁵. D'une part, la hausse des taux se diffuse par le canal habituel du coût du capital. D'autre part, le choc monétaire érode la richesse nette des entrepreneurs, ce qui aggrave les conflits d'agence. Partant, la hausse du taux d'intérêt se traduit clairement sur le graphique 6.1 par l'augmentation de la prime de financement externe supportée par les firmes. Conséquence des imperfections de marché, le coût du crédit est donc supérieur au taux sans risque. Ce mécanisme s'auto-entretient : le coût du financement externe augmente d'autant plus que la baisse de l'activité dégrade en retour la structure du bilan des firmes (d'où « accélérateur »). Ainsi, au cours du trimestre suivant le choc, le déclin de l'investissement est plus de deux fois supérieur à celui observé dans le modèle à information parfaite.

Parallèlement, l'accroissement du taux d'intérêt provoque une baisse de la consommation totale. Bien que moins directement visée par le mécanisme amplificateur introduit, l'évolution de la consommation n'est pas indépendante de la dynamique générale du modèle. Par conséquent, son déclin est plus marqué que dans le modèle DNK standard. Si bien qu'au final, conformément au modèle original de BGG, la contraction de l'activité et la diminution de l'inflation sont très nettement supérieures (de respectivement 35% et 25% pour le seul premier trimestre) à celle obtenue en l'absence de frictions financières.

Enfin, la dynamique du modèle complet peut être analysée en deux temps.

- D'une part, le relèvement du taux sans risque est synonyme d'accroissement du coût de financement pour les banques, indépendamment des problèmes d'agence. Cette augmentation pèse sur les fonds propres des établissements de crédit (toutes choses égales par ailleurs, la marge diminue), d'autant plus que l'activité décline et que les dotations pour provisions augmentent. La prime de financement externe supportée par les établissements financiers s'en trouve d'autant plus élevée.
- Comme les banques répercutent en partie cette hausse sur les conditions auxquelles elles prêtent aux firmes, les entreprises voient leur prime augmenter, indépendamment de leur propre structure financière. Cette dernière a aussi une incidence, au travers du mécanisme d'accélérateur financier : le relèvement de la prime de financement externe des firmes est d'autant plus violent que, d'autre part, leur richesse nette elle-même se dégrade avec le ralentissement économique.

²⁵Certes, le passage d'une version à l'autre a des effets sur la structure du PIB, ne serait-ce qu'en raison de la présence ou pas de C^F et/ou C^B . Mais ces modifications sont mineures, et ne compromettent pas la comparaison des trois modèles. Notons que la consommation représentée sur les graphiques est la consommation totale.

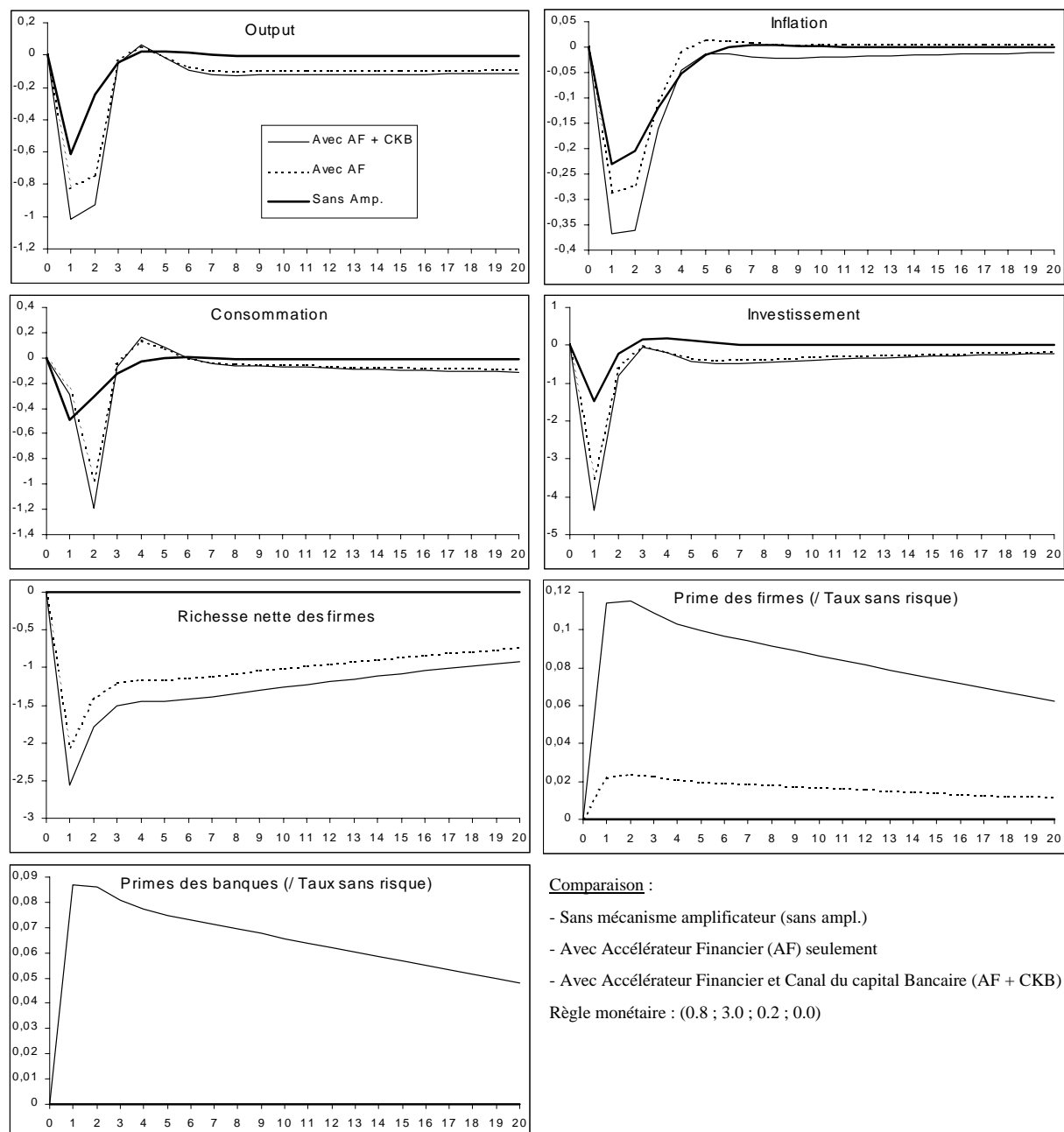


FIG. 6.1: Réponse à un choc de politique monétaire : avec/sans effets amplificateurs

Sur le graphique, on observe que la présence d'une prime d'agence sur le financement des banques se traduit par un durcissement très marqué des conditions de crédits : la prime des firmes est 6 fois plus élevée que dans la configuration précédente. La réduction de l'investissement n'en est que plus forte. Tant et si bien que la chute de l'output est d'environ 25% supérieure à celle obtenue avec le seul accélérateur financier, et 65% plus importante que dans le modèle exempt de frictions financières. Le différentiel d'inflation répond à peu près aux mêmes proportions. La présence du canal des fonds propres bancaires renforce donc l'amplification dont le seul canal d'accélérateur financier était précédemment responsable.

Ainsi, les enseignements de ces premières simulations sont conformes à l'attente. Bien entendu, il serait possible d'accroître l'ampleur des fluctuations du modèle complet en augmentant la valeur des élasticités ψ_F^ε et ψ_B^ε . Mais les valeurs choisies sont satisfaisantes et suffisantes pour illustrer les mécanismes d'amplification imputable à l'accélérateur financier, et surtout au canal du capital bancaire. Les sections suivantes visent à analyser les propriétés dynamiques du modèle complet soumis à un choc monétaire, technologique et à une bulle financière.

6.3.2 Dynamique du modèle suite à un choc de politique monétaire

La section précédente a déjà permis de commenter les effets d'un choc de politique monétaire. Le graphique 6.2 précise toutefois l'évolution des taux d'intérêt. Le choc sur le taux nominal se traduit par une augmentation du taux d'intérêt réel (sans risque), celui-là même qui détermine le coût du financement pour les banques, et par répercussion toute la hiérarchie des coûts de financement. En effet, la superposition des primes illustre clairement l'évolution positive des *spread* (écarts entre les coûts de financement et le taux sans risque) et le fait que les banques répercutent le renchérissement de leur financement sur le coût du crédit bancaire. Par voie de conséquence, la prime des firmes s'élève davantage que celle des banques. Conformément aux principes exposés dans le chapitre 5, en relayant les chocs au reste de l'économie, les banques se comportent comme des vecteurs et des amplificateurs de chocs.

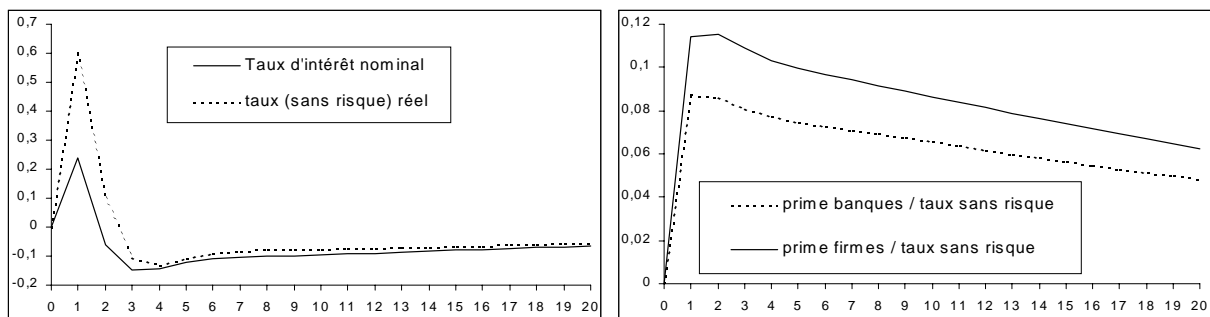


FIG. 6.2: Choc de politique monétaire (règle : 0.8 ; 3.0 ; 0.2)

Il est aussi important de préciser que, conformément au critère habituellement recherché en la matière, les variables telles que l'investissement, la consommation, l'output et l'inflation rejoignent l'équilibre en dessinant un profil en forme de bosse (cf. graphique 6.1). Cette dynamique est notamment permise par les viscosités introduites dans la formation des prix et dans la consommation. En outre, la persistance du modèle est forte : pour la plupart des variables, le retour à l'équilibre requiert plusieurs années²⁶. La très forte viscosité des richesses nettes (firmes et banques) et des primes en est grandement responsable.

Enfin, nous pouvons noter qu'un choc monétaire admet les mêmes propriétés qu'un choc de demande pour les banques centrales, au sens où il implique une évolution de même signe de l'inflation et de l'output gap. Ce constat est important pour la suite de l'analyse (voir chapitre suivant).

6.3.3 Dynamique du modèle suite à un choc technologique

Le modèle complet est à présent soumis à un choc technologique négatif et unitaire (tel que $\zeta_t^a = \Leftrightarrow 1.0$). Conformément à l'attente, ce choc implique d'une part une baisse de l'output. D'autre part, l'ajustement graduel de la demande à l'offre provoque une hausse des prix. Ainsi, dès lors que ces deux variables figurent dans la fonction de perte des autorités monétaires, ce type de choc présuppose l'existence d'un arbitrage inflation/croissance à court terme ; la banque centrale est tiraillée par la hausse des prix d'un côté et la chute de l'activité de l'autre. Dans l'exemple considéré, la priorité est donnée à la stabilisation de l'inflation ($\beta_\pi > \beta_y$). De ce fait, comme le montre le graphique 6.3, le relèvement des taux destiné à combattre l'inflation se traduit par un sacrifice de production.

Concernant les mécanismes amplificateurs, le relèvement des taux directeurs implique une réaction en chaîne sur le marché des fonds prêtables. Comme dans le cas d'un choc de politique monétaire, la hausse du taux sans risque se conjugue avec l'accroissement de la prime de financement externe (imputable à la diminution du capital économique) pour durcir les conditions de financement des banques. Afin de couvrir cette augmentation du coût d'opportunité de détention des fonds propres, les établissements de crédit imposent aux firmes un taux d'emprunt plus élevé. Ce durcissement des conditions de crédit est d'autant plus important que la richesse nette des firmes se dégrade par ailleurs. Au final, la baisse de l'investissement s'ajoute à celle de la consommation pour faire chuter la production.

Une nouvelle fois, la persistance du modèle s'explique en majeure partie par la viscosité des richesses nettes et donc par celle des primes. L'équilibre est retrouvé au bout de 4 à 5 années pour les principales composantes du PIB. Cette vitesse de convergence est un bon compromis entre celle déduite des modèles VAR, où la résonance des chocs peut atteindre jusqu'à une vingtaine d'années (voir le chapitre 2 et Fuhrer (1997b) par exemple) et celle des modèles RBC, trop rapide pour être plausible (Fuhrer & Moore (1995a), Estrella & Fuhrer (1998)).

²⁶Il n'empêche que le modèle est stable et donc le retour à l'équilibre certain. Le modèle admettant autant de variables *forward* indépendantes que de variables prédéterminées de module supérieur à 1, les conditions de Blanchard-Khan sont en effet respectées.

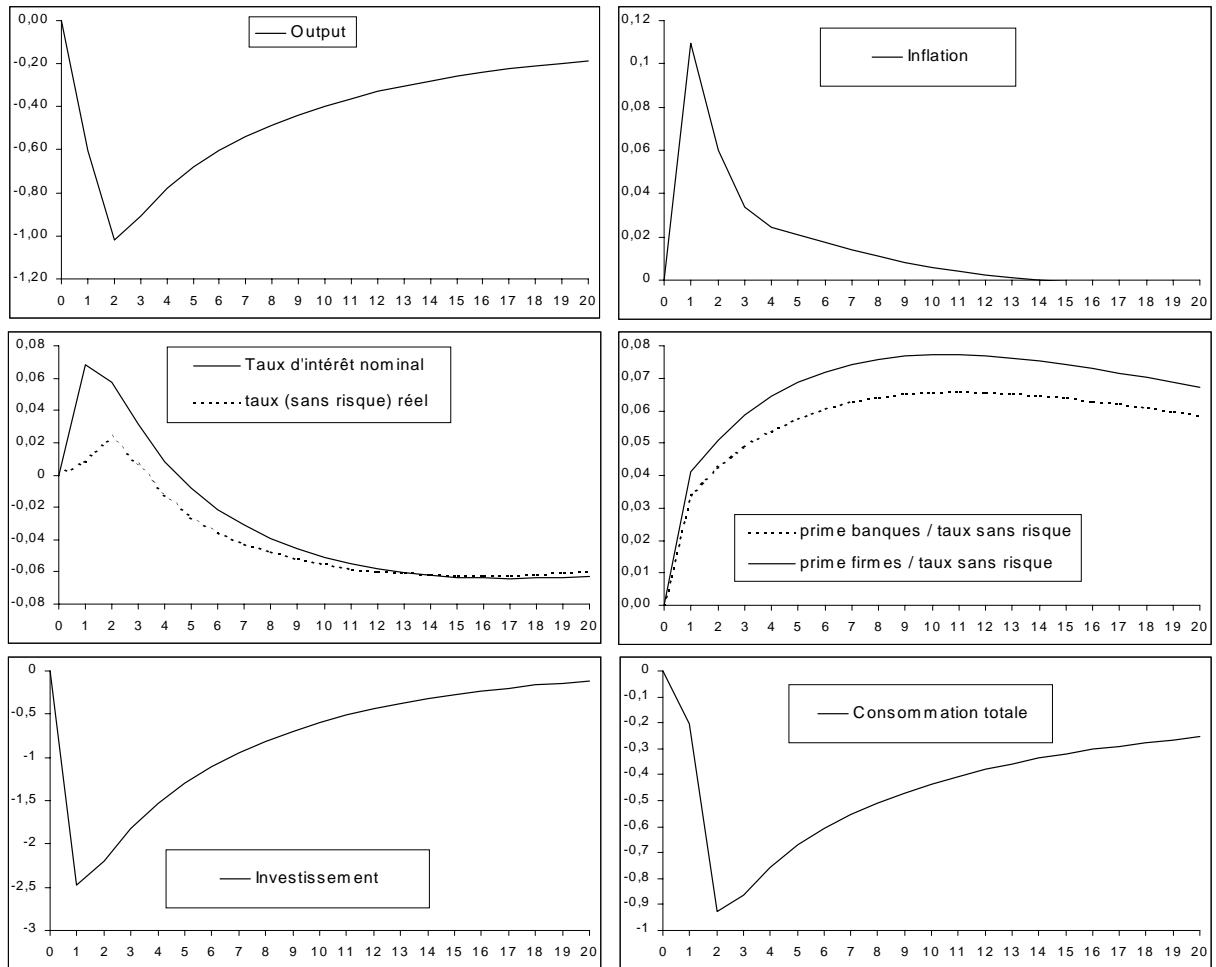


FIG. 6.3: Choc technologique (règle : 4.5 ; 0.25 ; 0.0)

6.3.4 Les effets d'une bulle financière

Le modèle est à présent soumis à une bulle financière. Celle-ci est définie comme l'écart entre le prix de marché du capital physique Z_t et son prix fondamental Q_t . Elle ne survient pas de manière endogène. Par construction, son apparition, son développement et son explosion sont à la discrétion du modélisateur²⁷. Une fois advenue, la bulle se développe pendant 1 an avant d'exploser au cours du cinquième trimestre. L'explosion n'est pas anticipée par les agents. Étant donnée la calibration retenue pour a (paramètre exogène de croissance de la bulle) et p_F (probabilité de pérennisation de la bulle), la bulle double (à peu près) à chaque période tant qu'elle n'a pas explosé.

Les simulations dynamiques vont d'emblée permettre de souligner l'importance que revêt la politique monétaire dans un contexte de bulle, selon que la règle est *accommodante* ou *agressive*.

²⁷Techniquement, son déploiement est la conséquence d'un choc ε_t^b sous l'hypothèse que $b = 1$. Le choc financier initial ε_t^b est de 0.1.

6.3.4.1 Bulle et politique monétaire accommodante

Le graphique 6.4 illustre la dynamique du modèle lorsque la banque centrale suit une règle monétaire « accommodante », avec les coefficients de réaction suivant : $\beta_i = 0.8$, $\beta_\pi = 1.2$ et $\beta_y = 0.0$. L'impact d'une bulle transite par plusieurs canaux.

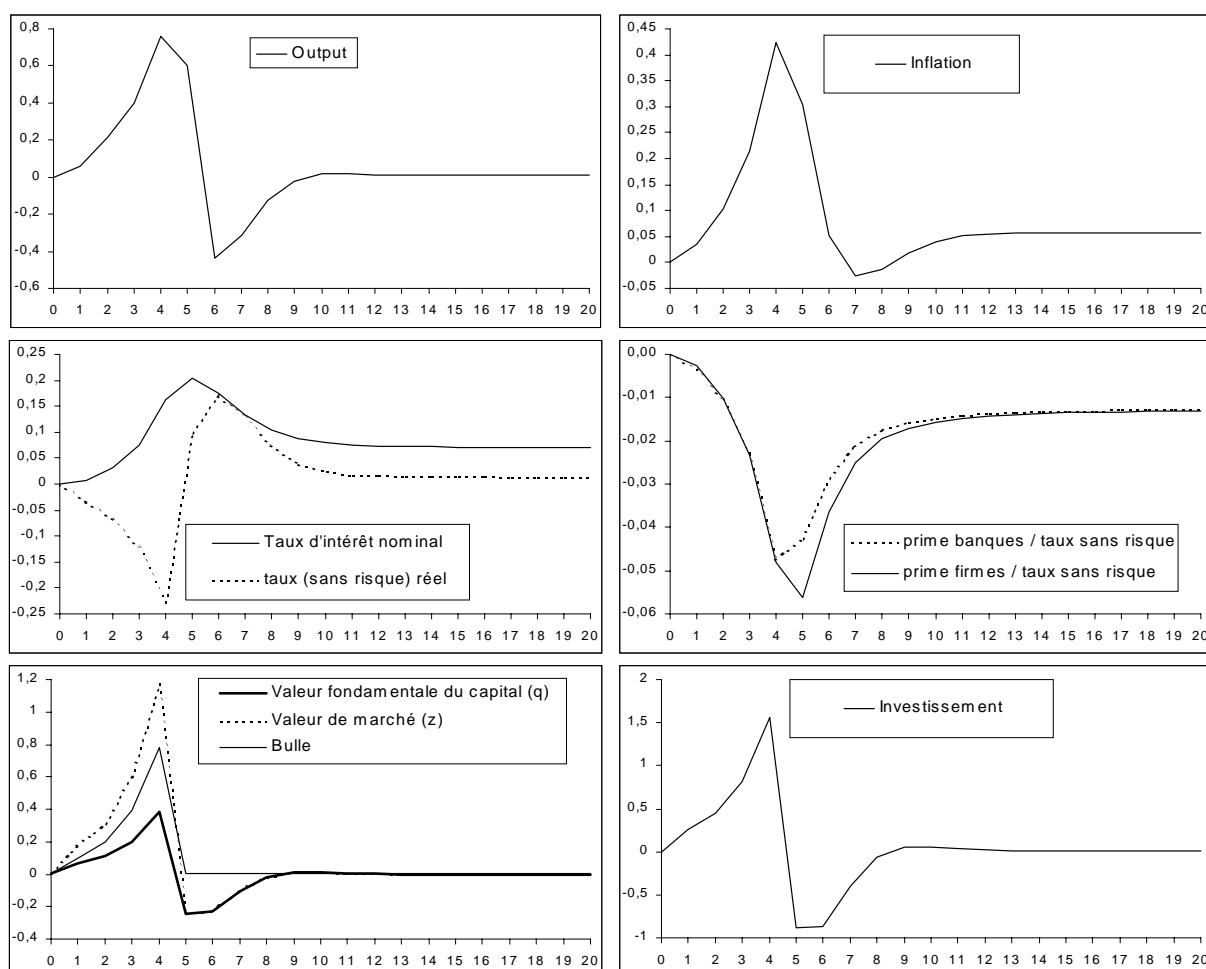


FIG. 6.4: Bulle financière - Règle accommodante (0.8 ; 1.2 ; 0.0)

D'abord, le découplage des prix avec les fondamentaux génère un effet de richesse qui stimule la consommation. En effet, à taux de faillite donné, un accroissement des prix d'actifs²⁸ (Z_t) entraîne une augmentation de la richesse nette des firmes et des banques consommatrices de biens finaux (les « sortantes »).

Ensuite, comme l'illustre l'épisode récent sur les marchés des valeurs technologiques, le gonflement illusoire de la richesse nette des firmes – synonyme de croissance artificielle de leur rendement – accroît leur capacité de financement interne et surtout conduit les banques

²⁸Par extension, le terme « prix d'actifs » fait ici référence au prix Q_t ou Z_t du capital physique des firmes.

à leur proposer des conditions d'emprunt plus favorables (baisse de la prime d'agence). Partant, comme les fonds propres bancaires augmentent avec le rendement de leur actif, le rendement de l'activité des financiers est lui-même dopé par la bulle. La baisse du coût du crédit est donc d'autant plus prononcée que, fortes d'un capital économique en apparence plus élevé, les banques bénéficient aussi d'une diminution de leur propre coût de financement²⁹. En somme, dans la mesure où les créanciers (banques et ménages) sont sensibles à la valeur de marché de leurs clients, ils sont abusés par l'illusion financière que crée la bulle.

Enfin, si les mécanismes relevés jusqu'ici font essentiellement référence à la structure de bilan des agents et aux conditions de financement inhérentes, la bulle affecte aussi le coût du capital physique, au travers du canal du ratio Q de Tobin. Toutefois, comme Bernanke & Gertler (1999), il est supposé que les décisions d'investir des firmes sont fondées sur les seuls fondamentaux³⁰ (sur Q_t plutôt que Z_t). Ce choix de modélisation est justifiable au vu des travaux empiriques³¹ de Andersen & Subbaraman (1996), Tease (1993) et Chirinko & Schaller (1996). Insensibles aux bulles, les projets des firmes ne sont donc jamais motivés par des considérations spéculatives. Pour autant, comme le montre le dernier cadran en bas à gauche sur le graphique 6.4, en présence d'une politique monétaire laxiste, une bulle parvient à faire augmenter la valeur fondamentale des entreprises. Partant, ces dernières profitent de la diminution du coût d'emprunt pour investir davantage. L'augmentation conjointe de l'investissement et de la consommation stimule l'activité et génère des tensions inflationnistes.

Conformément à l'intuition et aux constats empiriques, une bulle financière est donc synonyme d'euphorie et de myopie face au désastre. L'accumulation de richesse rend le financement externe peu onéreux, ce qui stimule l'activité, qui en retour renforce la solidité financière (apparente) des agents. Ce mécanisme s'auto-entretient jusqu'à ce que la bulle éclate. Dès lors, l'effondrement du prix de marché des actifs (qui rejoignent leur valeur fondamentale) ampute les fonds propres des banques et des firmes, ce qui provoque une baisse de l'investissement et de la consommation. L'économie enregistre alors une période de récession.

Cependant, le comportement du modèle est assez différent quand la banque centrale suit une règle monétaire plus « agressive ».

6.3.4.2 Bulle et politique monétaire agressive

La comparaison des effets d'une règle « laxiste » avec ceux d'une règle « agressive » va d'emblée permettre d'illustrer l'importance que revêt le régime de politique monétaire

²⁹Il n'est pas abusif de supposer que les ménages sont sensibles à la valorisation de marché des agents qu'ils financent (ici les banques). Parmi les déterminants permettant d'expliquer l'engouement des ménages pour les actifs boursiers à la fin des années 1990, les études n'écartent pas l'effet incitatif créé par l'exceptionnelle performance des marchés. Cf. Bertaut & Starr-McCluer (2000) par exemple.

³⁰Cf. relation (6.27) p. 284.

³¹Cf. chapitre 4 p.177. Dupor (2002) suppose au contraire que les décisions d'investir sont influencées par les bulles.

dans un contexte de bulle. En effet, comme l'investissement ne réagit pas directement à la valeur de marché du capital, mais à sa valeur fondamentale, une politique monétaire rigoureuse qui parviendrait à contenir l'augmentation de cette dernière devrait en même temps amortir les fluctuations de l'économie. C'est ce qui est effectivement observé sur le graphique 6.5, où la bulle est identique à celle simulée dans la section précédente mais où β_π vaut 3.0 (et non plus 1.2).

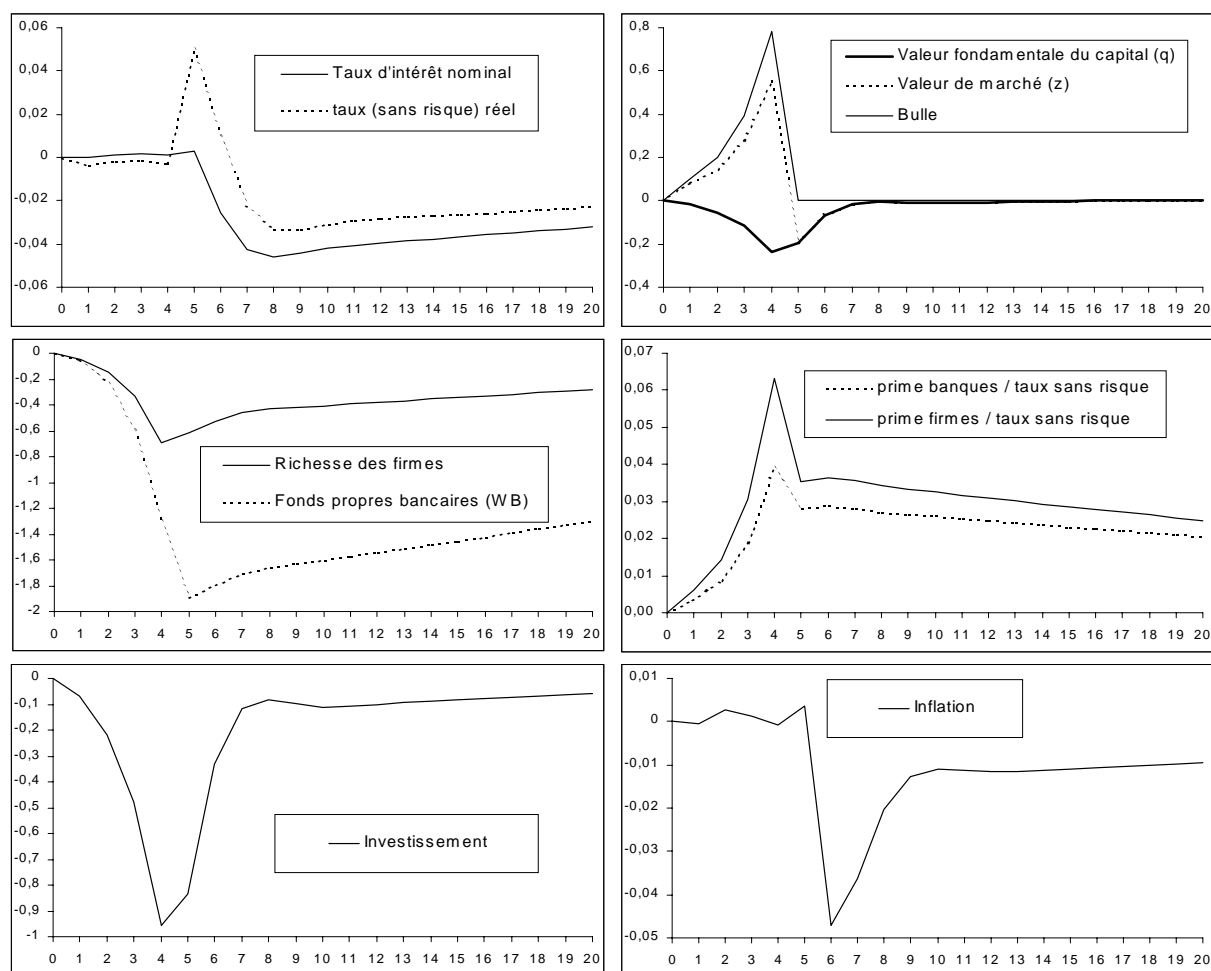


FIG. 6.5: Bulle financière - Règle agressive (0.8 ; 3.0 ; 0.0)

Ce graphique illustre comment une règle rigoureuse dissuade la formation d'un épisode euphorique. Alors que la valeur de marché des entreprises s'élève, leur valeur fondamentale décroît avec la bulle. Ce résultat, de prime abord peu intuitif, tient certes à l'hypothèse suivant laquelle l'investissement est indépendant du prix de marché des actifs, mais tient aussi et surtout à l'importance des anticipations dans le modèle³². En effet, les agents

³²D'un côté, l'hypothèse selon laquelle les investissements des firmes ne sont guidés que par des considérations ayant trait aux fondamentaux trouve des justifications théoriques et empiriques recevables. De l'autre, il est vrai que l'hypothèse d'anticipations rationnelles a tendance à surestimer la capacité des agents à apprécier l'évolution à venir de la politique monétaire. Notamment, la politique monétaire est spontanément supposée crédible et transparente dès lors que la règle est définie. La portée pratique des effets peu intuitifs obtenus en présence d'une politique monétaire agressive dans un contexte de bulle doit donc certainement être nuancée.

savent que tout comportement euphorique, synonyme de surchauffe du secteur productif et de hausse des prix, sera vivement sanctionné par un relèvement des taux directeurs. L'investissement diminue avec la baisse de la valeur fondamentale du capital et la faible activité érode la richesse des agents, tant et si bien qu'ils doivent supporter une prime de financement externe croissante.

Ainsi, par le biais du canal des anticipations, une politique rigoureuse (et l'anticipation de pérennisation d'une telle politique) permet de contrôler l'inflation et l'activité durant la phase de gonflement d'une bulle. Preuve une fois de plus de l'impact de la politique monétaire sur les anticipations, et donc du rôle de ces dernières dans la configuration présente, il n'est absolument pas nécessaire à la banque centrale de relever excessivement le taux court nominal pour juguler la croissance des prix. Bernanke & Gertler (1999) obtiennent aussi ce type de configuration³³.

En somme, lorsque la règle monétaire est agressive, le développement d'une bulle n'a pas d'effets stimulants, bien au contraire. L'explosion de la bulle s'en trouve d'autant plus marquée que l'effet dépressif du dégonflement s'ajoute aux effets déjà négatifs liés à son développement. Qui plus est, la chute de l'inflation observée dans le sillage du krach entraîne une augmentation du taux d'intérêt réel (sans risque). Par répercussions successives, cette dernière se traduit par une hausse du coût du financement externe pour les banques et les firmes, si bien que la chute induite de l'investissement est équivalente à celle observée avec la règle accommodante. Toutefois, l'amplitude de fluctuation des autres variables (en particulier de l'inflation) est plus faible que dans le cas précédent.

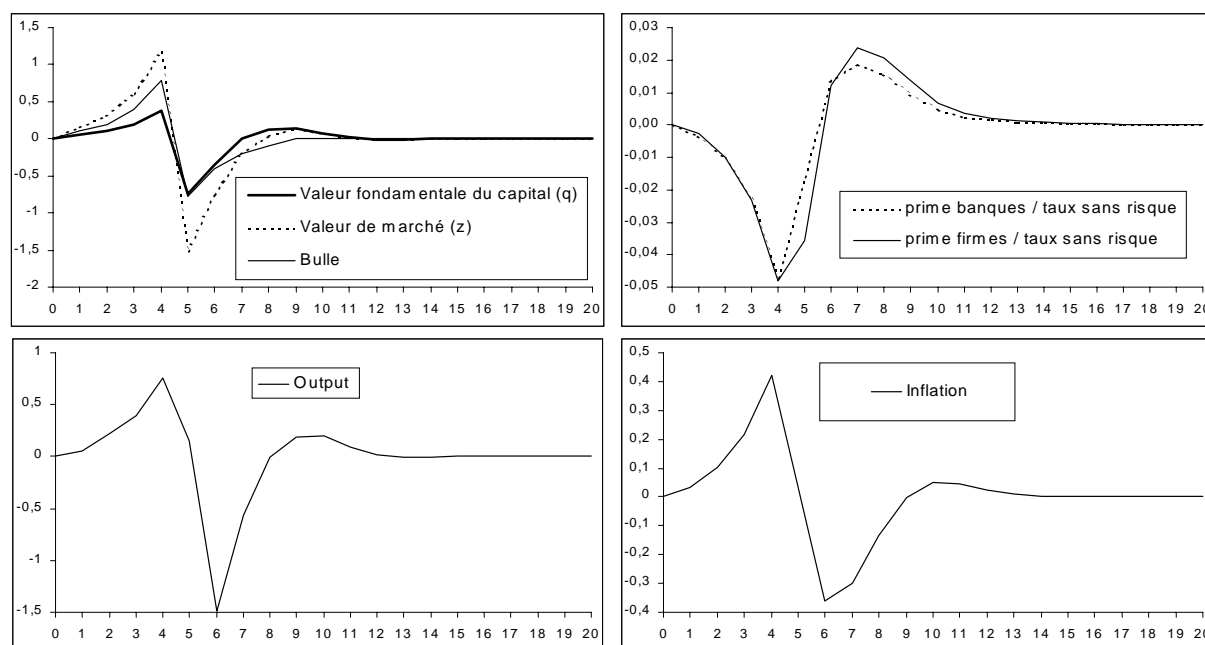
6.3.4.3 Scénario de *Boom and Bust*

Les krachs boursiers sont très souvent suivis d'une crise de confiance des investisseurs et d'une panique financière. Ce fut le cas par exemple en 2000 suite à l'explosion de la bulle sur les valeurs TMT. Conformément à cette idée, le modèle est à présent confronté à un scénario de *boom and bust*. Techniquement, la bulle positive se développe durant 4 trimestres puis s'effondre pour laisser place à une bulle négative parfaitement symétrique. Le graphique 6.6 reproduit les réponses des principales variables suivant ce scénario.

La dynamique du modèle est régie par les mêmes enchaînements que dans le cas d'une bulle simple (avec règle accommodante). Durant la phase haussière, deux effets se conjuguent pour stimuler l'investissement : l'accroissement de la richesse nette des agents implique une diminution du coût du financement externe et l'euphorie est telle que la valeur fondamentale des firmes s'élève. Comme la consommation est conjointement encouragée par des effets de richesse, la production augmente. Des tensions inflationnistes apparaissent.

La panique financière qui s'ensuit mobilise les mêmes mécanismes amplificateurs, mais à la baisse. La hausse des primes et la réduction de la valeur fondamentale des firmes font

³³Bernanke & Gertler (1999, p.28) : « *The expectation that interest rates will rise if output and inflation rise is sufficient both to dampen the response of overall asset prices to the bubble and to stabilize output and inflation – even though, ex post, interest rates are not required to move by as much as in the accommodative policy.* »

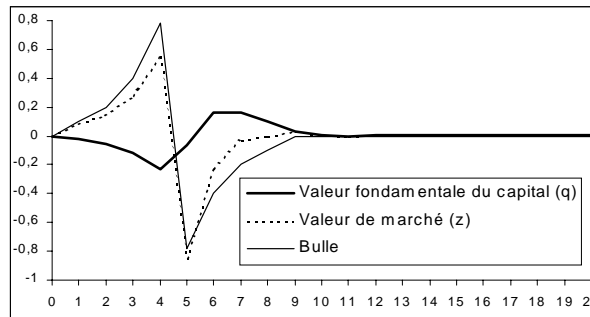
FIG. 6.6: « *Boom and Bust* » - Règle accommodante

chuter l'investissement, en même temps que la consommation se réduit. Partant, l'output et l'inflation diminuent. Les deux premiers cadrans du graphique 6.6 sont sur ce point éloquent : malgré la symétrie de la bulle, l'output connaît une évolution dissymétrique. Il baisse deux fois plus quand la bulle est négative qu'il n'augmente quand la bulle est positive.

Cette réponse dissymétrique ne provient pas directement du mouvement des primes, mais de l'évolution endogène des prix d'actifs. La crise de confiance des investisseurs se traduit en effet par une chute de la valeur de marché des actifs, deux fois plus importante que sa hausse préalable. La baisse exogène du prix de marché du capital érode la structure financière du bilan des agents, ce qui auto-entretient, de manière endogène, la baisse des prix d'actifs³⁴. De la même façon, la diminution de la valeur fondamentale des firmes est deux fois plus élevée que sa hausse initiale. Étant donnée la faible réactivité de la banque centrale, les agents anticipent qu'elle ne parviendra pas à soutenir l'activité. En conséquence, l'évolution de l'investissement est logiquement plus prononcée au cours de la période de déprime qu'au cours de la phase d'euphorie. Or comme simultanément il en va de même pour la consommation, l'activité connaît une évolution dissymétrique.

De même, on retrouve avec une règle agressive les aspects peu intuitifs relevés précédemment. Pour exemple, le graphique 6.7 rapporte l'évolution de la valeur fondamentale et spéculative du capital physique. Le premier ne suit pas le second dans ce cas. Surtout, à quelque chose près, les fluctuations des deux variables sont parfaitement symétriques. Une règle agressive parvient donc à éliminer la dissymétrie de la réponse du PIB.

³⁴En pratique, la baisse est aussi auto-entretenu par la vente massive d'actifs.

FIG. 6.7: « *Boom and Bust* » - Règle agressive

Ainsi, sans anticiper sur la problématique du chapitre suivant, on peut d'emblée relever qu'une règle monétaire accommodante soutient l'évolution euphorique des marchés financiers en cas de bulle, de la même façon qu'elle participe à l'aggravation (si ce n'est à la formation même) des paniques financières.

Toujours est-il que, exceptée la particularité – au demeurant importante – de la réponse dissymétrique de certaines variables du modèle en présence d'une règle accommodante, la configuration de *Boom and Bust* n'est qu'une réplique, au vu des canaux empruntés par le choc, de la configuration de simple bulle. Ce scénario n'est donc pas fondamental pour étudier l'apport des prix d'actifs dans les règles monétaires³⁵.

6.4 L'incidence du « contexte financier »

Jusqu'à présent, l'incidence de la structure du bilan des banques et des firmes a été étudiée dans une perspective dynamique; un choc négatif affecte la richesse nette des agents, dont la diminution entraîne une hausse des primes de financement externe. Mais la valeur, à l'état stationnaire, du ratio de fonds propres sur actifs des banques et des firmes constitue également le reflet de cette structure. Cette section vise à étudier dans quelles mesures ces ratios d'équilibre influencent la dynamique du modèle.

Dans cette perspective, il est possible d'identifier *a priori* un « contexte financier » par la valeur du ratio fonds propres / actifs des banques ($\overline{WB}/\overline{B}$) et des firmes ($\overline{N}^F/\overline{K}$). Plus ces rapports sont élevés (faibles), et plus le contexte financier peut être considéré comme sain (fragile). Ainsi, pour montrer qu'un plus fort niveau d'endettement des agents, à l'équilibre, implique une plus forte amplification des chocs, la sensibilité des primes d'agence, puis la volatilité de l'output et de l'inflation sont évaluées en fonction du contexte financier.

6.4.1 La sensibilité des primes selon le contexte financier

Les travaux théoriques et empiriques qui gravitent autour de la théorie du canal des fonds propres bancaires (cf. chapitre 5) indiquent que l'impact des chocs dépend de l'état du bilan des banques (Kishan & Opiela (2000), Van Den Heuvel (2002c), Altunbas et al.

³⁵Cette étude est réalisée dans le chapitre suivant.

(2002)). Les établissements les moins confortablement capitalisés sont plus que les autres sensibles aux chocs. Alors que les banques saines par exemple peuvent ajuster leur politique de dividende pour amortir les effets d'un krach, les banques fragiles n'ont pas cette marge de manœuvre. Par extension, moins le secteur bancaire dans son ensemble est capitalisé, et plus l'amplification des cycles risque d'être forte. Le « contexte financier » (la structure du bilan des agents) constitue donc une clé essentielle pour préjuger de l'impact des chocs.

Le modèle développé dans ce chapitre reproduit cette caractéristique essentielle. Le contexte financier peut être traduit par la valeur, à l'état stationnaire, des ratios de fonds propres sur actifs des firmes (\bar{N}^F/\bar{K}) et des banques (\bar{WB}/\bar{B}). Plus le ratio \bar{N}^F/\bar{K} est élevé et plus l'état de santé du secteur productif peut être considéré comme robuste, donc peu sensible aux chocs (et inversement). De la même façon, plus \bar{WB}/\bar{B} est faible, et plus l'état du bilan des banques peut être considéré comme fragile. À la limite, lorsque ce ratio tend vers 0, le contexte s'apparente à une situation de *capital crunch*.

Sur le plan analytique³⁶, il apparaît clairement qu'une diminution de \bar{WB}/\bar{B} rend le capital réglementaire bancaire (n_t^B), et donc les fonds propres (wb_t), plus sensibles à leurs principaux déterminants (z_{t-1}, k_t, r_t, n_t^F). En revanche, ce ratio n'influe pas sur les paramètres de l'équation d'accumulation de la richesse nette des firmes (n_t^F). Par ailleurs, toute baisse de \bar{N}^F/\bar{K} rend n_t^F plus sensible à ses déterminants. Par conséquent, en jouant sur la sensibilité des fonds propres des entreprises et des banques, les valeurs des ratios d'endettement à l'équilibre stationnaire doivent influencer sur la réactivité des primes de financement externes.

Pour le démontrer numériquement, plusieurs valeurs de \bar{WB}/\bar{B} et \bar{N}^F/\bar{K} sont considérées sur un intervalle correspondant à leur valeur de calibration moins 50%, soit [0.075 ; 0.1538] pour le premier et [0.2 ; 0.4] pour le second. Le graphique 6.8 présente les résultats obtenus en faisant uniquement varier le ratio d'endettement des banques. Le modèle est soumis à un choc de politique monétaire (+0.5 point de base).

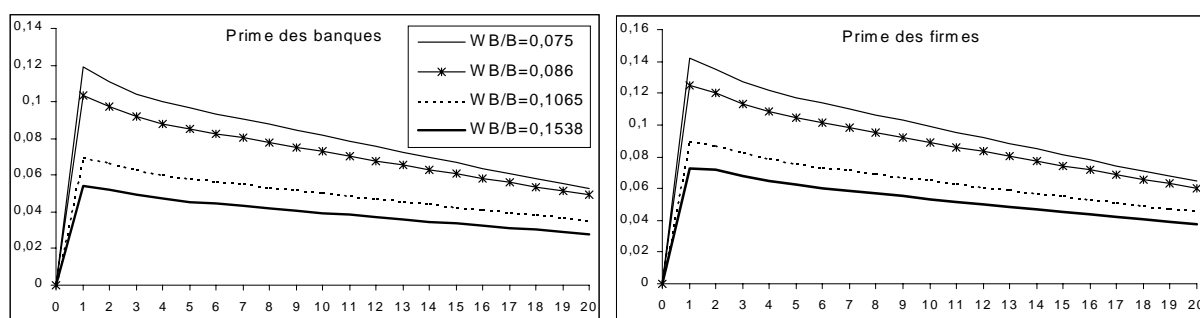


FIG. 6.8: Sensibilité des primes suivant la structure de bilan d'équilibre des banques

Le graphique 6.8 confirme que moins les établissements de crédits sont capitalisés et plus le modèle est sensible aux chocs. Au fur et à mesure que le ratio d'équilibre diminue, le choc

³⁶Cf. relations (6.55) et (6.60) transformées de façon à faire apparaître \bar{WB}/\bar{B} et/ou \bar{N}^F/\bar{K} .

négalif de politique monétaire se traduit par un creusement toujours plus important de la richesse nette bancaire, d'où une prime toujours plus élevée. Autrement dit, à choc initial donné, l'amplitude de fluctuation de la prime des banques est d'autant plus grande que le ratio fonds propres sur actifs d'équilibre est faible. Conjointement, même si \overline{WB}/\bar{B} n'influe pas directement sur la sensibilité de n_t^F à ses déterminants, il n'empêche que les banques répercutent sur les firmes les variations de leur coût de financement³⁷. Par conséquent, le durcissement des conditions de crédit subi par les firmes est d'autant plus fort que la santé financière des banques est fragile. C'est une caractéristique empiriquement robuste du canal des fonds propres bancaires (Hubbard et al. (1999), Lown & Peristiani (1996)).

À choc donné (ici de politique monétaire), une baisse de 50% de \overline{WB}/\bar{B} par rapport à sa valeur de base fait plus que doubler l'amplitude de variation de la prime des banques (et donc des entreprises).

Le graphique 6.9 rapporte la sensibilité des primes selon la valeur de \bar{N}^F/\bar{K} , sur l'intervalle [0.2;0.4]. Ces simulations confirment qu'un choc négatif a des effets d'autant plus importants sur n_t^F et donc sur la prime des firmes que \bar{N}^F/\bar{K} est faible. Partant, en dynamique, comme le capital réglementaire des firmes est dépendant de n_t^F , la plus forte réactivité de cette dernière implique une plus forte amplitude de variation du capital bancaire. *In fine*, la prime des banques elle aussi augmente d'autant plus que \bar{N}^F/\bar{K} est faible³⁸.

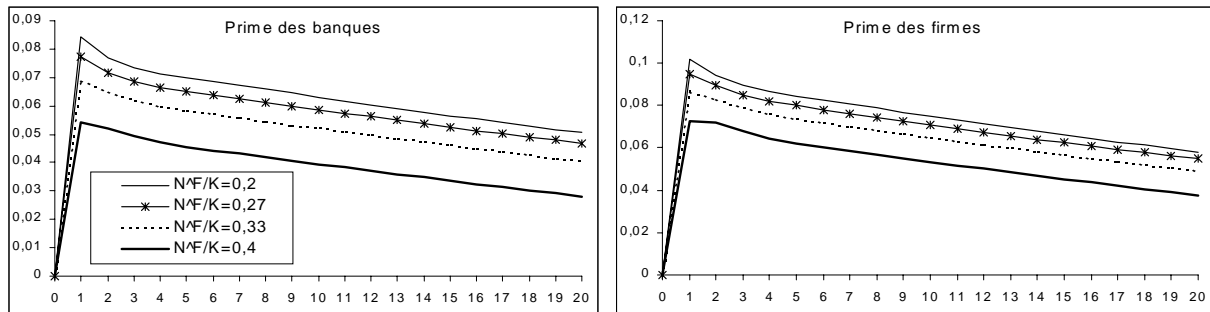


FIG. 6.9: Sensibilité des primes suivant la structure de bilan d'équilibre des firmes

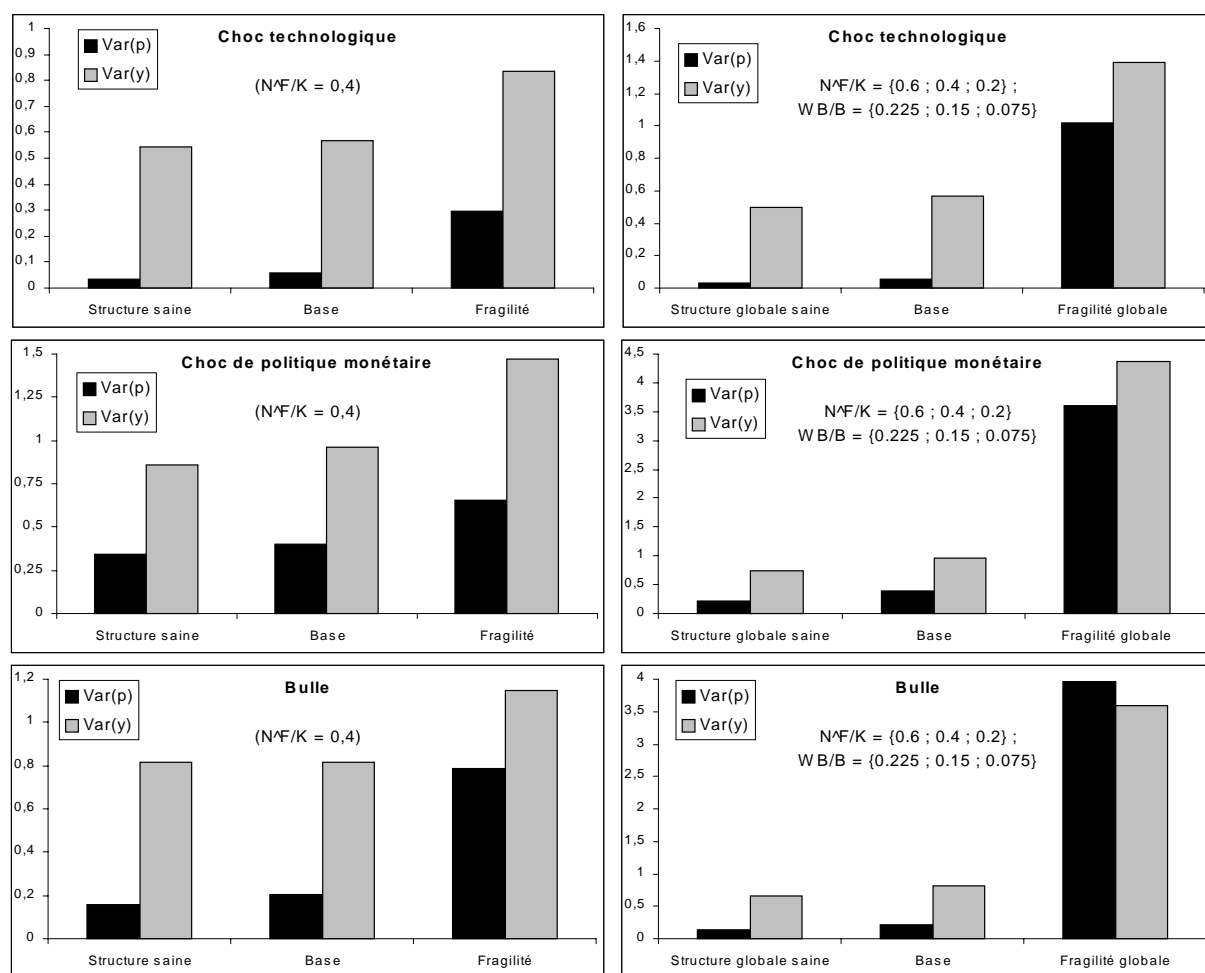
Ainsi, quand \bar{N}^F/\bar{K} passe de 0.4 à 0.2, les primes des banques et des firmes connaissent un accroissement respectif d'environ 55 et 40% (à choc donné). Au vu des chiffres précédents, on peut conclure que, sur les intervalles considérés, l'économie s'avère être plus sensible à la position bilancielle des banques qu'à celle des entreprises. D'ailleurs, la comparaison des graphiques 6.8 et 6.9 indique en ce sens que l'amplitude de variation des primes est plus creusée avec la baisse de \overline{WB}/\bar{B} qu'avec celle de \bar{N}^F/\bar{K} .

³⁷La liaison entre \overline{WB}/\bar{B} et n_t^F ne relève pas directement de la modification induite de la valeur des paramètres du modèle structurel sur n_t^F , mais de la dynamique du modèle.

³⁸Encore une fois, le lien positif entre le ratio \bar{N}^F/\bar{K} et l'amplitude de variation de la prime des banques n'est pas directement lié à la valeur dudit ratio d'équilibre, mais à l'influence dynamique de n_t^F (qui elle s'avère être directement sensible au ratio d'équilibre fonds propres / actifs des firmes).

6.4.2 Volatilité de l'output et de l'inflation suivant le contexte

La plus forte sensibilité des primes induite par un secteur financier ou productif faiblement capitalisé doit se traduire par une plus forte variabilité de l'inflation et de l'output. C'est effectivement ce que montre le graphique 6.10, où trois types de choc sont successivement considérés : choc monétaire, choc technologique et bulle.



Structure saine : $WB/B=0.225$ et $N^F/K=0.4$

Structure de base : $WB/B=0.1538$ et $N^F/K=0.4$

Structure fragile : $WB/B=0.075$ et $N^F/K=0.4$

Structure globalement saine : $WB/B=0.225$ et $N^F/K=0.6$

Structure de base : $WB/B=0.1538$ et $N^F/K=0.4$

Structure globalement fragile : $WB/B=0.075$ et $N^F/K=0.2$

FIG. 6.10: Volatilité de l'output et de l'inflation suivant le contexte financier

La première colonne de graphiques rapporte la variance de l'output et de l'inflation suivant la calibration du ratio de fonds propres / actifs des banques. Deux configurations sont considérées en plus de la configuration de *base* ($\overline{WB}/\overline{B} = 0.1538$) : la première suppose que la structure financière des banques est *saine* ($\overline{WB}/\overline{B} = 0.225$), tandis que la seconde suppose qu'elle est *fragile* ($\overline{WB}/\overline{B} = 0.075$)³⁹, à $\overline{N^F}/\overline{K}$ donné (0.4).

³⁹Autrement dit, les deux contextes particuliers correspondent à *base* \pm 50%.

Quel que soit le type de choc considéré, la volatilité de y et de π s'avère effectivement être plus forte dans un contexte de fragilité⁴⁰. C'est surtout l'inflation, du reste, qui est la plus sensible ; quand le secteur bancaire passe d'une structure saine à une structure fragile, sa variance est multipliée par 2 environ en cas de choc de demande, par 9 en cas de choc technologique, et par 5 en cas de bulle. La variance de l'output quant à elle augmente de 72% en cas de choc monétaire, de 55% en cas de choc technologique et de 40% en cas de bulle.

Enfin, il apparaît que les différences entre la structure *saine* et la structure *fragile* sont relativement mesurées, ce qui suggère que la sensibilité du modèle au ratio \overline{WB}/\bar{B} n'est pas linéaire sur l'intervalle considéré. Ce résultat est somme toute conforme aux enseignements du canal des fonds propres bancaires : autant un choc négatif n'a pas d'effets importants tant que la structure financière du bilan des banques est confortable (les banques peuvent facilement opérer des substitutions au sein de leur bilan pour contourner les effets du choc), autant il durcit encore plus les contraintes de financement qui pèsent déjà sur les établissements financiers lorsqu'ils sont *a priori* faiblement capitalisés.

Pour compléter cette analyse, la seconde colonne de graphiques rapporte la volatilité induite de l'output et de l'inflation selon l'état du contexte *global* (comprenant à la fois la position bilancielle des banques et des firmes) : en plus de la configuration de base, le modèle traduit successivement une structure des bilans *globalement saine* ($\overline{WB}/\bar{B} = 0.225$ et $\bar{N}^F/\bar{K} = 0.6$) et *globalement fragile* ($\overline{WB}/\bar{B} = 0.075$ et $\bar{N}^F/\bar{K} = 0.2$).

Une nouvelle fois, il apparaît clairement que plus la structure du bilan des banques et des firmes est fragile, plus les variables du modèle sont volatiles. À l'extrême, lorsque les deux secteurs sont simultanément peu capitalisés, la variance de l'inflation est multipliée par 16 en cas de choc monétaire, par 35 en cas de choc de productivité, et par 30 en cas de bulle, par rapport au contexte *globalement sain*. Parallèlement, la volatilité de la production est environ multipliée par 6, 3 et 5 respectivement pour les mêmes chocs.

Le modèle permet donc de reproduire de façon satisfaisante la sensibilité de l'économie à la structure de bilan des firmes, et surtout des banques, un fait saillant maintes fois souligné dans la littérature. Ainsi, un krach boursier qui se manifesterait dans un contexte de bilans déjà fragilisés impliquerait de très fortes fluctuations et une dépression sans commune mesure avec celles observées dans un contexte sain. Comme le montre l'expérience japonaise, il est alors très compliqué pour les seules autorités monétaires de relancer l'activité d'une économie en proie à un *capital crunch*, où les difficultés ne proviennent pas d'un manque de liquidité mais de capital.

Enfin, le graphique 6.11 illustre les résultats obtenus jusqu'ici en comparant l'évolution des primes, de l'output et de l'inflation suite à un choc de politique monétaire, dans le contexte de base ($\overline{WB}/\bar{B} = 0.1538$ et $\bar{N}^F/\bar{K} = 0.4$) et le contexte de fragilité des banques ($\overline{WB}/\bar{B} = 0.075$ et $\bar{N}^F/\bar{K} = 0.4$). Le cycle est clairement plus marqué dans la seconde

⁴⁰Ce constat permet au passage de généraliser le résultat de la section précédente aux chocs de toute origine (pas uniquement monétaire).

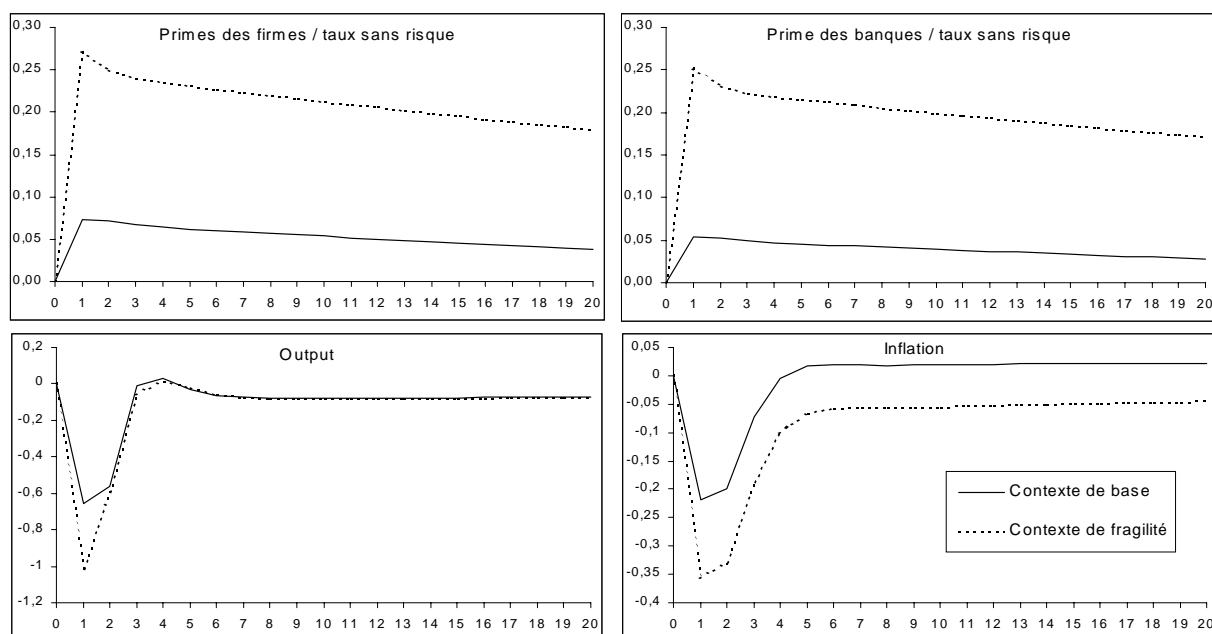


FIG. 6.11: Influence du *contexte* bancaire (choc de politique monétaire)

configuration. Par souci de parcimonie, l'analyse menée dans le chapitre suivant sera fondée sur ces deux seuls contextes, suffisamment représentatifs des faits saillants initialement recherchés.

6.5 Conclusion

Le souci de disposer d'un cadre théorique complet, prenant en compte l'ensemble des canaux de transmission des prix d'actifs relevé dans les chapitres 4 et 5, a conduit à la construction d'un modèle inspiré par Bernanke et al. (1999). Précisément, le modèle BGG est enrichi d'un secteur bancaire où la question du financement externe des établissements de crédit est explicitée. Par analogie avec les firmes, l'existence d'une asymétrie d'information entre les banques et leurs créanciers (les ménages), implique que les premières supportent une prime d'agence sur leurs fonds externes. Cette prime est endogène et contra-cyclique : elle contribue à amplifier l'impact des cycles, d'autant plus que les banques répercutent leur coût de financement sur le coût du crédit. Ainsi, le modèle intègre les quatre principaux canaux de transmission des prix d'actifs à la sphère réelle : effets de richesse, Q de Tobin, accélérateur financier et canal du capital bancaire.

Les simulations dynamiques démontrent que la présence du canal des fonds propres bancaires dans le modèle complet (calibré pour la zone euro) implique une amplification des chocs plus marquée que dans le modèle BGG original : à élasticités données de la prime à la position bilancielle des firmes, l'accroissement initial de la production et de l'inflation suite à un choc négatif de politique monétaire est supérieur d'environ 25%. Par ailleurs, la dynamique du modèle est satisfaisante ; les principales variables rejoignent l'équilibre suivant un profil en forme de bosse, et moyennant un délai raisonnable.

Le modèle complet permet également de retranscrire subtilement les canaux empruntés par un choc financier de type bulle spéculative. En outre, l'étude d'un tel scénario permet déjà de souligner l'importance du régime de politique monétaire. Une règle accommodante laisse se former une phase d'euphorie se traduisant par un renforcement illusoire de la richesse nette des agents et une période de crédit facile. Il en résulte une augmentation de la production et de l'inflation. De la même façon, en cas de *boom and bust*, la banque centrale est incapable de soutenir l'économie lorsqu'elle est en proie à une crise de confiance des investisseurs. L'évolution endogène des prix d'actifs se traduit alors par une réponse dissymétrique de la production, qui baisse deux fois plus quand la bulle dévient négative qu'il n'augmente quand elle positive. Ainsi, une politique monétaire laxiste contribue successivement à l'essor des épisodes euphoriques et à l'aggravation des paniques financières.

L'étude des effets d'une bulle est aussi l'occasion d'insister sur l'importance des anticipations. Car comme les agents connaissent la détermination des autorités monétaires à combattre l'inflation, ils savent que toute euphorie sera sanctionnée par un relèvement conséquent des taux directeurs si la banque centrale se comporte de manière agressive. Tant et si bien qu'une politique monétaire rigoureuse se révèle être efficacement dissuasive.

Enfin, conformément aux enseignements du canal du capital bancaire, l'examen de la sensibilité du modèle selon la structure du bilan des banques et des firmes à l'équilibre confirme l'importance du contexte financier. Typiquement, à chocs donnés, l'amplitude de variation des primes de financement externe est plus forte quand le contexte financier est fragile. En outre, l'examen révèle que les primes sont encore plus sensibles à la structure financière du bilan des banques qu'à celle des entreprises. Pour corollaire, la réactivité de l'output et de l'inflation est d'autant plus forte que les banques et les entreprises sont déjà, initialement, faiblement capitalisées.

Ce résultat est précieux pour les autorités : un krach boursier qui se manifesterait dans un contexte globalement fragile implique des fluctuations (voire une dépression) sans commune mesure avec celles qui se formeraient dans un contexte globalement sain. Partant, conformément aux nombreuses contributions théoriques et empiriques rapportées dans le chapitre 5, une interprétation normative de ce résultat conduit à souligner l'importance que revêt la politique prudentielle. Si la politique monétaire est sans doute nécessaire pour freiner une croissance du crédit guidée par une bulle (comme l'indiquent plus haut les simulations), elle n'est pas suffisante pour contrôler le contexte financier dans sa globalité, comme le montrent les épisodes de *capital crunch*.

Les mesures réglementaires préventives d'ordre prudentiel devraient donc constituer un instrument efficace de régulation complémentaire. À cet égard, le modèle prend en compte les dotations pour provision des banques, qui pèsent sur le capital bancaire en période de crise et renforcent la procyclicité des fonds propres. Cette caractéristique fournit donc une prise pour l'étude de la politique réglementaire prudentielle (en particulier en matière de provisionnement). Parallèlement, si les simulations dynamiques menées dans ce chapitre permettent déjà d'augurer de la supériorité des règles rigoureuses sur les règles laxistes (en particulier en cas de bulle), il n'empêche qu'une question mérite d'être posée : l'introduction

des prix d'actifs dans la règle monétaire permet-elle de mieux stabiliser l'économie qu'une règle standard de type Taylor ?

Ainsi, le modèle va permettre d'examiner en détail l'apport d'une cible de prix d'actifs et de le comparer aux bénéfices induits par une politique prudentielle contra-cyclique. C'est l'objet du chapitre qui suit.

6.6 Annexe du chapitre 6

6.6.1 Principales connexions entre les agents du modèle

Les modifications essentielles apportées au modèle original de Bernanke et al. (1999) sont les suivantes :

- Le secteur bancaire est explicité ;
- Le taux de faillite des firmes est endogène ;
- Les banques provisionnent à hauteur du taux de faillite constaté des firmes et des encours de crédits accordés ;
- Les firmes grossistes supportent des coûts d'ajustement internes (et non pas externes) ;
- Seule une fraction des détaillants autorisés à modifier leur prix se conforme à leur programme de maximisation du profit. Les autres se contentent d'actualiser leur prix en référence à l'inflation passée (cf. Gali & Gertler (1999)).
- Le comportement des ménages est influencé par la formation d'habitudes ;
- Tant que faire se peut, la calibration vise plus particulièrement la zone euro.

Le schéma qui suit reproduit les principales interactions entre les agents.

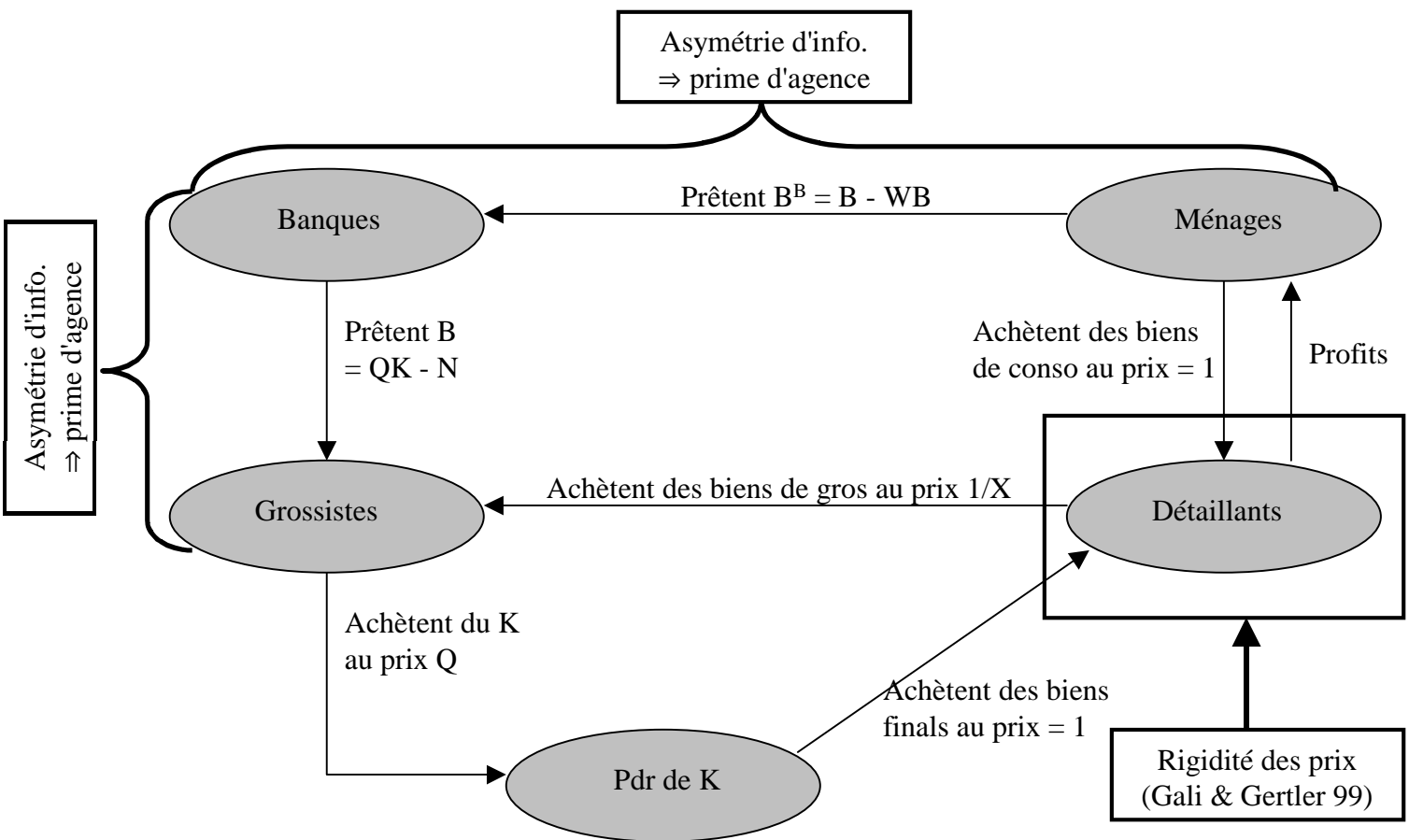


FIG. 6.12: Principales connexions entre les agents du modèle

6.6.2 Passage de (6.7) à (6.8)

D'après (6.6), on sait que :

$$\begin{aligned} [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \bar{\epsilon}^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} &= R_{t+1} [B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j] \\ &\Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \mu_B) \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon^j dF_B(\epsilon) R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \end{aligned} \quad (6.78)$$

Il est possible de réexprimer le rendement net d'une banque en substituant (6.78) dans (6.7) :

$$\begin{aligned} E_t \left\{ \int_{\bar{\epsilon}^j}^{\infty} \epsilon R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF(\epsilon) + (1 \Leftrightarrow \mu_B) \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF(\epsilon) \right. \\ \left. \Leftrightarrow R_{t+1} [B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j] \right\} \end{aligned} \quad (6.79)$$

Soit, en utilisant la relation de Chasles :

$$\begin{aligned} E_t \left\{ \int_0^{\infty} \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF(\epsilon) \Leftrightarrow \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF(\epsilon) \right\} \\ + E_t \left\{ (1 \Leftrightarrow \mu_B) \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF(\epsilon) \Leftrightarrow R_{t+1} [B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j] \right\} \end{aligned}$$

Soit

$$E_t \left\{ \int_0^{\infty} \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF(\epsilon) \Leftrightarrow \mu_B \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} dF(\epsilon) \Leftrightarrow R_{t+1} [B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j] \right\}$$

$$\text{or } \int_0^{\infty} \epsilon^j dF(\epsilon) = 1 \quad \text{donc} \quad \int_0^{\infty} \epsilon^j dF(\epsilon) [R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j}] = R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j}$$

On retrouve ainsi la relation (6.8) :

$$E_t \left\{ \left[1 \Leftrightarrow \mu_B \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon dF_B(\epsilon) \right] R_{t+1}^B \right\} B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow R_{t+1} (B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j)$$

6.6.3 Contrat financier optimal ménages/banques

6.6.3.1 Effets des variations de $\bar{\epsilon}^j$ sur les gains espérés par les prêteurs et unicité de l'équilibre partiel

D'après (6.6), on sait que

$$[1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \bar{\epsilon}^j R_{t+1}^B B_{t+1}^{B,j} + (1 \Leftrightarrow \mu_B) \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon^j R_{t+1}^{B,j} B_{t+1}^{B,j} dF_B(\epsilon) = R_{t+1} [B_{t+1}^{i,j} \Leftrightarrow W B_{t+1}^j]$$

La partie gauche de l'égalité indique que le revenu espéré par le prêteur peut s'exprimer en fonction du seuil de l'aléa $\bar{\epsilon}^j$. On montre qu'une variation de $\bar{\epsilon}^j$ a deux effets opposés sur les gains anticipés par les ménages. Par exemple, une hausse de $\bar{\epsilon}^j$:

- accroît le montant que les ménages perçoivent en cas de réussite (de non-faillite de la banque) ;
- accroît la probabilité de défaut, car $F_B(\bar{\epsilon}^j) > F_B(\bar{\epsilon}^j)$ pour $\bar{\epsilon}^j > \bar{\epsilon}^j$, ce qui fait chuter les gains espérés des ménages.

Plus exactement, une variation unitaire de $\bar{\epsilon}^j$ induit une variation des gains anticipés par les ménages égale à :

$$\left\{ [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j dF_B(\bar{\epsilon}^j) \right\} R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \quad (6.80)$$

Démonstration.

$$\begin{aligned} & \partial \left\{ \left[(1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)) \bar{\epsilon}^j + (1 \Leftrightarrow \mu_B) \int_0^{\bar{\epsilon}^j} \epsilon dF_B(\epsilon) \right] R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \right\} / \partial \bar{\epsilon}^j \\ &= \left\{ [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \Leftrightarrow \bar{\epsilon}^j f_B(\bar{\epsilon}^j) + (1 \Leftrightarrow \mu_B) \bar{\epsilon}^j dF_B(\bar{\epsilon}^j) \right\} R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \\ &= \left\{ [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \Leftrightarrow \bar{\epsilon}^j f_B(\bar{\epsilon}^j) + \bar{\epsilon}^j f_B(\bar{\epsilon}^j) \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j dF_B(\bar{\epsilon}^j) \right\} R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \\ &= \left\{ [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j dF_B(\bar{\epsilon}^j) \right\} R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \end{aligned}$$

■

Si on pose (le *hazard rate*) :

$$h_B(\epsilon) = \frac{dF_B(\epsilon)}{1 \Leftrightarrow F_B(\epsilon)} \quad (6.81)$$

alors $dF_B(\epsilon) = [1 \Leftrightarrow F_B(\epsilon)] h_B(\epsilon)$. En remplaçant cette expression dans (6.80), cette dernière devient :

$$\begin{aligned} & \left\{ [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] h_B(\bar{\epsilon}^j) \right\} R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \\ &= \left\{ [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j)] [1 \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j h_B(\bar{\epsilon}^j)] \right\} R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j} \end{aligned} \quad (6.82)$$

Sachant que la plupart des distributions statistiques usuelles (dont la loi log-normale) satisfont :

$$\frac{\partial \epsilon h_B(\epsilon)}{\partial \epsilon} > 0 \quad (6.83)$$

Alors on en déduit que la dérivée de (6.82) est négative.

Démonstration. La dérivée de (6.82), autrement dit la dérivée seconde des gains espérés par les ménages en fonction de $\bar{\epsilon}^j$ s'écrit :

$$\left[\Leftrightarrow F'_B(\bar{\epsilon}^j) \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j h_B(\bar{\epsilon}^j) F'_B(\bar{\epsilon}^j) \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j h'_B(\bar{\epsilon}^j) + \mu_B \bar{\epsilon}^j F_B(\bar{\epsilon}^j) h'_B(\bar{\epsilon}^j) \right] R_{t+1}^B B_{t+1}^{i,j}$$

où $\Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j h'_B(\bar{\epsilon}^j) + \mu_B \bar{\epsilon}^j F_B(\bar{\epsilon}^j) h'_B(\bar{\epsilon}^j) = \mu_B \bar{\epsilon}^j h'_B(\bar{\epsilon}^j) \left[F_B(\bar{\epsilon}^j) \Leftrightarrow 1 \right]$

or $\left[F_B(\bar{\epsilon}^j) \Leftrightarrow 1 \right] \leq 0$

Donc la somme des termes entre crochets dans la première relation est négative. ■

Autrement dit, pour toute valeur de $\bar{\epsilon}^j$ inférieure à un seuil maximum « souhaitable », noté $\bar{\epsilon}^*$, les gains anticipés des ménages (gains liés à leurs prêts aux banques) sont croissants et concaves. Le corollaire est qu'il existe une solution (intérieure) unique de $\bar{\epsilon}^j$, qui permet aux ménages d'atteindre un rendement maximum. Soit :

$$\left[1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}^j) \right] \left[1 \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon}^j h(\bar{\epsilon}^j) \right] \begin{cases} < 0 & \bar{\epsilon} > \bar{\epsilon}^* \\ = 0 & \text{pour } \bar{\epsilon} = \bar{\epsilon}^* \\ > 0 & \bar{\epsilon} < \bar{\epsilon}^* \end{cases} \quad (6.84)$$

Le maximum est atteint pour $\bar{\epsilon} = \bar{\epsilon}^*$ (tel que la dérivée première s'annule). Comme la part nette du produit bancaire qui revient aux ménages⁴¹ est croissante sur $(0, \bar{\epsilon}^*)$ et décroissante sur $(\bar{\epsilon}^*, +\infty)$, ils ne choisiront jamais $\bar{\epsilon} > \bar{\epsilon}^*$.

6.6.3.2 Hypothèses, calculs préliminaires et propriétés des fonctions

Cette section a pour but de détailler l'équilibre partiel de la relation financière unissant les ménages (prêteurs de fonds) aux banques (demandeurs de fonds). Nous reprenons la démonstration de Bernanke et al. (1999) en détaillant davantage certains points. L'objectif ultime est de montrer que sous les hypothèses faites dans le texte, le contrat optimal génère une relation monotone croissante entre le ratio d'endettement des banques et la prime de financement externe supportée par les établissements financiers, soit aux provisions près : $S^B \equiv R^B/R \approx \psi_B(1 + B^B/WB)$ avec $\psi'_B(\cdot) > 0$. De plus, on montre que la probabilité de défaut $\bar{\epsilon}$ est une fonction strictement croissante de la prime R^B/R , ce qui implique que le contrat garantit une solution intérieure et exclut tout rationnement du crédit. Afin d'alléger les écritures, les indices de temps sont négligés.

Les hypothèses sous-jacentes sont les suivantes. Chaque établissement de crédit est affecté par un choc aléatoire ϵ , avec $\epsilon \in [0, +\infty]$ et $E(\epsilon) = 1$. La distribution continue de

⁴¹ Cette part nette est définie comme $[\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]$. Voir p.318.

probabilité est notée $F_B(\cdot)$ et définie telle que $F_B(x) = Pr[\epsilon < x]$, avec $F_B(0) = 0$. La fonction $f_B(\cdot)$ constitue la fonction de densité associée à ϵ . Étant donné ses fonds propres WB et la quantité de projet qu'elle souhaite financer ($B = QK \Leftrightarrow N$), une banque emprunte pour se financer à hauteur de $B^B = B \Leftrightarrow WB$. Le rendement total de son actif est $\epsilon R^B B$. Une fois la période passée, les ménages ne peuvent observer ϵ qu'à condition de payer des coûts d'audit $\mu_B \epsilon R^B B$, avec $0 < \mu_B < 1$. Par ailleurs, ils exigent un rendement égal à R (le coût d'opportunité), avec $R^B > R$.

Les termes du contrat visent à spécifier une valeur critique de ϵ , notée $\bar{\epsilon}$, telle que si $\epsilon > \bar{\epsilon}$ alors les banques sont en mesure de rembourser leurs emprunts, à hauteur de $\bar{\epsilon} R^B B$ et conservent le reliquat, soit $(\epsilon \Leftrightarrow \bar{\epsilon}) R^B B$. En revanche, si $\epsilon < \bar{\epsilon}$, la banque déclare défaut : elle est contrôlée et démise de l'ensemble de ses fonds. Les créanciers récupèrent $(1 \Leftrightarrow \mu_B) \epsilon R^B B$, net des coûts de monitoring.

Ces hypothèses ont conduit à la détermination de la condition de participation des créanciers telle qu'elle est spécifiée dans la relation (6.6). De manière équivalente, cette dernière peut s'écrire :

$$[\bar{\epsilon} Pr(\epsilon > \bar{\epsilon}) + (1 \Leftrightarrow \mu_B) E(\epsilon | \epsilon < \bar{\epsilon}) Pr(\epsilon < \bar{\epsilon})] R^B B = R(B \Leftrightarrow WB) \quad (6.85)$$

Le premier terme à l'intérieur des crochets représente ce qui est obtenu par les prêteurs quand le résultat est favorable, que multiplie la probabilité de « bon état du monde ». Le terme suivant traduit ce qu'ils récupèrent en cas de mauvais résultat, net des coûts de monitoring, que multiplie la probabilité d'échec.

Quelques calculs préliminaires sont nécessaires avant d'explicitier les termes du programme de maximisation. Tout d'abord, on définit $\Gamma_B(\bar{\epsilon})$ comme la **part brute** des profits destinée aux créanciers, c'est à dire la moyenne des ϵ en cas de succès plus ce qui est récupéré en cas d'échec (coûts d'audit exclus) :

$$\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \equiv E(\epsilon | \epsilon < \bar{\epsilon}) Pr(\epsilon < \bar{\epsilon}) + \bar{\epsilon} Pr(\epsilon \geq \bar{\epsilon}) \quad (6.86)$$

$$\equiv \int_0^{\bar{\epsilon}} \epsilon f_B(\epsilon) d\epsilon + \bar{\epsilon} \int_{\bar{\epsilon}}^{\infty} f_B(\epsilon) d\epsilon \quad (6.87)$$

$$\text{avec } \Gamma'_B(\bar{\epsilon}) = 1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon}) > 0 \quad \text{et} \quad \Gamma''_B(\bar{\epsilon}) = \Leftrightarrow f_B(\bar{\epsilon}) < 0 \quad (6.88)$$

La part brute qui revient aux ménages est donc croissante et concave en $\bar{\epsilon}$. Mais ce seuil d'exigence est borné, dans la mesure où la probabilité d'échec des établissements financiers, et partant les coûts d'audit, s'élèvent avec $\bar{\epsilon}$. On note $\mu_B G(\bar{\epsilon})$ la part des profits consacrée aux coûts de monitoring :

$$\mu_B G(\bar{\epsilon}) \equiv \mu_B \int_0^{\bar{\epsilon}} \epsilon f_B(\epsilon) d\epsilon \quad \text{avec} \quad \mu_B G'_B(\bar{\epsilon}) = \mu_B \bar{\epsilon} f_B(\bar{\epsilon}) > 0 \quad (6.89)$$

Ainsi, la **part nette** du produit de l'activité bancaire qui revient aux créanciers est égale à $\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})$. Les banques perçoivent quant à elles $1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})$, avec $0 < \Gamma_B(\bar{\epsilon}) < 1$ par définition. Notons que

$$\Gamma_B(\bar{\epsilon}) = E(\epsilon | \epsilon < \bar{\epsilon}) Pr(\epsilon < \bar{\epsilon}) + \bar{\epsilon} Pr(\epsilon \geq \bar{\epsilon})$$

Le complémentaire, correspondant à la part brute qui revient aux financiers, peut s'écrire :

$$1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) = [E(\epsilon | \epsilon \geq \bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \bar{\epsilon}] Pr(\epsilon \geq \bar{\epsilon}) \quad (6.90)$$

Ces deux relations seront utiles plus loin pour la démonstration de l'équilibre partiel. Étant données ces définitions, on observe que :

$$\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}) > 0 \quad \text{pour } \bar{\epsilon} \in [0, \infty[\quad (6.91)$$

Et plus précisément, $\left\{ \Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}) \right\} \in [0, 1 \Leftrightarrow \mu_B]$ pour $\bar{\epsilon} \in [0, \infty[$.

Démonstration. D'abord, $\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow G_B(\bar{\epsilon}) = \bar{\epsilon} \int_{\bar{\epsilon}}^{\infty} f_B(\epsilon) d\epsilon > 0$, donc $\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})$, avec $\mu_B < 1$, est nécessairement positif. Ensuite,

$$\lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow 0} \Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}) = \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow 0} \left[(1 \Leftrightarrow \mu_B) \underbrace{\int_0^{\bar{\epsilon}} \epsilon f_B(\epsilon) d\epsilon}_{=0} + \bar{\epsilon} \underbrace{\int_{\bar{\epsilon}}^{\infty} f_B(\epsilon) d\epsilon}_{=\bar{\epsilon} \times 1} \right] = 0 \quad (6.92)$$

et

$$\begin{aligned} \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \infty} \Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}) &= \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \infty} \left[(1 \Leftrightarrow \mu_B) \underbrace{\int_0^{\bar{\epsilon}} \epsilon f_B(\epsilon) d\epsilon}_{=E(\epsilon)=1} + \bar{\epsilon} \underbrace{\int_{\bar{\epsilon}}^{\infty} f_B(\epsilon) d\epsilon}_{=0} \right] \\ &= 1 \Leftrightarrow \mu_B > 0 \end{aligned} \quad (6.93)$$

■

Néanmoins, Si elle est positive, la part des gains qui revient aux ménages n'est pas strictement croissante pour tout $\bar{\epsilon}$. À partir de la démonstration qui figure dans la section 6.6.3.1, on montre en effet que ces gains sont concaves sur l'intervalle $[0, \infty[$. D'après (6.88) et (6.89) :

$$\Gamma'(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'(\bar{\epsilon}) = [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})] \Leftrightarrow \mu_B \bar{\epsilon} f_B(\bar{\epsilon})$$

Par conséquent, d'après (6.84),

$$\Gamma'(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'(\bar{\epsilon}) \begin{cases} < 0 & \bar{\epsilon} > \bar{\epsilon}^* \\ = 0 & \text{pour } \bar{\epsilon} = \bar{\epsilon}^* \\ > 0 & \bar{\epsilon} < \bar{\epsilon}^* \end{cases} \quad (6.94)$$

Les ménages vont donc privilégier un seuil $\bar{\epsilon}$ compatible avec leur objectif de maximisation des gains, autrement dit inférieur ou égal au maximum $\bar{\epsilon}^*$.

6.6.3.3 Programme de maximisation

La maximisation de (6.8) sous la contrainte (6.6) peut s'écrire, de manière équivalente, en termes de proportion de gains :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max}_{\{B, \bar{\epsilon}\}} [1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})] R^B B \\ \text{s/c } [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})] R^B B = R((QK \Leftrightarrow N^F) \Leftrightarrow WB) \quad / \lambda \end{array} \right.$$

Soit

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_B &= [1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})] R^B (QK \Leftrightarrow N^F) \\ &+ \lambda \left\{ [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})] R^B (QK \Leftrightarrow N^F) \Leftrightarrow R(QK \Leftrightarrow N^F \Leftrightarrow WB) \right\} \end{aligned} \quad (6.95)$$

où λ représente le multiplicateur de Lagrange. On pose $S^B = \frac{R^B}{R}$ et $k^B = \frac{QK - N^F}{WB}$. Le programme peut alors s'exprimer en ces termes :

$$\mathcal{L}_B = [1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})] S^B k^B + \lambda \left\{ [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})] S^B k^B \Leftrightarrow (k^B \Leftrightarrow 1) \right\}$$

Les conditions de premier ordre par rapport à $\bar{\epsilon}$, k^B et λ sont respectivement :

$$\frac{\partial \mathcal{L}_B}{\partial \bar{\epsilon}} = 0 \Leftrightarrow \Leftrightarrow \Gamma'_B(\bar{\epsilon}) + \lambda [\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})] = 0 \quad (6.96)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}_B}{\partial k^B} = 0 \Leftrightarrow [(1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})) + \lambda (\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}))] S^B \Leftrightarrow \lambda = 0 \quad (6.97)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}_B}{\partial \lambda} = 0 \Leftrightarrow [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})] S^B k^B \Leftrightarrow (k^B \Leftrightarrow 1) = 0 \quad (6.98)$$

En plus de déterminer l'expression d'une prime de financement externe optimale, on montre qu'une condition suffisante pour assurer une solution intérieure est :

$$S^B < \frac{1}{[\Gamma_B(\bar{\epsilon}^*) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}^*)]} \equiv S^{B*} \quad (6.99)$$

La CPO (6.96) par rapport à $\bar{\epsilon}$ permet d'exprimer le multiplicateur de Lagrange en fonction de $\bar{\epsilon}$:

$$\lambda = \frac{\Gamma'_B(\bar{\epsilon})}{[\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})]} = \lambda(\bar{\epsilon}) \quad (6.100)$$

dont la dérivée est :

$$\lambda'(\bar{\epsilon}) = \frac{\mu_B [\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) G''_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \Gamma''_B(\bar{\epsilon}) G'_B(\bar{\epsilon})]}{[\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})]^2} > 0 \quad \text{pour } \bar{\epsilon} \in [0, \bar{\epsilon}^* [\quad (6.101)$$

Démonstration. On sait que $F'_B(\bar{\epsilon}) = f_B(\bar{\epsilon})$, $\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) = 1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})$, $\Gamma''_B(\bar{\epsilon}) = \Leftrightarrow f_B(\bar{\epsilon})$, et que $G'_B(\bar{\epsilon}) = (\bar{\epsilon})f_B(\bar{\epsilon})$. Sachant $h_B(\bar{\epsilon}) = f_B(\bar{\epsilon})/[1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})]$, alors on peut réexprimer $G'_B(\bar{\epsilon})$ comme $G'_B(\bar{\epsilon}) = (\bar{\epsilon})h_B(\bar{\epsilon})[1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})]$. On en déduit :

$$\begin{aligned} G''_B(\bar{\epsilon}) &= h_B(\bar{\epsilon}) [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})] \Leftrightarrow \bar{\epsilon} h_B(\bar{\epsilon}) F'_B(\bar{\epsilon}) + \bar{\epsilon} [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})] h'_B(\bar{\epsilon}) \\ &= h_B(\bar{\epsilon}) [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})] \Leftrightarrow \bar{\epsilon} (h_B(\bar{\epsilon}))^2 [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})] + \bar{\epsilon} h'_B(\bar{\epsilon}) [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})] \\ &= [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})] \{ h_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \bar{\epsilon} [h_B(\bar{\epsilon})]^2 + \bar{\epsilon} h'_B(\bar{\epsilon}) \} \end{aligned}$$

Donc

$$\Gamma_B(\bar{\epsilon}).G''_B(\bar{\epsilon}) = [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})]^2 \{ h_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \bar{\epsilon} [h_B(\bar{\epsilon})]^2 + \bar{\epsilon} h'_B(\bar{\epsilon}) \}$$

Par ailleurs,

$$\Gamma''_B(\bar{\epsilon}).G'_B(\bar{\epsilon}) = \Leftrightarrow \bar{\epsilon} (f_B(\bar{\epsilon}))^2 = \Leftrightarrow \bar{\epsilon} \{ [h_B(\bar{\epsilon})]^2 [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})]^2 \}$$

Par conséquent :

$$\begin{aligned} \Gamma'_B(\bar{\epsilon}).G''_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \Gamma''_B(\bar{\epsilon}).G'_B(\bar{\epsilon}) &= [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})]^2 [h_B(\bar{\epsilon}) + \bar{\epsilon} h'_B(\bar{\epsilon})] \\ &= [1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})]^2 \left[\frac{\partial \bar{\epsilon} h_B(\bar{\epsilon})}{\partial (\bar{\epsilon})} \right] \end{aligned}$$

Or $\left[\frac{\partial \bar{\epsilon} h_B(\bar{\epsilon})}{\partial (\bar{\epsilon})} \right]$ est positif d'après (6.83). ■

Pour la suite de la démonstration, il est important de noter que les limites aux bornes de l'intervalle de $\bar{\epsilon}$ sont :

$$\lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow 0} \lambda(\bar{\epsilon}) = 1 \quad \text{et} \quad \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \bar{\epsilon}^*} \lambda(\bar{\epsilon}) = +\infty \quad (6.102)$$

Démonstration. Concernant d'abord la limite en 0, on montre que :

$$\begin{aligned} \text{numérateur} &: \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow 0} \Gamma'_B(\bar{\epsilon}) = \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow 0} (1 \Leftrightarrow F_B(\bar{\epsilon})) = 1 \\ \text{dénominateur} &: \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \bar{\epsilon}^*} \mu_B G'_B(\bar{\epsilon}) = 0 \quad \text{donc} \quad \lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \bar{\epsilon}^*} \Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon}) = 1 \end{aligned}$$

Ensuite, pour ce qui concerne la limite quand $\bar{\epsilon}$ tend vers $\bar{\epsilon}^*$, on sait d'après (6.94) que :

$$\lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \bar{\epsilon}^*} \Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon}) = 0$$

Comme par ailleurs la limite du numérateur de $\lambda(\bar{\epsilon})$ est finie et positive, on en déduit que $\lambda(\bar{\epsilon})$ tend vers l'infini quand $\bar{\epsilon}$ tend vers $\bar{\epsilon}^*$. ■

D'après la CPO (6.97) relative à k^B , il est possible d'exprimer la prime de financement externe supportée par les établissements bancaires en fonction de leur risque individuel :

$$S^B = \rho(\bar{\epsilon}) \equiv \frac{\lambda(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda[\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]} \quad (6.103)$$

$\rho(\bar{\epsilon})$ traduit de cette façon l'écart entre le taux de rendement anticipé du capital bancaire et le rendement sûr, exigé par les actionnaires. Sa dérivée par rapport à $\bar{\epsilon}$ s'écrit :

$$\rho'(\bar{\epsilon}) = \rho(\bar{\epsilon}) \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} \left[\frac{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]} \right] > 0 \quad \text{pour } \bar{\epsilon} \in (0, \bar{\epsilon}^*) \quad (6.104)$$

Démonstration.

$$\begin{aligned} \rho'(\bar{\epsilon}) &= \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]} \\ &\Leftrightarrow \lambda(\bar{\epsilon}) \left\{ \frac{\Leftrightarrow \Gamma'_B(\bar{\epsilon}) + (\Gamma_B \Leftrightarrow \mu_B G_B) \lambda'(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})]}{\{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]\}^2} \right\} \end{aligned}$$

or d'après (6.103),

$$1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})] = \frac{\lambda(\bar{\epsilon})}{\rho(\bar{\epsilon})}$$

En substituant dans la dérivée, et en notant que $\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) = \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})]$, on obtient (d'après (6.100)) :

$$\begin{aligned} \rho'(\bar{\epsilon}) &= \rho(\bar{\epsilon}) \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} \Leftrightarrow \rho(\bar{\epsilon}) \left\{ \frac{\lambda'(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]} \right\} \\ &= \rho(\bar{\epsilon}) \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} \Leftrightarrow \rho(\bar{\epsilon}) \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} \left\{ \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]} \right\} \\ &= \rho(\bar{\epsilon}) \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} \left\{ 1 \Leftrightarrow \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]} \right\} \\ &= \rho(\bar{\epsilon}) \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} \left\{ \frac{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]} \right\} \end{aligned}$$

Pour déterminer le signe de cette dérivée, on note d'abord que :

$$\lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow 0} \rho(\bar{\epsilon}) = 1 \quad (6.105)$$

En effet, d'après (6.102), $\lambda(\bar{\epsilon})$ tend vers 1 quand $\bar{\epsilon}$ tend vers 0. En outre, $1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})$ tend vers 1 : en référence à la relation (6.90), la limite de $E(\epsilon | \epsilon \geq \bar{\epsilon})$ tend vers 1, puisque $E(\epsilon | \epsilon \geq 0) = E(\epsilon) = 1$ par définition, et que la probabilité pour que $\epsilon \geq \bar{\epsilon}$ est égale à 1 (ϵ n'est défini que sur \mathbb{R}^+). Par ailleurs, d'après (6.92), $\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})$ tend vers 0.

Ensuite :

$$\lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \bar{\epsilon}^*} \rho(\bar{\epsilon}) = \frac{1}{\Gamma_B(\bar{\epsilon}^*) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}^*)} \equiv S^{B^*} > 0 \quad (6.106)$$

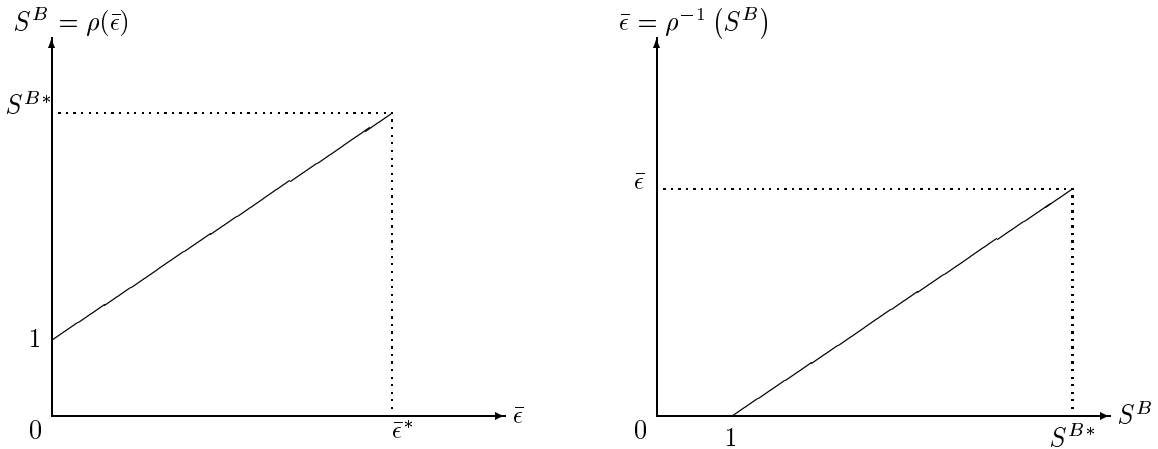
En effet, si on inverse la relation (6.103), alors $\frac{1}{\rho(\cdot)} = \frac{1 + \Gamma_B(\cdot)}{\lambda(\cdot)} + (\Gamma_B(\cdot) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\cdot))$; le premier terme tend vers zéro car $\lambda(\cdot)$ tend vers l'infini (alors que la limite de $1 + \Gamma_B(\cdot)$ est finie) et

le second terme tend vers $(\Gamma_B(\bar{\epsilon}^*) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}^*))$. On en déduit par conséquent que $\rho(\bar{\epsilon}) > 0$.

Enfin, d'après respectivement (6.101) et (6.102), $\lambda'(\bar{\epsilon}) > 0$ et $\lambda(\bar{\epsilon}) > 0$. D'après (6.91), $\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon}) > 0$ et par définition $1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}) > 0$. Comme $\rho(\bar{\epsilon}) > 0$, alors la dérivée de $\rho(\bar{\epsilon})$ est positive. ■

Ce résultat est cohérent : il traduit le fait que la prime de financement externe supportée par les banques ($S^B = \rho(\bar{\epsilon})$) est croissante avec le risque individuel de chaque établissement sur l'intervalle $[0, \bar{\epsilon}^*]$. En inversant (6.103), celle-ci pourrait être exprimée comme $\bar{\epsilon} = \bar{\epsilon}(S^B)$, avec $\bar{\epsilon}'(S^B) > 0$ pour $S^B \in [1, S^{B*}]$. Comme le montre la figure qui suit, on définit ainsi une relation monotone croissante entre les risques de défaut et la prime sur les fonds externes, avec :

$$\lim_{S^B \rightarrow 1} \bar{\epsilon}(S^B) = 0 \quad \text{et} \quad \lim_{S^B \rightarrow S^{B*}} \bar{\epsilon}(S^B) = \bar{\epsilon}^* \quad (6.107)$$



La configuration telle que $\bar{\epsilon} \rightarrow 0$ correspond à une situation d'information parfaite, où les problèmes d'agence ne se posent pas. Elle implique une prime nulle ($S^B \equiv (s^B + 1) = 1 \Leftrightarrow s^B = 0$). En revanche, la configuration telle que $\bar{\epsilon} \rightarrow \bar{\epsilon}^*$ correspond au seuil d'exigence « maximum ». Comme indiqué précédemment, il n'est pas dans l'intérêt des ménages d'exiger un seuil de productivité $\bar{\epsilon}$ trop élevé, au risque sinon de consacrer l'essentiel des gains aux frais de monitoring. Ce n'est pas le cas si $\bar{\epsilon} < \bar{\epsilon}^*$. Or, le résultat (6.106) nous enseigne l'équivalence suivante :

$$\bar{\epsilon} < \bar{\epsilon}^* \Leftrightarrow S^B < S^{B*} \quad (6.108)$$

S^{B*} représente donc un plafond pour la prime de risque, que les créanciers n'ont pas intérêt à atteindre, sous peine d'effets pervers. En pratique, dans le modèle, cette inégalité assure l'existence d'une solution intérieure. Les résultats (6.106) et (6.93) permettent de préciser la condition d'existence d'une solution intérieure en ces termes :

$$S^B < \frac{1}{1 \Leftrightarrow \mu_B} \quad (6.109)$$

On définit à présent :

$$k^B = \Psi_B(\bar{\epsilon}) \equiv 1 + \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} \quad (6.110)$$

Démonstration. D'après la CPO (6.98) relative à λ ,

$$k^B = \frac{1}{\{1 \Leftrightarrow [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})] S^B\}}$$

En remplaçant S^B telle qu'elle est définie dans (6.103), on obtient :

$$k^B = \frac{1}{1 \Leftrightarrow \frac{\lambda(\bar{\epsilon})[\Gamma_B(\bar{\epsilon}) - \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 - \Gamma_B(\bar{\epsilon}) + \lambda(\bar{\epsilon})[\Gamma_B(\bar{\epsilon}) - \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}}$$

En simplifiant l'écriture, on aboutit finalement à (6.110). ■

La dérivée de $\Psi_B(\cdot)$ par rapport à $\bar{\epsilon}$ est égale à :

$$\Psi'_B(\bar{\epsilon}) = \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} [\Psi_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow 1] + \frac{\Gamma'_B(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma(\bar{\epsilon})} \Psi_B(\bar{\epsilon}) > 0 \quad \text{pour } (\bar{\epsilon}) \in (0, \bar{\epsilon}^*) \quad (6.111)$$

Démonstration.

$$\begin{aligned} \Psi'_B(\bar{\epsilon}) &= \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})] \Gamma'_B(\bar{\epsilon})}{(1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon}))^2} + \frac{\lambda'(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} \\ &+ \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} \end{aligned} \quad (6.112)$$

or d'après (6.110), on peut écrire

$$\Psi_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow 1 = \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} \quad \text{et} \quad \frac{\Psi_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow 1}{\lambda(\bar{\epsilon})} = \frac{[\Gamma_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})}$$

On insère ces deux expressions dans (6.112) :

$$\begin{aligned} \Psi'_B(\bar{\epsilon}) &= [\Psi_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow 1] \frac{\Gamma'_B(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} + \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} [\Psi_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow 1] + \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} \\ &= \Psi_B(\bar{\epsilon}) \frac{\Gamma'_B(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} + \frac{\lambda'(\bar{\epsilon})}{\lambda(\bar{\epsilon})} [\Psi_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow 1] \Leftrightarrow \frac{\Gamma'_B(\bar{\epsilon})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} + \frac{\lambda(\bar{\epsilon}) [\Gamma'_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\bar{\epsilon})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\bar{\epsilon})} \end{aligned}$$

Or selon (6.100), on sait que $\lambda(\cdot) [\Gamma'_B(\cdot) \Leftrightarrow \mu_B G'_B(\cdot)] = \Gamma'_B(\cdot)$. Par conséquent les deux derniers termes de l'expression précédente s'annulent et on retrouve (6.111).

Considérons chacun des éléments de l'expression de cette dérivée pour en déterminer le signe. On sait d'après (6.102) et (6.101) que $\lambda(\cdot)$ et $\lambda'(\cdot)$ sont positives sur $[0, \bar{\epsilon}^* [$. En outre, d'après (6.88), $\Gamma'_B(\cdot)$ est positive et par définition, $[1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\cdot)] > 0$. Il reste à déterminer le signe de $\Psi_B(\cdot)$. On note que :

$$\lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow 0} \Psi_B(\bar{\epsilon}) = 1$$

En effet, $[\Gamma_B(\cdot) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\cdot)]$ tend vers 0 d'après (6.92), alors que les autres termes de $\Psi_B(\cdot)$ tendent vers 1 (cf. (6.102) pour $\lambda(\cdot)$ et l'explication p.322 pour $1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\cdot)$). Il reste la constante unitaire de l'expression. De plus,

$$\lim_{\bar{\epsilon} \rightarrow \bar{\epsilon}^*} \Psi_B(\bar{\epsilon}) = +\infty$$

car $\lambda(\cdot)$ tend vers l'infini tandis que les limites $\Gamma_B(\cdot) \Leftrightarrow \mu_B G_B(\cdot)$ et $1 \Leftrightarrow \Gamma_B(\cdot)$ sont finies et positives. On en déduit que $\Psi_B(\bar{\epsilon}) > 0$ et $\Psi_B(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow 1 \geq 0$. Par conséquent, toutes les composantes de la relation (6.111) sont positives ; la dérivée de $\Psi_B(\cdot)$ par rapport à $\bar{\epsilon}$ est donc positive. ■

6.6.3.4 Résultat : la prime de financement externe

Enfin, en combinant (6.103) et (6.110), on obtient la relation suivante :

$$k^B = \Upsilon_B(S^B) \quad \text{avec} \quad \Upsilon'_B(\cdot) > 0 \quad \text{sur} \quad (1, S^{B*}) \quad (6.113)$$

qui établit une relation monotone croissante entre le ratio capital/endettement et la prime sur les fonds externes.

Démonstration. On sait que $S^B = \rho(\bar{\epsilon}) \Leftrightarrow \bar{\epsilon}(\cdot) = \rho^{-1}(S^B)$. Donc

$$k^B = \Psi_B(\bar{\epsilon}) = \Psi_B(\rho^{-1}(S^B))$$

On pose $\Upsilon_B(\cdot) \equiv \Psi_B \circ \rho^{-1}(\cdot)$. Comme

$$\begin{aligned} \Psi_B(\cdot) &: [0, \bar{\epsilon}[\Leftrightarrow [0, +\infty[\quad \text{avec} \quad \Psi'(\cdot) > 0 \\ \rho^{-1}(\cdot) &: [1, S^{B*}[\Leftrightarrow [0, \epsilon^*[\quad \text{avec} \quad (\rho^{-1}(\cdot))' > 0 \end{aligned}$$

et d'après (6.107), alors

$$\Upsilon'_B(\cdot) > 0 \quad \text{pour} \quad S^B \in (1, S^{B*})$$

avec

$$\lim_{S^B \rightarrow 1} \Upsilon_B(S^B) = 1 \quad \text{et} \quad \lim_{S^B \rightarrow S^{B*}} \Upsilon_B(S^B) = +\infty$$

En notant $\psi_B(\cdot) \equiv \Upsilon^{-1}(\cdot)$, fonction définie sur $(1, \infty)$, dont les valeurs sont comprises sur $(1, S^{B*})$, alors (6.113) peut s'écrire :

$$\boxed{S^B = \psi_B(k^B)} \quad \Leftrightarrow \quad \boxed{\frac{R^B}{R} = \psi_B\left(\frac{QK-N}{WB}\right)} \quad (6.114)$$

$$\text{avec} \quad \psi'_B(\cdot) > 0 \quad \text{pour} \quad k^B \in (1, \infty) \quad (6.115)$$

$$\begin{aligned} \text{et} \quad \psi_B(1) = 1 \quad \text{car} \quad \lim_{k^B \rightarrow 1} \psi_B(k^B) = 1 \\ \text{et} \quad \lim_{k^B \rightarrow \infty} \psi_B(k^B) = S^{B*} \end{aligned}$$

Cette dernière relation entre k^B et S^B s'interprète de manière plus directe : la prime de financement externe que supportent les établissements financiers croît avec leur niveau d'endettement et décroît avec leur niveau de richesse nette, soit $\psi'_B(\cdot) > 0$. Une augmentation de la richesse nette WB implique un plus fort engagement des dirigeants des banques dans leur activité, et atténue le conflit d'objectif qui les oppose à leurs créanciers. Partant, la prime d'agence diminue. À l'extrême, quand les banques s'autofinancent intégralement, soit $B^B = QK \Leftrightarrow N^F \Leftrightarrow WB = 0$, la prime est nulle. C'est ce que nous enseigne logiquement le résultat : $\psi_B(1) = 1$; dans ce cas, le coût des fonds bancaires est égal au taux sans risque ($R^B = R$). On retrouve la relation (6.114) dans le texte (relation (6.11) p. 278).

6.6.4 Contrat financier optimal banques/entreprises

Le traitement de la relation contractuelle entre les banques (ici comme créanciers) et les grossistes (emprunteurs) repose sur les mêmes hypothèses que dans le cadre du lien ménages/banques. Chaque firme subit un choc aléatoire qui lui est propre ω^j , avec $\omega \in [0, +\infty[$ et $E(\omega) = 1$. $F_F(\cdot)$ représente la distribution de probabilité continue de ω , définie telle que $F_F(x) = Pr(\omega < x)$, avec $F_F(0) = 0$. La fonction de densité associée est notée $f_F(\cdot)$. On note N la richesse nette des firmes, K le capital physique employé pour produire des biens de gros et Q le prix de K . Étant donnée sa richesse nette initiale, une firme emprunte $QK \Leftrightarrow N^F$ pour investir. Le rendement total de son activité est égal à $\omega R^F QK$, où R^F représente le rendement moyen agrégé du capital. Ni la banque ni la firme ne connaissent ω avant la décision d'investissement. Une fois le capital acquis, les prêteurs peuvent observer ω à condition de payer des coûts d'audit (μ_F) proportionnels au rendement de l'entreprise, soit $\mu_F \omega R^F QK$.

Le contrat optimal vise à établir un seuil de productivité $\bar{\omega}$ tel que si $\omega \geq \bar{\omega}$, alors l'emprunteur est en mesure de rembourser son dû, c'est à dire $\bar{\omega} R^F QK$, et conserve le complément, c'est à dire $(\omega \Leftrightarrow \bar{\omega}) R^F QK$. Dans le cas contraire, la firme déclare faillite, elle est auditée, et le créancier récupère l'intégralité des ressources restantes, soit $(1 \Leftrightarrow \mu_F) \omega R^F QK$, net des coûts de monitoring. Le programme et sa résolution sont similaires à ceux développés dans le cadre de la relation ménages/banques. Les banques exigent d'être rémunérées, à l'équilibre, à hauteur de leur coût d'opportunité. Or celui-ci ne correspond pas au taux sans risque mais au coût de mobilisation de ses propres fonds (R^B). Sa condition de participation, décrite dans le corps de texte par la relation (6.13), peut aussi s'écrire :

$$[\bar{\omega} Pr(\omega > \bar{\omega}) + (1 \Leftrightarrow \mu_F) E(\omega | \omega < \bar{\omega}) Pr(\omega < \bar{\omega})] R^F QK = R^B (QK \Leftrightarrow N^F) \quad (6.116)$$

On définit $\Gamma_F(\bar{\omega})$ comme la **part brute** des profits destinée aux banques, c'est à dire la moyenne des ω en cas de succès plus ce qui est récupéré en cas d'échec (coûts d'audit exclus) :

$$\Gamma_F(\bar{\omega}) \equiv E(\omega | \omega < \bar{\omega}) Pr(\omega < \bar{\omega}) + \bar{\omega} Pr(\omega \geq \bar{\omega}) \quad (6.117)$$

$$\equiv \int_0^{\bar{\omega}} \omega f_F(\omega) d\omega + \bar{\omega} \int_{\bar{\omega}}^{\infty} f_F(\omega) d\omega \quad (6.118)$$

$$\text{avec } \Gamma'_F(\bar{\omega}) = 1 \Leftrightarrow F_F(\bar{\omega}) > 0 \quad \text{et} \quad \Gamma''_F(\bar{\omega}) = \Leftrightarrow f_F(\bar{\omega}) < 0 \quad (6.119)$$

La part brute qui revient aux banques est donc croissante et concave en $\bar{\omega}$. Mais, comme dans le cas précédent, ce seuil d'exigence est borné, dans la mesure où la probabilité d'échec des projets des firmes s'élèvent avec $\bar{\omega}$. On note $\mu_F G_F(\bar{\omega})$ la part des profits consacrée aux coûts de monitoring :

$$\mu_F G_F(\bar{\omega}) \equiv \mu_F \int_0^{\bar{\omega}} \omega f_F(\omega) d\omega \quad \text{avec} \quad \mu_F G'_F(\bar{\omega}) = \mu_F \bar{\omega} f_F(\bar{\omega}) > 0 \quad (6.120)$$

La **part nette** du produit des firmes qui revient aux banques est égale à $\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})$. Les grossistes perçoivent quant à eux $1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega})$, avec $0 < \Gamma_F(\bar{\omega}) < 1$.

La maximisation de (6.14) sous la contrainte (6.13) peut s'écrire, de manière équivalente, en termes de proportion de gains :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max}_{\{K, \bar{\omega}\}} [1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega})] R^F QK \\ \text{s/c} \quad [\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})] R^F QK = R^B (QK \Leftrightarrow N^F) \quad / \lambda \end{array} \right.$$

où λ représente le multiplicateur de Lagrange. On pose ensuite :

$$S = \frac{R^F}{R} \quad (6.121)$$

$$k = \frac{QK}{N^F} \quad (6.122)$$

Sachant enfin par ailleurs que $S^B = \frac{R^B}{R}$, le programme peut s'exprimer en ces termes :

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_F &= [1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega})] S k + \lambda \left\{ [\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})] S k \Leftrightarrow S^B (k \Leftrightarrow 1) \right\} \\ &= [1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega})] \frac{S}{S^B} k + \lambda \left\{ [\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})] \frac{S}{S^B} k \Leftrightarrow (k \Leftrightarrow 1) \right\} \end{aligned}$$

On pose enfin

$$S^F = \frac{S}{S^B} \quad (6.123)$$

avec S^F la prime de financement externe exigée par les banques (S^F est l'écart entre le coût du financement des banques et celui des firmes, tandis que S traduit l'écart entre le coût du financement des firmes et le taux sans risque). Ainsi, le Lagrangien devient finalement :

$$\mathcal{L}_F = [1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega})] S^F k + \lambda \left\{ [\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})] S^F k \Leftrightarrow (k \Leftrightarrow 1) \right\}$$

Les banques répercutent leurs coûts de financement sur celui des firmes. C'est à ce stade que se fonde le canal du capital bancaire. Dans la résolution du programme, S^B , Q et N^F

sont considérés comme donnés. Les conditions de premier ordre par rapport à $\bar{\omega}$, k et λ sont respectivement :

$$\frac{\partial \mathcal{L}_F}{\partial \bar{\omega}} = 0 \Leftrightarrow \Leftrightarrow \Gamma'_F(\bar{\omega}) + \lambda [\Gamma'_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G'_F(\bar{\omega})] = 0 \quad (6.124)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}_F}{\partial k} = 0 \Leftrightarrow [(1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega})) + \lambda (\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega}))] S^F \Leftrightarrow \lambda = 0 \quad (6.125)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}_F}{\partial \lambda} = 0 \Leftrightarrow [\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})] S^F k \Leftrightarrow (k \Leftrightarrow 1) = 0 \quad (6.126)$$

D'après (6.124), on peut donc de nouveau poser :

$$\lambda = \frac{\Gamma'_F(\bar{\omega})}{[\Gamma'_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G'_F(\bar{\omega})]} = \lambda(\bar{\omega}) \quad (6.127)$$

ainsi que, d'après (6.125) :

$$S^F = \rho_F(\bar{\omega}) \equiv \frac{\lambda(\bar{\omega})}{1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega}) + \lambda [\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})]} \quad (6.128)$$

En combinant (6.126) et (6.128), on définit :

$$k = \Psi_F(\bar{\omega}) \equiv 1 + \frac{\lambda(\bar{\omega}) [\Gamma_F(\bar{\omega}) \Leftrightarrow \mu_F G_F(\bar{\omega})]}{1 \Leftrightarrow \Gamma_F(\bar{\omega})} \quad (6.129)$$

Sous l'hypothèse que

$$h_F(\omega) = \frac{dF(\omega)}{1 \Leftrightarrow F_F(\omega)} \quad \text{avec} \quad \frac{\partial \omega h_F(\omega)}{\partial \omega} > 0 \quad (6.130)$$

les fonctions $\lambda(\cdot)$, $\rho_F(\cdot)$ et $\Psi_F(\cdot)$ conservent exactement les mêmes propriétés que celles étudiées dans le cadre de la relation ménages/banques. C'est pourquoi il n'est pas utile de les détailler.

Enfin, en combinant (6.128) et (6.129) on obtient :

$$k = \Upsilon_F(S^F) \quad \text{avec} \quad \Upsilon'_F(\cdot) > 0 \quad \text{sur} \quad (1, S^{F*}) \quad (6.131)$$

qui établit une relation monotone croissante entre le ratio capital/endettement des grossistes et la prime qu'ils supportent sur leurs fonds externes. En notant $\psi_F(\cdot) \equiv \Upsilon_F^{-1}(\cdot)$, la relation (6.131) peut s'écrire :

$$\boxed{S^F = \psi_F(k)} \Leftrightarrow \boxed{\frac{R^F}{R^B} = \psi_F\left(\frac{QK}{N^F}\right)} \quad (6.132)$$

avec $\psi'_F(\cdot) > 0$ et $\psi_F(1) = 1$

Si la prime de financement externe que supportent les firmes croît avec leur niveau d'endettement et décroît avec leur richesse nette, elle dépend aussi de la santé financière des établissements de crédit. En développant (6.132), on observe en effet que :

$$R^F = \psi_F \left(\frac{QK}{N^F} \right) R^B$$

Soit

$$\boxed{R^F = \psi_F \left(\frac{QK}{N^F} \right) \times \psi_B \left(\frac{QK - N^F}{WB} \right) R} \quad (6.133)$$

On retrouve ainsi la relation (6.16) qui figure dans le texte.

6.6.5 Le programme du secteur des détaillants

On montre que l'indice des prix de détail s'écrit :

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\epsilon} dz \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}} \quad (6.134)$$

Cet « indice vrai du coût de la vie » est obtenu en résolvant le dual du consommateur, c'est à dire en cherchant la dépense maximale compatible avec le maintien d'un niveau de bien-être donné. Pour démontrer cette expression, on part de l'agrégat de consommation CES défini comme :

$$C_t = \left[\int_0^1 C(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad (6.135)$$

De plus, l'indice des prix à la consommation, noté P^c doit nécessairement satisfaire la condition suivante :

$$P^c C = \int_0^1 P(z) C(z) dz \quad (6.136)$$

Le traitement du programme statique du consommateur consiste à résoudre :

$$\begin{cases} \text{Max}_{\{C(z)\}} C = \left[\int_0^1 C(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \\ s/c \quad Z \equiv P^c C = \int_0^1 P(z) C(z) dz \quad / \lambda \end{cases}$$

soit

$$\mathcal{L}_z = \left[\int_0^1 C(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} + \lambda \left[Z \Leftrightarrow \int_0^1 P(z) C(z) dz \right]$$

Considérons deux conditions de premier ordre par rapport aux biens z et z' :

$$\frac{\partial \mathcal{L}_z}{\partial C(z)} = 0 \Leftrightarrow \lambda P(z) = \left[\int_0^1 C(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{1}{\epsilon-1}} C(z)^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (6.137)$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}_z}{\partial C(z')} = 0 \Leftrightarrow \lambda P(z') = \left[\int_0^1 C(z')^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz' \right]^{\frac{1}{\epsilon-1}} C(z')^{-\frac{1}{\epsilon}} \quad (6.138)$$

Le rapport (6.137) sur (6.138) permet d'obtenir la fonction de demande adressée aux détaillants :

$$\left[\frac{C(z)}{C(z')} \right]^{-\frac{1}{\epsilon}} = \frac{P(z)}{P(z')} \quad (6.139)$$

D'après cette relation, on note que $C(z) = P(z)^{-\epsilon} P(z')^{\epsilon} C(z')$ qu'on glisse dans l'expression (6.136) :

$$Z = \int_0^1 P(z) P(z)^{-\epsilon} P(z')^{\epsilon} C(z') dz = P(z')^{\epsilon} C(z') \int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz$$

d'où

$$C(z') = \frac{Z}{P(z')^{\epsilon} \int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz}$$

Par analogie,

$$C(z) = \frac{Z}{P(z)^{\epsilon} \int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz}$$

On glisse cette dernière expression dans l'agrégat de consommation (6.135) :

$$\begin{aligned} C &= \left[\int_0^1 C(z)^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} = \left[\int_0^1 \frac{Z^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}}{[P(z)^{\epsilon} \int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz]^{\frac{\epsilon-1}{\epsilon}}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \\ &= Z \left[\frac{\int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz}{\int_0^1 P(z)^{(1-\epsilon)\frac{\epsilon-1}{\epsilon}} dz} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} = Z \left[\frac{1}{\int_0^1 P(z)^{(1-\epsilon)\left(\frac{\epsilon-1}{\epsilon}-1\right)} dz} \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \\ &= Z \left[\int_0^1 P(z)^{\frac{1-\epsilon}{\epsilon}} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \\ &= Z \left[\int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz \right]^{\frac{1}{\epsilon-1}} \end{aligned}$$

Or $Z \equiv P^{\epsilon} C$, donc

$$C = P^{\epsilon} C \left[\int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz \right]^{\frac{\epsilon}{\epsilon-1}} \quad \text{soit} \quad P^{\epsilon} = \left[\int_0^1 P(z)^{1-\epsilon} dz \right]^{\frac{1}{1-\epsilon}}$$

On retrouve ainsi la relation (6.28). On note aussi que d'après (6.139), $C(z) = \left(\frac{P(z)}{P} \right)^{-\epsilon} C$, soit en termes équivalents :

$$Y_t^f(z) = \left[\frac{P_t(z)}{P_t} \right]^{-\epsilon} Y_t^f \quad (6.140)$$

On retrouve ainsi la relation (6.29) du texte.

Ensuite, le comportement des détaillants en matière de tarification repose sur le schéma proposé par Galí & Gertler (1999). Cette configuration est détaillée dans l'annexe du chapitre 2 p.132.

6.6.6 Détails sur la bulle

D'après (6.45), la partie anticipée de la bulle peut s'écrire :

$$E_t \left(\frac{Z_{t+1} \Leftrightarrow Q_{t+1}}{R_{t+1}^F} \right) = a (Z_t \Leftrightarrow Q_t) \quad (6.141)$$

Ensuite, par analogie avec (6.44), on note :

$$Z_t = E_t \left[(D_{t+1}^F + (1 \Leftrightarrow \delta) Z_{t+1}) / R_{t+1}^Z \right] \quad (6.142)$$

où R^Z représente le rendement de marché des actions du secteur des firmes. D'après (6.44), on peut écrire $E_t (D_{t+1}^F) = R_{t+1}^F Q_t \Leftrightarrow (1 \Leftrightarrow \delta) Q_{t+1}$, qu'on remplace dans (6.142) pour obtenir :

$$\begin{aligned} R_t^Z Z_t &= E_t [R_{t+1}^F Q_t + (1 \Leftrightarrow \delta) (Z_{t+1} \Leftrightarrow Q_{t+1})] \\ \Leftrightarrow \frac{R_{t+1}^Z}{R_{t+1}^F} Z_t &= E_t \left[Q_t + (1 \Leftrightarrow \delta) \frac{(Z_{t+1} \Leftrightarrow Q_{t+1})}{R_{t+1}^F} \right] \end{aligned}$$

D'après (6.141), on peut donc écrire :

$$\frac{R_{t+1}^Z}{R_{t+1}^F} Z_t = Q_t + a(1 \Leftrightarrow \delta) (Z_t \Leftrightarrow Q_t) \quad (6.143)$$

soit

$$\frac{R_{t+1}^Z}{R_{t+1}^F} = \frac{Q_t}{Z_t} + a(1 \Leftrightarrow \delta) \frac{Q_t}{Z_t}$$

soit

$$R_{t+1}^Z = R_{t+1}^F \left[\nu + (1 \Leftrightarrow \nu) \frac{Q_t}{Z_t} \right] \quad (6.144)$$

avec $\nu \equiv a(1 \Leftrightarrow \delta)$. On établit ainsi le lien entre le rendement fondamental du capital (des entrepreneurs) et le rendement « spéculatif » qu'on retrouve dans le texte p.288.

6.6.7 Détails sur la log-linéarisation

La méthode de log-linéarisation employée repose sur la propriété suivante. Quels que soient la fonction $f(\cdot)$ et son argument X_t , l'approximation log-linéaire du premier ordre autour de l'équilibre stationnaire \bar{X} est donnée par :

$$E_t f(X_t) \approx E_t \left[\sum_i \frac{\partial f(\bar{X})}{\partial X_i} \Big|_{X_t=\bar{X}} X_i \hat{x}_i \right] = 0 \quad (6.145)$$

Avec $\hat{x}_t = \log(X_t) \Leftrightarrow \log(\bar{X})$.

Suivant ce principe, la version log-linéarisée de la prime des banques est obtenue de la manière suivante. Partant de

$$\frac{R_{t+1}^B}{R_{t+1}} = \psi_B \left[\frac{Q_{t-1}K_t \Leftrightarrow N_t^F}{WB_t} \right]$$

l'application de la formule (6.145) implique :

$$\begin{aligned} 0 = E_t \left\{ \Leftrightarrow \frac{\bar{R}^B}{\bar{R}} (\hat{r}_{t+1}^B \Leftrightarrow \hat{r}_{t+1}) + \frac{\partial \psi_B(\cdot)}{\partial Q_t} \Big|_Q \frac{\bar{K}}{\bar{WB}} \bar{Q} \hat{q}_t + \frac{\partial \psi_B(\cdot)}{\partial K_{t+1}} \Big|_{\bar{K}} \frac{\bar{Q}}{\bar{WB}} \bar{K} \hat{k}_{t+1} \right. \\ \left. + \frac{\partial \psi_B(\cdot)}{\partial N_{t+1}^F} \Big|_{\bar{N}^F} \left(\Leftrightarrow \frac{1}{\bar{WB}} \right) \bar{N}^F \hat{n}_{t+1} + \frac{\partial \psi_B(\cdot)}{\partial WB_{t+1}} \Big|_{\bar{WB}} \left(\Leftrightarrow \frac{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F}{\bar{WB}^2} \right) \widehat{WB} \widehat{wb}_{t+1} \right\} \end{aligned}$$

Soit, en notant qu'à l'équilibre stationnaire $\frac{\bar{R}^B}{\bar{R}} = \psi_B(\cdot)$, et en réorganisant l'expression :

$$\begin{aligned} 0 = E_t \left\{ \Leftrightarrow (\hat{r}_{t+1}^B \Leftrightarrow \hat{r}_{t+1}) + \frac{\psi'_B(\cdot)}{\psi_B(\cdot)} \frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{WB}} \left(\frac{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \right) \hat{q}_t + \frac{\psi'_B(\cdot)}{\psi_B(\cdot)} \frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{WB}} \left(\frac{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \right) \hat{k}_{t+1} \right. \\ \left. \Leftrightarrow \frac{\psi'_B(\cdot)}{\psi_B(\cdot)} \left(\frac{\bar{N}^F}{\bar{WB}} \right) \left(\frac{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F}{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F} \right) \hat{n}_{t+1} \Leftrightarrow \frac{\psi'_B(\cdot)}{\psi_B(\cdot)} \left(\frac{\bar{Q}\bar{K} \Leftrightarrow \bar{N}^F}{\bar{WB}} \right) \widehat{wb}_{t+1} \right\} \end{aligned}$$

Sachant que, par définition, l'élasticité (à l'équilibre stationnaire) d'une fonction $f(X_t)$ quelconque est donnée par $\frac{f'(X)}{f(X)} X$, l'élasticité de la fonction ψ_B , notée ψ_B^ε , répond alors à la définition suivante : $\psi_B^\varepsilon = \frac{\psi'_B(\cdot)}{\psi_B(\cdot)} \frac{\bar{Q}\bar{K} - \bar{N}^F}{\bar{WB}}$. En glissant cette définition dans la relation précédente, on retrouve enfin l'expression (6.54) du texte :

$$E_t \left\{ \Leftrightarrow (\hat{r}_{t+1}^B \Leftrightarrow \hat{r}_{t+1}) + \psi_B^\varepsilon \left(\frac{\bar{Q}\bar{K}}{\bar{Q}\bar{K} - \bar{N}^F} \right) (\hat{q}_t + \hat{k}_{t+1}) \Leftrightarrow \psi_B^\varepsilon \left(\frac{\bar{N}^F}{\bar{Q}\bar{K} - \bar{N}^F} \right) \hat{n}_{t+1} \Leftrightarrow \psi_B^\varepsilon \widehat{wb}_{t+1} \right\} = 0$$

Cette méthode est appliquée à toutes les relations du modèle.

6.6.8 Détails sur la calibration

Les données utilisées pour calculer le ratio moyen actifs / fonds propres des banques (autrement dit \bar{B}/\bar{WB}) sont tirées du fichier *esa22.csv* correspondant au tableau 2.2 p.13 du bulletin mensuel de la BCE d'avril 2003 (colonnes 1 de l'actif et 12 du passif). En cohérence avec le modèle, seuls les prêts aux agents résidents (pour l'essentiel aux firmes) sont considérés au numérateur. Le dénominateur se compose du capital et des réserves. Le graphique 6.13 rapporte la série construite. La moyenne du ratio, retenue comme valeur à l'état stationnaire de B/WB , est égale à 6.50.

Il n'existe pas de données agrégées concernant le ratio actifs / fonds propres (K/N^F) des firmes européennes. À défaut, une indication de valeur plausible est déduite du ratio

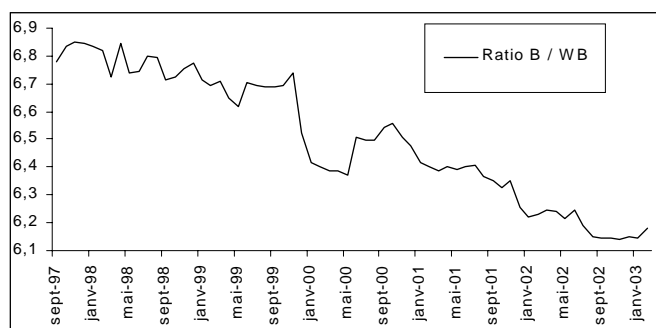


FIG. 6.13: Ratio actifs / fonds propres des banques européennes

moyen observé aux États-Unis sur la période 1985-2000. Les données issues des *Flow of Funds*⁴² (graphique 6.14) suggèrent un ratio moyen (\bar{N}^F / \bar{K}) proche de 0.40.

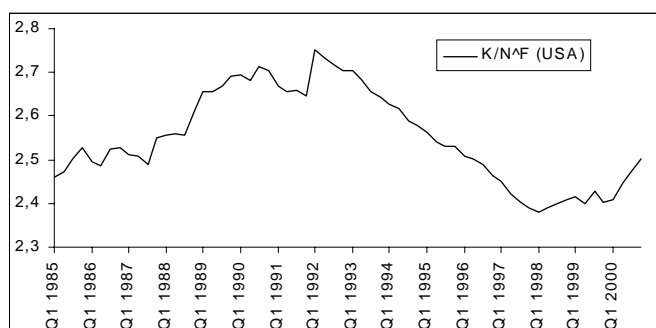


FIG. 6.14: Ratio actifs / richesse nette des firmes américaines

⁴²Codes Datastream : *US10XFTHA* pour les actifs des firmes au coût historique et *US10XXWHA* pour la richesse nette.

Désignation	Paramètre	Valeur
Élasticité intertemporelle de substitution	σ_c	0.75
Élasticité de la désutilité au travail	σ_h	0.32
Facteur d'actualisation	β	0.99
Paramètre de formation d'habitude	h	0.6
Part des firmes qui ne révisé pas leur prix	ϕ	0.75
Part des firmes prospectives	$1 \Leftrightarrow \varphi$	0.5
Part du capital dans le PIB	α	0.35
Part du travail des entrepreneurs / travail total	$1 \Leftrightarrow \Omega$	0.01
Part du travail des ménages / travail total	Ω	0.99
Taux de dépréciation du capital	δ	0.025
Paramètre de coût d'ajustement du capital	Θ	10.0
Part des fonds versés par les banques sortantes	τ	0.5
Taux de survie des banques	γ_B	0.99
Élasticité de la prime des banques / structure du bilan	ψ_B^E	0.015
Élasticité de la prime des firmes / structure du bilan	ψ_F^E	0.02
Choc technologique : paramètre auto-régressif	ρ_a	0.85
Choc budgétaire : paramètre auto-régressif	ρ_g	0.85
Élasticité du taux de survie des firmes à l'activité économique	f^E	0.25
Vitesse de progression de la bulle	a	0.98
Probabilité de pérennisation de la bulle	p_F	0.5
État stationnaire : valeurs « exogènes » (*)		
Taux de survie des firmes (statio.)	$\bar{\gamma}_F$	0.985
Coût marginal réel d'équilibre	$\bar{\rho}$	1/1.2
Ratio fonds propres bancaires / total des prêts	\bar{W}^B / \bar{B}	0.1538
Ratio fonds propres des firmes / actif total	\bar{N}^F / \bar{K}	0.40
Part des dépenses publiques dans le PIB	\bar{G} / \bar{Y}	0.1622
État stationnaire : valeurs induites		
Rendement <i>ex post</i> des banques	\bar{R}^B	1.0101
Rendement <i>ex post</i> des firmes	\bar{R}^F	1.01342
Ratio capital réglementaire bancaire / total des prêts	\bar{N}^B / \bar{B}	0.1546
Capital sur PIB	\bar{K} / \bar{Y}	7.592
Taux d'investissement	\bar{I} / \bar{Y}	0.1898
Part de la conso. des firmes / PIB	\bar{C}^F / \bar{Y}	0.0461
Part de la conso. des banques / PIB	\bar{C}^B / \bar{Y}	0.0035
Part de la conso. des ménages / PIB	C / Y	0.5983
Part de la conso. totale / PIB	C_{tot} / Y	0.6480

(*) sont dites exogènes les valeurs déterminées par référence aux données disponibles ou à l'usage. Les autres valeurs découlent des relations du modèle à l'équilibre stationnaire.

TAB. 6.1: Calibration du modèle de base

Chapitre 7

Cibles de prix d'actifs ou politique prudentielle contra-cyclique ?

La question de l'introduction des prix d'actifs dans les fonctions de réaction des banques centrales ne se justifie pas uniquement par le contenu informationnel des variables financières. Leur impact direct sur l'économie réelle, *via* les mécanismes explicités dans les trois précédents chapitres fournit un argument encore plus évident. Suivant ces enseignements, ne pas intégrer la stabilisation des prix d'actifs dans la liste des objectifs des banques centrales peut signifier que les mouvements anormaux de ces prix ne réduisent pas le bien-être, contrairement aux variations du prix des biens et services. Or ceci est discutable ; dans un monde avec imperfections financières, l'inflation des prix d'actifs conduit à des contrats financiers distordus, des garanties inadaptées et une mauvaise appréciation des risques, d'où des effets pervers une fois le retournement de tendance réalisé. Mais cela peut aussi signifier que la politique monétaire n'est pas le meilleur instrument pour résoudre les déséquilibres financiers.

La prise en compte des prix d'actifs comme argument décisionnel à part entière des orientations de politique monétaire ont donné lieu à une littérature grandissante. Il en ressort une très grande prudence des économistes, qui reconnaissent les déséquilibres dont sont responsables les mouvements financiers, mais qui demeurent dubitatifs quant aux capacités de la politique monétaire à les contenir. Ce scepticisme s'explique par plusieurs difficultés :

- 1) Les prix d'actifs constituent des variables trop volatiles pour être ciblées. Une telle stratégie risque d'être contre-productive : la banque centrale serait tenue d'être globalement moins réactive, au risque sinon de générer une volatilité insoutenable des taux d'intérêt et une instabilité financière accrue. Cet écueil vise particulièrement la proposition de Alchian & Klein (1973) d'intégrer les prix des actifs dans la mesure d'inflation ciblée par les autorités monétaires, afin de parvenir à une meilleure définition (intertemporelle) du coût de la vie.
- 2) La réponse des banques centrales aux prix d'actifs ne doit pas être systématique, mais conditionnelle à la nature des chocs ;
- 3) La conduite de la politique monétaire fondée sur les prix d'actifs se heurte à plusieurs formes d'incertitude :

- L'impact des prix d'actifs sur l'activité et l'inflation est incertaine et méconnue ;
 - Le contrôle des autorités sur les variables financières est aléatoire ;
 - Il existe une forte incertitude concernant la valeur d'équilibre des prix d'actifs. Partant, les banques centrales ne sont pas en mesure de diagnostiquer la présence d'une bulle ;
- 4) Cibler les prix d'actifs peut être coûteux au regard du sacrifice en croissance induit par une politique destinée à crever une bulle.

La problématique de ce chapitre se nourrit des enseignements des canaux de transmission mis en évidence dans les trois précédents chapitres et de la littérature sur les cibles de prix d'actifs, exposée dans la première section de ce chapitre (section 7.1). Si cette dernière se concentre sur les quatre points qui viennent d'être rappelés, l'interprétation des résultats de Bordo & Jeanne (2002) conduit à penser que l'attitude des banques centrales vis-à-vis des cours boursiers doit dépendre du *contexte* financier, déterminant de la vulnérabilité *ex ante* des agents. Par extension, la banque centrale devrait adopter un comportement tantôt *réactif*, conformément à la conduite suggérée par la règle de Taylor standard, tantôt *préventif*, avec prise en compte des prix d'actifs. Mais les changements de régimes de politique monétaire inspirés par l'analyse de Bordo & Jeanne (2002) suscitent plusieurs interrogations : comment traduire les variables qui vont décider d'un régime *préventif* ou *réactif* ? À quelles règles monétaires ces deux stratégies peuvent-elles être respectivement rattachées ?

Par ailleurs, si l'activité de crédit et la capacité inhérente des banques à supporter les retournements de tendance constituent un facteur déterminant le basculement d'un régime à un autre, et si la politique monétaire est incapable de traiter une situation de *capital crunch* (cf. chapitre 5), le raisonnement qui vient d'être évoqué conduit naturellement à s'intéresser aux bénéfices pouvant être apportés par la politique prudentielle. Puisque certaines mesures prudentielles sont théoriquement capables de dompter les comportements excessifs des banques, peuvent-elles se substituer aux cibles de prix d'actifs ?

Le modèle complet développé dans le chapitre 6 constitue un cadre théorique adapté pour répondre à ces questions, pour trois raisons. D'abord, il permet de mesurer les avantages procurés par une politique réglementaire préventive. En effet, il intègre les provisions pour pertes enregistrées par les banques. Dans sa version de base, les banques observent en la matière un comportement pro-cyclique : un choc récessif entraîne une baisse de l'activité et une augmentation conséquente des provisions. En pesant sur les fonds propres bancaires, les provisions contribuent *in fine* au durcissement des conditions de crédit. Au lieu de cela, il est possible de supposer qu'une mesure réglementaire oblige les établissements bancaires à anticiper le risque de crédit et à provisionner de façon prospective, conformément au concept de provisionnement dynamique. Dans l'esprit, cette mesure réglementaire particulière synthétise les principaux attraits d'une politique prudentielle préventive : contra-cyclicité, solidité *ex ante* des firmes et des banques, et donc capacité des agents à supporter les chocs. Il est alors intéressant d'étudier dans quelles mesures elle concourt effectivement à la stabilité macroéconomique.

Ensuite, le modèle complet présente l'avantage de modéliser plusieurs types de *contexte* financier *ex ante*. Ainsi, il est permis de chercher à retranscrire les enseignements de l'analyse de Bordo & Jeanne (2002) en termes de règles monétaires. Enfin, les analyses les plus abouties de la littérature se sont appuyées sur le même type de modèle. Des recoupements sont donc possibles, si bien que les résultats obtenus peuvent s'inscrire précisément au cœur du débat instauré par Bernanke & Gertler (1999, 2000) et Cecchetti et al. (2000*b*).

L'analyse menée dans la seconde section de ce chapitre permet ainsi d'établir une synthèse formelle et approfondie des résultats les plus aboutis de la littérature. Les conclusions peuvent être résumées en ces termes : si une politique à changements de régimes est théoriquement légitime, une politique prudentielle contra-cyclique – et à cet égard préventive – n'est pas visée par les écueils relevés plus haut au sujet des cibles de prix d'actifs. Elle s'avère bénéfique quelle que soit la nature des chocs et le contexte financier. Même quand toutes les formes d'incertitude sont ignorées, le bénéfice d'une politique de provisionnement dynamique est systématiquement supérieur à celui d'une cible de prix d'actifs, y compris en cas de bulle.

7.1 Cible de prix d'actifs : bilan et interprétation de la littérature

La section 7.1.1 traite de la conditionnalité de la réaction suivant la nature des chocs. Les démonstrations sont semblables à celles afférentes aux cibles de taux de change. Ensuite, il convient de souligner qu'une cible de prix d'actifs se heurte à plusieurs formes d'incertitude, concernant la valeur d'équilibre des prix d'actifs (section 7.1.2), l'impact des prix d'actifs sur l'économie réelle et la prise des autorités monétaires sur ces variables (section 7.1.3). Enfin, sachant que la stabilité macroéconomique n'est pas suffisante pour garantir la stabilité financière, la section 7.1.4 propose une interprétation des travaux de Bordo & Jeanne (2002) et Kent & Lowe (1997) en termes de changements de régimes de politique monétaire. La réponse des autorités aux prix d'actifs devrait en effet être conditionnelle au degré de vulnérabilité *ex ante* du système bancaire et financier.

7.1.1 L'importance de la nature des chocs

Dans l'esprit de Poole (1970), plusieurs travaux se rejoignent pour démontrer que la réponse des banques centrales aux mouvements des prix d'actifs doit être dépendante de la nature des chocs. La contribution de Durré (2001) est représentative de cette littérature. S'appuyant sur un modèle très proche de celui de Smets (1997), il aboutit aux conclusions intuitives suivantes. D'abord, en cas de choc de demande (positif), l'augmentation des taux directeurs se répercutent de deux manières sur l'activité. D'une part, la hausse du taux d'intérêt pèse sur l'output par un effet traditionnel de coût du capital. D'autre part, ce resserrement des conditions monétaires affecte les prix d'actifs, dont la diminution fait baisser la demande agrégée (par effet de richesse). Ainsi, pour atteindre l'orientation souhaitée, les autorités monétaires doivent tenir compte de l'implication des mouvements de taux d'intérêt sur les prix d'actifs. En ignorant le rôle rééquilibrant des effets de richesse, la

banque centrale risquerait sinon de se montrer trop rigoureuse. En somme, les prix d'actifs jouent un rôle d'accompagnateur, exactement comme le taux de change dans le cadre des ICM.

Ensuite, dans le cas d'un choc d'offre (choc technologique), il n'est pas nécessaire aux autorités monétaires d'intervenir. En effet, ce choc entraîne à la fois un accroissement des capacités d'offre et une augmentation inhérente des cours boursiers (sous l'impulsion des dividendes réels anticipés). Si bien que par effet de richesse, la demande s'ajuste à l'offre. Cette séquence témoigne une nouvelle fois du rôle rééquilibrant des prix d'actifs, qui dispense dans ce cas les autorités de toute intervention.

Enfin, la banque centrale doit se montrer opiniâtre à combattre les effets d'un choc financier (accroissement de la prime de risque et baisse des prix d'actifs par exemple). Plus la sensibilité de la demande aux prix d'actifs est forte, et plus la réponse de la politique monétaire doit être vigoureuse.

Partant d'un modèle analogue, Dor & Durré (2001) étudient le contexte économique et financier américain de la fin des années 1990 à la lumière de ces résultats. Le dilemme auquel la FED est confrontée durant cette période se pose en ces termes :

H1 : L'accroissement de l'activité et des prix d'actifs répond au paradigme de la « Nouvelle Économie » ;

H2 : Ce contexte correspond à un choc financier, voire un choc de demande, qui reposerait sur un optimisme exubérant alimenté par une bulle.

Le cadre théorique indique que sous l'hypothèse *H1*, la FED ne doit pas intervenir. En effet, la demande devrait être suffisamment stimulée par la valorisation croissante des actifs financiers pour rejoindre l'offre. En revanche, sous la seconde hypothèse, l'intervention de la banque centrale est incontournable, à deux égards. D'abord, le taux d'intérêt doit augmenter pour éviter que des tensions inflationnistes ne surviennent dans le sillage du choc de demande. Ensuite, ce resserrement est d'autant plus justifié que la diminution de la prime de risque et l'appréciation sous-jacente des cours boursiers a aussi un effet stimulant sur la demande.

Suivant que l'une ou l'autre des visions est privilégiée, les actions à tenir sont donc diamétralement opposées. Comme le soulignent les auteurs, toute la difficulté réside en ce qu'en pratique, le contexte n'a certainement pas répondu de manière aussi tranchée à *H1 vs H2*. Une bulle a pu se former parallèlement à un choc permanent de productivité¹, propice à l'amorce d'un climat euphorique (Zeira (1999)). On devine le dilemme qui se pose alors aux autorités monétaires. Si le relèvement des taux d'intérêt est justifié, la conjonction des chocs perturbe la détermination du dosage adéquate.

Durré (2001) montre par ailleurs que la conditionnalité de la réponse aux prix d'actifs suivant la nature des chocs demeure lorsque les autorités monétaires intègrent les cours boursiers dans leur fonction de perte. Les modifications induites sont les suivantes. En cas de choc de demande, comme le relèvement du taux d'intérêt fait chuter les cours boursiers,

¹Voir Kaplan (2003) par exemple.

la banque centrale se montre moins réactive. Bien que l'auteur ne le précise pas, il faut certainement s'attendre alors à un retour à l'équilibre plus long et coûteux en termes d'activité et d'inflation. En cas de choc d'offre, la réaction de la banque centrale dépend de la sensibilité de la demande aux prix d'actifs. Somme toute, le résultat varie peu sur ce point par rapport au cas usuel (où la perte ne tient compte que de l'écart d'inflation et de PIB à leur cible). Si l'impact des prix d'actifs sur la demande est faible, la banque centrale doit arbitrer entre la stabilisation de l'activité et celle des prix d'actifs. Par exemple, une diminution du taux d'intérêt permet de relancer la demande, au prix d'une volatilité plus forte des prix d'actifs. Le choix ultime dépend en fait des préférences des autorités² (c'est-à-dire des pondérations assignées à l'inflation et aux prix d'actifs dans la fonction de perte). Artus (2003) démontre également que les préférences des autorités monétaires jouent, au même titre que la nature des chocs, sur la nécessité de répondre ou pas aux mouvements des prix d'actifs. Enfin, dans le cas d'un choc financier, le mouvement de taux d'intérêt est plus violent que dans le cas usuel. En effet, chargées d'un objectif supplémentaire, les autorités monétaires doivent non seulement répondre à la déviation de l'activité par rapport à sa cible, mais aussi à celle des prix d'actifs.

Par conséquent, un problème majeur posé par l'intégration des prix d'actifs dans les fonctions de réaction des banques centrales porte sur l'inadéquation d'une réponse systématique. Les autorités monétaires doivent veiller à éviter que les chocs financiers déstabilisent l'économie, tout en laissant les prix d'actifs jouer leur rôle rééquilibrant en cas de choc d'offre. C'est aussi ce que montrent Artus (1998a) et Laskar (2003). Or, il n'existe pas en pratique de méthode infaillible pour déterminer rapidement quelle est la source des déséquilibres observés. Dès lors, une réaction inopportune aux variations des prix d'actifs peut s'avérer très pénalisante si par exemple un choc de productivité est interprété comme une bulle.

7.1.2 Incertitude quant à la valeur d'équilibre des prix d'actifs

Dans la lignée de la difficulté à identifier la nature des chocs, la méconnaissance de la valeur « normale » des prix d'actifs (c'est-à-dire fidèle aux fondamentaux), constitue une forme d'incertitude des plus préjudiciables³. Les banquiers centraux eux-mêmes affirment ne pas être en mesure de diagnostiquer avec certitude la présence de bulles.

7.1.2.1 Le problème du diagnostic des bulles

L'incapacité des économistes à identifier la présence de mésalignements financiers (découplage avec les fondamentaux) constitue une objection récurrente à l'encontre des cibles de prix d'actifs. W. Duisenberg par exemple déclarait en octobre 1999 : « *In our view, asset prices are important indicators for the conduct of monetary policy, but they should not be seen as an objective in themselves [...] The Eurosystem does not know better than the market how these factors will evolve in the future and therefore what level of asset prices*

²Des conflits d'objectifs devraient alors se manifester (cf chapitre 3). Mais ils sont ignorés par l'auteur.

³Le chapitre 3 illustre ce point au sujet du taux de change.

is appropriate ». Dans la même veine, A. Greenspan soulignait en août 1999⁴ que l'identification d'une bulle constitue l'un des plus grands défis auquel les banques centrales sont confrontées.

Certes, les autorités pourraient se contenter de ne réagir qu'à de très fortes déviations. Artus (2003) relève par exemple que les PER des valeurs technologiques, compris entre 70 et 80 à la fin des années 1990 en Europe et aux États-Unis, avaient alors atteint des valeurs incompatibles avec le calcul de la somme actualisée des revenus futurs. Mais force est de reconnaître qu'il n'existe pas de modèle fiable capable de déceler avec certitude l'existence d'une bulle. Les prix d'actifs ne délivrent pas une information suffisante pour autoriser un jugement infaillible en temps réel (Cogley (1999), Okina & Shiratsuka (2003)).

Cette question est évidemment liée à celle, plus générale, de l'identification de la nature des chocs. Comme l'occurrence de bulles est plus probable en phase de croissance soutenue par un choc de productivité, l'erreur de jugement est lourde de conséquences. Okina, Shirakawa & Shiratsuka (2000) distinguent deux risques :

- Un risque de première espèce qui revient à rejeter l'hypothèse de choc de productivité (par exemple de « Nouvelle Économie »), alors que c'est vrai. Le cas échéant, le resserrement des conditions monétaires entrave les gains de croissance potentielle.
- Un risque de seconde espèce qui revient à accepter l'hypothèse de changement de régime de croissance alors qu'elle est fautive. La passivité des autorités monétaires se traduit alors par un accroissement de l'inflation et un risque de troubles financiers une fois la bulle éclatée.

De plus, toute tentative destinée à crever une bulle est hasardeuse et déstabilisante (Issing (1998) dans Gertler et al. (1998)). Si la banque centrale échoue dans son diagnostic, elle prend alors le risque de se décrédibiliser (Goodfriend dans Gertler et al. (1998)). Sans compter que l'inflexion des anticipations ne peut être obtenue qu'au prix d'une très forte rigueur monétaire, pratique que le lissage des taux d'intérêt ne permet pas (Okina & Shiratsuka (2003)).

Pour autant, certains économistes soulignent que l'incertitude est le lot quotidien des banquiers centraux, qu'il s'agisse de contrôler l'inflation, la masse monétaire ou les prix d'actifs. Cecchetti et al. (2000b) et Cecchetti, Genberg & Wadhvani (2003) en particulier reconnaissent qu'estimer la « vraie valeur » des prix d'actifs est une activité complexe, mais pas plus que la détermination du PIB potentiel ou du NAIRU. Du reste, comme la valeur fondamentale des prix d'actifs est intimement liée aux chocs réels de productivité, l'identification d'une sur ou sous-évaluation des marchés financiers exigerait une information déjà collectée par ailleurs pour évaluer l'output gap.

Dans cette optique, certains analystes considèrent que la FED a sous-estimé le potentiel de croissance de l'économie américaine à la fin des années 1990. La Banque américaine a toutefois su faire preuve de discernement : elle a reconnu ses erreurs et n'a pas mécaniquement relevé ses taux chaque fois que la croissance du PIB semblait dépasser le potentiel

⁴Conférence à la Banque Fédérale de Réserve de Kansas city.

incorrectement estimé. Il est possible d'imaginer qu'il en soit de même pour les prix d'actifs. Quand bien même une banque centrale effectuerait des mesures erronées en certaines circonstances, elle n'est pas tenue de réagir mécaniquement à ses conjectures et peut très bien justifier ses doutes et ses erreurs.

L'ignorance des banques centrales concernant la valeur d'équilibre des prix d'actifs serait donc discutable. Ce n'est pourtant pas l'idée qui émane des expérimentations théoriques. En particulier, les erreurs de jugement s'avèrent être lourdes de conséquences.

7.1.2.2 Les enseignements des modèles simples

Filardo (2001) examine les bénéfices d'une règle monétaire augmentée des prix d'actifs selon que la banque centrale est capable ou non de distinguer les évolutions financières conformes aux fondamentaux, de celles qui ne sont que spéculatives. Pour ce faire, il développe un modèle intégralement auto-régressif. Les prix d'actifs sont définis par la somme d'une composante fondamentale et d'une composante spéculative exogène. Ils affectent l'activité par effet de richesse.

Lorsque la banque centrale est capable de discerner la composante fondamentale et la composante « bulle », Filardo montre qu'elle a intérêt à intégrer les prix d'actifs dans sa règle monétaire. Comme dans ce cas cette dernière intègre davantage d'informations que la règle de Taylor standard, elle permet de réduire les variances de l'inflation et de l'output gap. De plus, les résultats indiquent que l'inaptitude des autorités à distinguer séparément les deux composantes n'est pas très préjudiciable. À tel point qu'il vaut toujours mieux répondre aux prix d'actifs (composante fondamentale comprise) que les ignorer. Autrement dit, les autorités monétaires pourraient se satisfaire d'un signal bruité.

Mais cette conclusion est fortement nuancée si la banque centrale est attachée à restreindre la variance des taux d'intérêt (comme c'est le cas en pratique⁵). Lorsque cette préférence est très marquée, la diminution des variances de l'output gap et de l'inflation est contrebalancée par une volatilité accrue du taux d'intérêt. Et, comme les prix d'actifs sont particulièrement volatils, les coefficients de réaction qui leur sont associés tendent vers zéro.

Par conséquent, Filardo (2001) conclut que la volatilité des prix d'actifs est difficilement conciliable avec l'objectif de lissage du taux d'intérêt. Cette analyse est toutefois limitée par deux points. D'une part, le modèle ignore les anticipations rationnelles, pourtant cruciales dans un contexte de modélisation des prix d'actifs. D'autre part, les prix d'actifs affectent l'économie par le biais du seul canal des effets de richesse, qui n'est pas le plus éloquent. Au vu des enseignements du chapitre 4, la prise en compte de l'amplification des chocs *via* le mécanisme d'accélérateur financier apparaît incontournable pour examiner rigoureusement la pertinence d'une cible de prix d'actifs. Le modèle développé par Bernanke et al. (1999) a ouvert la voie à ce type de recherche.

⁵Cf. Chapitre Introductif.

7.1.2.3 Expérimentations autour du modèle BGG

Une grande partie du débat sur les cibles de prix d'actifs s'est concentrée autour du modèle de Bernanke et al. (1999), présentant l'avantage d'explicitement conjointement plusieurs canaux de transmission (effets de richesse, Q de Tobin), dont un mécanisme amplificateur de chocs (accélérateur financier).

• Les réserves de Bernanke & Gertler (1999)

La démonstration de Bernanke & Gertler (1999) consiste d'abord à comparer les propriétés stabilisatrices de deux règles monétaires. La première intègre les cours boursiers, tandis que la seconde ne considère que l'inflation anticipée. Soit :

$$i_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \zeta z_t \quad (7.1)$$

et

$$i_t = \beta E_t \pi_{t+1} \quad (7.2)$$

où i_t est le taux d'intérêt nominal fixé par les autorités monétaires, $E_t \pi_{t+1}$ est l'inflation anticipée en t pour $t + 1$, et z_t les cours boursiers (le prix de marché du capital). Ces deux règles sont chacune étudiées sous deux angles, l'un correspondant à une politique « accommodante », avec $\beta = 1.01$, l'autre répondant à une politique « rigoureuse », telle que $\beta = 2.0$. Le coefficient de réaction ζ est quant à lui fixé à 0.1. Les principaux résultats sont les suivants.

Quand la banque centrale répond seulement à l'inflation, conformément à (7.2), dans un contexte de bulle, la version rigoureuse ($\beta = 2.0$) modère considérablement les effets de la hausse puis de l'effondrement des prix d'actifs. Bien que la banque centrale ne réagit pas explicitement aux prix d'actifs, les agents intègrent sa très forte sensibilité aux tensions inflationnistes induites par les mouvements financiers. L'anticipation de relèvement violent des taux d'intérêt en cas d'augmentation de l'output gap et de l'inflation est suffisante pour endiguer l'euphorie des agents et pour stabiliser l'inflation et l'activité *de facto*⁶. Tant et si bien que, *ex post*, la banque centrale n'a pas à bouger davantage son taux directeur par rapport à ce qu'impliquerait une politique « accommodante ».

En revanche, lorsque les autorités monétaires répondent explicitement aux prix d'actifs, la mise en œuvre de la règle (7.1) sous sa forme accommodante génère des résultats pervers. En effet, la valeur fondamentale du capital chute avec l'anticipation de relèvement du taux d'intérêt, et comme cette diminution fait plus que compenser les effets stimulants de la bulle, l'output gap diminue. Ce résultat pour le moins contre-intuitif est interprété par

⁶Le canal des anticipations est évoqué dans les chapitres 1 et 6. Il stipule que les anticipations des agents concernant l'orientation de la politique monétaire de demain influencent dès aujourd'hui leur comportement. Pour corollaire, en présence d'anticipations rationnelles, une règle rigoureuse n'implique pas nécessairement une volatilité plus forte de l'instrument qu'une règle accommodante. La manifestation de ce canal est perceptible sur le graphique 6.5 p. 303. On peut toutefois nuancer la portée pratique de ce résultat ; il n'est pas suffisant d'annoncer un engagement résolument anti-inflationniste (c'est-à-dire un coefficient de réaction β élevé) pour que la politique monétaire soit spontanément crédible.

Bernanke & Gertler (1999) comme « *A possible collateral damage to the economy that may occur when the central bank responds to stock prices* ». Mais il relève aussi du comportement « abusivement » *forward-looking* des entrepreneurs privés qui, par hypothèse, sont capables de distinguer la composante spéculative de la composante fondamentale d'une bulle, et qui ne se réfèrent qu'à cette dernière pour déceler les opportunités d'investissement⁷. La perversité de la règle intégrant les prix d'actifs est donc assez dépendante du choix de modélisation et des hypothèses adjointes.

Lorsque cette règle (7.1) est suivie sous sa forme rigoureuse, les différences avec la règle (7.2) sont minces. En fait, l'opiniâtreté de la réaction aux écarts d'inflation compense largement les effets potentiellement « pervers » de la réponse aux cours boursiers. Pour autant, le calcul des variances de l'inflation et de l'output gap atteste la supériorité des cibles d'inflation strictes, sans référence directe aux prix d'actifs.

Ensuite, Bernanke & Gertler (1999) étudient le cas où les banques centrales sont incapables de distinguer les mouvements conformes aux fondamentaux de ceux qui ne le sont pas. Pour ce faire, ils simulent un choc de productivité permanent accompagné d'une bulle⁸. Les qualités stabilisatrices des règles (7.1) et (7.2) sous leur forme agressive sont alors comparées à l'aune d'une fonction de perte usuelle. Conformément à l'attente, les résultats indiquent que la banque centrale empêche la production d'atteindre son nouvel équilibre si elle répond aux prix d'actifs.

Comme cet examen suppose implicitement que les autorités sont incapables d'évaluer la valeur d'équilibre des prix d'actifs, le problème mis en évidence devrait exactement se poser dans les mêmes termes pour l'output gap : si la banque centrale ignore la nature du choc et n'actualise pas son jugement sur le PIB potentiel, alors la croissance est bridée par la politique monétaire. Par analogie, les cours boursiers devraient atteindre un nouvel équilibre sous l'impulsion du choc permanent de productivité, ce que la banque centrale ignore. Sinon, elle serait en mesure de saisir le changement d'état, et la référence implicite vis-à-vis de laquelle elle estime les prix d'actifs sur ou sous-évalués passerait de \bar{s}_1 (utilisée jusqu'alors) à \bar{s}_2 (avec $\bar{s}_2 > \bar{s}_1$). Le resserrement de la politique monétaire ne serait alors motivé que par la bulle (l'excès de croissance des prix d'actifs par rapport à leur nouvel équilibre de long terme), sans entrave pour le PIB.

Pour résumer, Bernanke & Gertler (1999) se montrent très dubitatifs sur les règles augmentées des prix d'actifs. Une politique de cible d'inflation sans référence explicite aux prix d'actifs constituerait une meilleure stratégie. D'abord, elle présente l'avantage de dispenser les autorités monétaires de la recherche de la nature des chocs. Ensuite, elle permet d'accompagner les chocs de productivité sans brider la croissance. Enfin, elle suffit pour contrer les mouvements purement spéculatifs qui affectent la demande (les effets inflationnistes d'une bulle sont normalement intégrés dans les anticipations de la banque centrale). Les prix d'actifs n'apporteraient donc aucun bénéfice en soi.

⁷Voir les effets de la bulle selon que la banque centrale est rigoureuse ou accommodante dans le chapitre 6.

⁸La conjonction d'un choc de productivité et d'une bulle rappelle la configuration étudiée par Dor & Durré (2001) où les autorités monétaires doivent arbitrer entre deux scénarii, celui d'une « Nouvelle Économie » et celui d'une bulle. La coïncidence des deux chocs permet à Bernanke & Gertler (1999) de supposer implicitement que la banque centrale n'est pas capable de discriminer entre les deux.

Ces doutes au sujet des cibles de prix d'actifs rejoignent ceux exprimés pour d'autres motifs par Fuhner & Moore (1992). Le scepticisme de ces derniers tient au risque de circularité qui émerge dès lors que la banque centrale intègre les prix d'actifs dans sa règle. Fuhner & Moore (1992) constatent en effet que ce type de stratégie est affecté, voire perverti, par la loi de Goodhart, selon laquelle *toute régularité statistique tend à s'effondrer une fois l'attention portée dessus dans un but de contrôle*. Par conséquent, une banque centrale qui réagirait à une variable dont l'évolution est elle-même dépendante de la politique monétaire se retrouverait dans la situation du *serpent qui se mord la queue*. Dans cette veine, Levieuge (2003) montre que le contenu prédictif du *spread* de taux (écart taux long - taux court) s'effondre dès lors que la banque centrale l'intègre en tant que cible dans sa règle monétaire⁹. Comme le problème de circularité émerge dès lors que le coefficient de réaction associé aux prix d'actifs (ζ) est élevé et comme la valeur optimale de ce paramètre est particulièrement difficile à établir, Fuhner & Moore (1992) font valoir les avantages pratiques d'une cible d'inflation stricte.

Mais Bernanke & Gertler (1999) restent muets sur la question du coefficient ζ optimal. Pour cause, ils n'optimisent pas les coefficients des deux règles étudiées. La force de conviction de leur analyse s'en trouve affaiblie : *a priori*, il est toujours possible de trouver des paramètres β et ζ *ad hoc* qui permettraient de démontrer la supériorité d'une des règles sur l'autre¹⁰. Cecchetti et al. (2000b) s'engagent dans cette brèche.

• L'opposition de Cecchetti & Al. (2000b)

S'appuyant sur le même modèle, Cecchetti et al. (2000b) recherchent par balayage la combinaison des paramètres ($\beta; \gamma; \zeta$) permettant de minimiser une fonction de perte usuelle¹¹. Ils montrent que quelles que soient les préférences des autorités, la règle optimale requiert toujours une réponse directe aux mouvements des cours boursiers ($\zeta > 0$)¹². Les réserves de Bernanke & Gertler (1999) ne seraient donc pas fondées.

C'est aussi en ces termes que peuvent être traduits les résultats de Clerc (2001a). Reprenant le modèle BGG calibré pour la zone euro, il montre qu'une cible d'inflation agressive augmentée des prix d'actifs s'avère tout aussi efficace qu'une cible d'inflation

⁹En outre, une telle stratégie peut s'accompagner de problèmes d'existence et de multiplicité de l'équilibre. Cf. Woodford (1994), Bernanke & Woodford (1997) et Bullard & Schaling (2002).

¹⁰Cette critique peut aussi être adressée à Millard & Wells (2002), dont l'analyse, qui consiste à comparer les propriétés de six règles *ad hoc* concurrentes, n'est de ce fait pas très instructive.

¹¹Concrètement, ils calculent les pertes enregistrées par la multitude de règles pouvant être construites à partir des ensembles suivants : $\beta = \{1.01; 1.1; 1.25; 1.5; 1.75; 2.0; 2.5; 3.0\}$, $\gamma = \{0.0; 0.1; 0.5; 1.0; 2.0; 3.0\}$ et $\zeta = \{0.0; 0.01; 0.05; 0.1; 0.25; 0.5\}$. La fonction de perte est donnée par : $L = \alpha Var(\pi) + (1 \Leftrightarrow \alpha) Var(y)$. Les auteurs ne donnent aucune indication sur les chocs qui sont simulés pour calculer les pertes, ni sur des variances-covariances associées.

¹²Quelles que soient les préférences des autorités, les règles optimales de Cecchetti et al. (2000b) sont systématiquement meilleures, en termes de perte, que les règles *ad hoc* de Bernanke & Gertler (1999). Les écarts sont même parfois substantiels : si on ne considère que la règle (7.2) agressive (la meilleure selon Bernanke & Gertler (1999)), elle affiche au mieux une perte de 72% supérieure à la meilleure règle de Cecchetti et al. (2000b). Cette observation légitime les réserves adressées plus haut à l'encontre de la méthode de Bernanke & Gertler (1999).

stricte, voire meilleure au vu de la stabilisation de la production¹³. Toutefois, quelques nuances s'imposent. D'une part, l'amélioration induite par la prise en compte des prix d'actifs est faible. D'autre part, cette meilleure stabilisation de l'activité est obtenue au prix d'une volatilité accrue de l'inflation, ce qui n'est pas neutre si la banque centrale est relativement plus sensible à la variance de l'inflation qu'à celle de l'activité.

Alors que Bernanke & Gertler se contentent de supposer que la banque centrale réagit à la valeur de marché du capital (définie comme la valeur fondamentale des prix d'actifs à laquelle s'ajoute éventuellement une bulle), Cecchetti et al. (2000b) examinent ensuite le cas où les autorités monétaires ne répondent qu'à la bulle, c'est-à-dire à la seule composante spéculative. Les résultats indiquent alors que la capacité supposée du banquier central à distinguer la composante « non fondamentale » permet de réduire la valeur de la perte, mais dans des proportions assez faibles.

Au final, Cecchetti et al. (2000b) se montrent beaucoup moins tranchés que Bernanke & Gertler (1999). Ils concluent : « *In fact, the overall lesson of our numerous simulations is that you have to work very hard to find a case in which policy should not react to asset prices in the presence of a bubble* ».

• La réplique de Bernanke & Gertler (2001)

Mais l'analyse de Cecchetti et al. (2000b) souffre d'une insuffisance très dommageable : ils n'auraient considéré qu'un seul scénario pour déterminer leurs règles optimales, celui d'une bulle s'étalant sur cinq périodes¹⁴. En l'absence de chocs réels, leurs résultats sont naturellement biaisés en faveur des cibles de prix d'actifs.

En réponse à Cecchetti et al. (2000b), Bernanke & Gertler (2001) ont donc recours à des simulations stochastiques, où s'entremêlent chocs financiers et technologiques¹⁵. En outre, afin de reproduire l'idée selon laquelle une bulle a plus de chance de se développer dans le sillage d'un choc d'offre positif, la covariance entre le choc financier et le choc technologique est supposée positive. Les résultats obtenus peuvent être résumés en ces termes :

- Une cible d'inflation agressive ($\beta > 2.0$) est toujours préférable à une règle accommodante, quelle que soit l'origine du choc.
- Il est optimal d'intégrer l'output gap dans la règle ($\gamma \neq 0$). Ainsi, par exemple, la règle définie telle que $\beta = 3.0$, $\gamma = 1.0$ et $\zeta = 0.0$ s'avère excellente quel que soit le scénario.

¹³Ce résultat est obtenu sans optimisation des règles monétaires. Comme Bernanke & Gertler (1999), l'auteur se contente de poser des coefficients de réaction *ad hoc*. La différence avec les premiers tient donc soit à la calibration, soit à la méthode de simulation. En effet, Clerc (2001a) emploie une méthode plus rigoureuse : les 500 simulations sont divisées en 9 ensembles de tailles inégales. Chaque ensemble est associé à une hypothèse où la bulle explose après 1, 2, 3, ..., 9 périodes.

¹⁴Les intéressés ne divulguant pas les conditions sous lesquelles leurs simulations sont effectuées, cette information est rapportée par Bernanke & Gertler (2001).

¹⁵Sont aussi considérées les configurations de chocs uniquement financiers et uniquement technologiques. Concrètement, comme Cecchetti et al. (2000b), ils déterminent par balayage la combinaison (β, γ, ζ) qui permet d'obtenir la perte la plus faible, dans un ensemble prédéterminé et fini, tel que $\beta \in [1.01; 3.0]$, $\gamma \in [0.0; 2.0]$ et $\zeta \in [0.0; 0.2]$.

- L'insertion des prix d'actifs dans une règle où ne figure que l'inflation (output gap exclu) génère une très faible réduction de la variabilité de l'output gap, mais au prix d'une volatilité accrue de l'inflation.

En somme, la meilleure politique monétaire est celle dictée par une règle agressive envers l'inflation, avec cible d'output gap, mais sans référence directe aux prix d'actifs. En réaffirmant les avantages d'une stratégie de cible d'inflation, cette conclusion confirme les intuitions initialement formulées par Bernanke & Gertler (1999). S'appuyant également sur le modèle BGG, Gilchrist & Leahy (2002) relèvent un autre atout lié à cette stratégie : face à un épisode « d'exubérance irrationnelle », synonyme de divergence d'anticipations entre le secteur privé et la banque centrale, une cible de prix d'actifs n'est pas nécessaire pour contrer l'appréciation inhérente des cours boursiers. La mise en œuvre d'une cible d'inflation agressive suffit à stabiliser l'activité et l'inflation¹⁶.

Enfin, Bernanke & Gertler (2001) estiment qu'une cible de prix d'actifs est d'autant moins nécessaire qu'une stratégie de cible d'inflation rigoureuse favorise l'établissement d'un environnement macroéconomique stable, devant lui-même profiter à la stabilité financière. Cette idée, également soutenue par Gertler (1998) dans Gertler et al. (1998), par Cassola & Morana (2002) et par Okina et al. (2000), est elle-même discutable en ces termes : la stabilité macroéconomique est-elle suffisante pour garantir la stabilité financière ? Avant de débattre sur ce point (cf. section 7.1.4.1), deux autres formes d'incertitude méritent d'être discutées.

7.1.3 Incertitude sur l'impact des prix d'actifs et la capacité des banques centrales à les contrôler

7.1.3.1 L'impact incertain des prix d'actifs sur l'activité et l'inflation

En dépit des efforts déployés par les économistes pour évaluer l'incidence des mouvements financiers sur l'activité et l'inflation, les résultats sont peu démonstratifs. Et pour cause : eu égard à la nature des mécanismes de transmission exposés dans les trois précédents chapitres, l'impact des prix d'actifs n'est pas linéaire. Caporale & Spagnolo (2003) par exemple observent que l'activité est plus sensible aux mouvements financiers en cas de crise financière.

Par conséquent, la question de la prise en compte des prix d'actifs dans les règles monétaires est directement visée par une incertitude multiplicative à la Brainard. Si bien que le principe de *conservatisme* doit conduire les banques centrales à se montrer très prudentes vis-à-vis des cibles de prix d'actifs. *A fortiori*, en cas de très forte incertitude, il est préférable que les autorités renoncent strictement à réagir aux mouvements financiers (si tant est que ce ne soit déjà le cas en temps normal).

¹⁶ « We conclude from these experiments that expectations of the future have the potential to yield wild swings in output relative to the efficient outcome, but that the central bank can virtually eliminate these swings by adjusting the nominal interest rate in response to expected inflation. » (Gilchrist & Leahy (2002)).

Filardo (2000) analyse cette question. Il s'appuie sur un modèle simple, composé de trois relations définissant l'output gap, l'inflation et les cours boursiers. Ces derniers n'affectent que l'inflation courante (les effets de richesse sont négligés). L'auteur montre d'abord qu'il est optimal de répondre aux mouvements des prix d'actifs. Forte d'une information supplémentaire, la règle augmentée des cours boursiers dessine en effet une courbe d'efficience plus basse, dans le plan $(V(\pi); V(y))$, que celle délivrée par une règle de Taylor standard.

L'auteur étudie ensuite l'incidence d'une réaction aux prix d'actifs quand la banque centrale commet une erreur de jugement au sujet de l'impact des cours boursiers sur la sphère réelle. Concrètement, alors que le modèle « vrai » est tel que les prix d'actifs n'ont pas d'effets sur l'inflation, les autorités monétaires estiment le contraire¹⁷. Dès lors, la banque centrale cherche à combattre plus vigoureusement (qu'il ne le faudrait en réalité) les variations de l'inflation, au détriment de l'activité.

Ainsi, d'une part, une cible de prix d'actifs apparaît bénéfique si la banque centrale y répond à bon escient, c'est-à-dire quand le modèle « vrai » correspond à son jugement. Mais, d'autre part, cette stratégie est coûteuse si en réalité les prix d'actifs n'ont pas d'influence déterminante sur la sphère réelle. Filardo calcule la différence entre ce bénéfice et ce coût. À cette fin, il est supposé que la banque centrale répond à tort avec une probabilité d'un demi. Le calcul suggère que le bénéfice net est négatif, quel que soit le poids de l'activité et de l'inflation dans la fonction de perte.

Par conséquent, moins les autorités sont en mesure de jauger précisément l'impact des prix d'actifs, et plus le risque de réagir à mauvais escient est important. Il en découle qu'une cible de prix d'actifs ne permet pas d'épauler la banque centrale dans son objectif de stabilité macroéconomique, bien au contraire, car la connaissance des effets des mouvements financiers est particulièrement difficile. Leur impact n'est pas linéaire et dépend d'un grand nombre de facteurs, tels que les anticipations privées, la santé financière des agents, l'orientation courante de la politique monétaire, sa crédibilité, etc. En outre, le contrôle très aléatoire des prix d'actifs s'ajoute aux erreurs de jugement.

7.1.3.2 Le contrôle incertain de la politique monétaire sur les prix d'actifs

Théoriquement, les mouvements de taux d'intérêt ont un effet direct sur les prix d'actifs. Un modèle simple, du type modèle de Gordon, explique ce lien. Il indique que la valeur du titre boursier (P_0) dépend des dividendes anticipés pour la période suivante (D_1), du taux de croissance anticipé (g) et du taux de rendement requis (k), tel que $P_0 = D_1/(k \Leftrightarrow g)$. Une politique monétaire expansionniste est susceptible de faire augmenter D_1 et g en même temps qu'elle fait chuter k .

Sur le plan empirique, la validation de ce lien se heurte à deux difficultés : l'endogénéité des deux variables et l'existence de variables omises qui auraient une influence sur les deux. Contournant de manière plus ou moins affichée cet écueil, quelques études examinent les mouvements boursiers à la lumière des décisions prises par le FOMC (*Federal Reserve's*

¹⁷L'auteur emprunte une méthode singulière; généralement l'incertitude multiplicative est traduite par la variabilité des paramètres du modèle.

Federal Open Market Committee). Thorbecke (1997), Patelis (1997) et Bomfim (2003) par exemple approuvent l'existence d'une relation négative entre le taux des fonds fédéraux et les cours boursiers aux États-Unis. Les résultats économétriques de Rigobon & Sack (2002) indiquent qu'une hausse de 25 points de base du taux d'intérêt à trois mois entraîne un déclin des indices S&P 500 et Nasdaq de respectivement 1.9 et 2.5%. Soto (1999) établit également un lien négatif et significatif entre le taux des fonds fédéraux et le ratio prix / bénéfices. Cette liaison peut s'expliquer par un ajustement plus rapide des prix que des bénéfices¹⁸. La Fed aurait donc une prise sur les cours boursiers.

Mais, comme l'impact des prix d'actifs sur la sphère réelle, cette prise directe est dépendante de nombreux facteurs, tels que le contexte financier, la crédibilité de la banque centrale, l'intelligibilité de ses actions et de ses objectifs, le degré d'optimisme qui prévaut et les croyances des agents¹⁹. L'expérience du début de l'année 2000, qui coïncide avec les prémisses de l'explosion de la bulle de la Nouvelle Économie, montre à quel point l'incidence des mouvements de taux d'intérêt est ambivalente. L'examen de cette période indique par exemple qu'un resserrement de la politique monétaire peut :

- soit être interprété comme un signe de lutte contre l'inflation qui rassure les marchés financiers et encourage l'achat d'actifs. Par exemple, la hausse du taux directeur américain survenue le 2 février 2000 n'a pas eu d'incidences négatives sur des marchés financiers pourtant surévalués.
- soit générer une anticipation de retournement du cycle économique et donc de révision des perspectives de profits, en même temps que le coût du crédit (notamment le crédit destiné à l'achat d'actifs financiers) augmente, ce qui somme toute fait baisser les cours. Par exemple, le 21 mars 2000, le Nasdaq chutait de près de 4%²⁰ dans le sillage de l'augmentation du taux des fonds fédéraux à 6%. Dans la même veine, la publication de la croissance des prix américains, le 14 avril 2000, a attisé les craintes inflationnistes des agents ; les perspectives de resserrement de la politique monétaire américaine ont alors fait chuter le Nasdaq de 9.67%²¹.

Certes, les banquiers centraux peuvent aussi s'appuyer sur des effets d'annonce. Mais l'expérience récente indique que leur efficacité n'est que temporaire : à titre d'exemple, lorsque le 17 février 2000 A. Greenspan déclarait devant le comité bancaire de la Chambre des représentants que « *le niveau des taux d'intérêt nécessaire pour s'aligner sur la demande pourrait s'accroître substantiellement* », le Nasdaq et le S&P chutaient de 3% le lendemain. Mais à moyen terme, l'inefficacité de cette pratique est saisissante : trois ans après avoir

¹⁸Un objectif de ratio P/E s'avère plus complexe qu'un objectif de niveau des cours boursiers, puisque le contrôle du premier exige la connaissance de la sensibilité relative des deux facteurs du ratio au taux d'intérêt. Si les bénéfices sont plus sensibles que les prix, alors une politique restrictive destinée à contrer une trop forte valorisation risque de se traduire par une augmentation du ratio P/E, autrement dit par un marché sur-évalué.

¹⁹Preuve de l'interférence des anticipations des agents dans l'impact des taux d'intérêt sur les cours boursiers, Royley & Sellon (1998) indiquent que les décisions de *statu quo* des autorités monétaires américaines ont aussi un impact significatif sur les cours boursiers.

²⁰Tandis qu'en France, le nouveau marché plongeait de 8.62% après la hausse à 3.5% du taux directeur européen.

²¹Le nouveau marché quant à lui cédait 10.74% le lundi 17 avril.

dénoncé « *l'exubérance irrationnelle* » des marchés financiers, le Dow Jones s'était apprécié de 70%.

Le contrôle aléatoire de la politique monétaire sur les prix d'actifs répond également au principe de conservatisme de Brainard. Associé à l'incertitude caractérisant l'impact des prix d'actifs sur l'activité économique, le poids des variables financières dans les règles monétaires optimales doit théoriquement se trouver très affaibli. Qui plus est, si la probabilité d'échec d'une banque centrale résolue à crever une bulle ou à l'infléchir est forte, la crédibilité de la banque centrale est menacée.

Mais ce canal direct ne constitue pas la seule prise des banques centrales. Comme les prix d'actifs et la politique monétaire empruntent les mêmes canaux (cf. chapitres 4 et 5), le banquier central devrait être en mesure de mener des politiques de *compensation* pour neutraliser l'incidence des mouvements financiers. À cet égard, Herrera & Perry (2003) et Borio & Lowe (2003) signalent que la hausse des prix d'actifs est très souvent accompagnée ou précédée d'un développement rapide du crédit. Ce propos est clairement illustré par la croissance soutenue des prêts aux entreprises américaines lors de la vague de fusions-acquisitions des années 1997-2000. De même, l'expansion du crédit aux ménages sur la période 1994-2003 au Royaume-Uni et en Espagne coïncide avec une croissance effrénée des prix immobiliers. Artus (2003) en conclut que « *la contrôlabilité du crédit est donc le mécanisme par lequel il peut y avoir contrôlabilité des prix d'actifs* ».

Néanmoins, ce contrôle a des limites : les discussions qui ont accompagné la présentation du canal des fonds propres bancaires aboutissent à la conclusion suivant laquelle la politique monétaire est incapable de relancer l'économie dans un contexte financier très affaibli, alors même que ce canal continue de relayer les mouvements de prix d'actifs. Ce faisant, l'impact asymétrique des prix d'actifs sur l'inflation et l'activité renforce l'idée d'inadéquation d'un lien mécanique entre taux directeurs et prix d'actifs. En même temps, on voit poindre les avantages potentiels d'une politique préventive.

7.1.4 La nécessité d'une politique monétaire préventive

7.1.4.1 La stabilité macroéconomique : une condition suffisante assurée par les cibles d'inflation ?

Les expérimentations relatées jusqu'ici mettent en évidence les qualités stabilisatrices des cibles d'inflation strictes. D'une part, elles sont simples à mettre en œuvre. D'autre part, cette simplicité facilite la compréhension du processus décisionnel des autorités. Comme toute réaction aux prix d'actifs doit être conditionnelle à la nature des chocs, une règle monétaire les excluant a le mérite d'être plus claire : les taux directeurs augmentent (diminuent) systématiquement lorsque l'inflation anticipée se trouve au-dessus (en-dessous) de sa cible. L'expérience ne dément pas les qualités de ce type de stratégie (Bernanke & Mishkin (1997)). Enfin, selon Bernanke & Gertler, une cible d'inflation sans référence directe aux prix d'actifs est plus qu'une autre capable d'assurer la stabilité macroéconomique, condition suffisante pour immuniser l'économie contre les chocs financiers.

Or l'expérience des pays de l'OCDE au cours des deux dernières décennies tend à nuancer cette dernière supposition. Borio & Lowe (2003) analysent la coexistence d'une inflation maîtrisée avec une croissance effrénée des prix d'actifs et du crédit. Ils concluent que des variations non anticipées du taux d'inflation ne constituent pas en soi une source majeure de déséquilibre financier, et qu'un environnement non inflationniste peut très bien coïncider avec des déséquilibres financiers. L'expérience japonaise témoigne de la conjonction possible entre un environnement macroéconomique stable et un délitement progressif de la structure financière du bilan des agents. Alors que l'inflation est quasi-nulle au Japon entre 1986 et 1988, et qu'elle atteint 3.9% en 1989, les cours boursiers ont triplé sur la même période. Les phénomènes de *boom and bust* dans les pays scandinaves et aux États-Unis se sont pareillement manifestés dans des environnements macroéconomiques sains *ex ante* (Moreno (2003)). Borio & Lowe (2003) vont jusqu'à développer l'idée qu'un contexte stable favorise la montée d'un optimisme exagéré et la formation de déséquilibres financiers. Goodfriend (2003) rapporte à cet égard : « *In retrospect, it seems that both the Bank of Japan and Japanese public may have been fooled to a degree by the recently acquired credibility for low inflation into thinking that the economy had become inherently more inflation-proof. That belief may have contributed to the spectacular rise in Japanese asset prices* ».

Par ailleurs, Artus (2003) indique que le prix relatif des actions par rapport aux prix des biens a considérablement augmenté aux États-Unis et en France à la fin des années 1990, avant de chuter. Or la profitabilité, déterminant usuel de la demande d'actions, ne permet pas d'expliquer cette expansion. Une telle déconnexion est également palpable depuis 1998 sur le marché immobilier du Royaume-Uni, où la croissance du prix des maisons est sans lien avec l'investissement logement. L'auteur en conclut que, dans de nombreux cas, les prix relatifs des actifs par rapport aux biens ne s'expliquent pas par l'évolution de l'offre et de la demande. Par conséquent, le contrôle des prix des biens et services n'assure pas celui des prix des actifs.

En même temps, si les mouvements des prix des actifs et ceux des prix des biens et services sont assez largement indépendants, alors l'inflation IPC ne doit guère être influencée par les premiers. Dès lors, si la banque centrale est uniquement mandatée pour stabiliser la croissance du prix des biens et services, la question des cibles de prix d'actifs ne se pose plus.

Mais ce type de raisonnement néglige l'influence asymétrique des prix d'actifs sur les bilans des agents, et en particulier sur celui des banques. Une nouvelle fois, l'expérience japonaise témoigne de l'impact conjoint du canal des fonds propres bancaires et de l'accélérateur financier²². Adoptant dans un premier temps une orientation accommodante, justifiée par l'absence d'inflation, les autorités nippones ont ignoré les prix d'actifs. Partant, une fois le cycle retourné, leur réaction tardive a été vaine ; alors que les mouvements de prix d'actifs ont toujours un impact important sur l'output et l'inflation, la politique monétaire est impuissante à soutenir l'activité d'une économie où les agents connaissent massivement des problèmes de solvabilité. C'est certainement plus dans cette optique d'appréciation du

²²Voir la citation de Bayoumi (1999) en note de bas de page dans l'introduction générale, page 12.

risque de crise financière et de fluctuation induite de l'inflation que les mouvements de prix d'actifs sont importants pour les autorités monétaires. Cet argument est abordé par plusieurs études, qui soulignent la nécessité de veiller très tôt dans le cycle à ce que les mouvements financiers ne constituent pas une menace pour la stabilité économique.

Car si des bulles peuvent se former en dépit de la stabilité macroéconomique, les autorités monétaires s'appuyant sur une règle de Taylor standard sont condamnées à « courir » après les déséquilibres induits par son explosion. Les propos suivants du gouverneur de la Banque de Suède, relevés par Bordo & Jeanne (2002), répondent à cette conduite : « *[.]the general view nowadays is that central banks should not try to use interest rate policy to control asset prices trends by seeking to burst any bubbles that may form. The normal strategy is rather to seek, firmly and with the help of a great variety of instruments, to restore stability on the few occasions when asset markets collapse* ». Les expériences qui viennent d'être relatées soulèvent cette question : dans quelles mesures les autorités monétaires auraient-elles pu prévenir plus efficacement les conséquences de l'effondrement des prix d'actifs ? Sont-elles contraintes de ne réagir qu'une fois devant le fait accompli ?

Le dilemme des autorités monétaires est alors le suivant. D'une part, laisser filer une croissance soutenue des cours boursiers ou immobiliers entretient un risque d'effondrement venant grever les bilans des firmes et des banques. D'autre part, appliquer d'emblée une politique monétaire restrictive s'avère coûteux à court terme pour la croissance et l'inflation. Dans cette optique, les contributions de Kent & Lowe (1997) et Bordo & Jeanne (2002) cherchent à établir suivant quelles modalités et dans quelles conditions les banques centrales devraient s'évertuer à dénouer les déséquilibres financiers.

7.1.4.2 Les autorités monétaires doivent-elles chercher à crever les bulles ?

Kent & Lowe (1997) ont pour objectif de justifier l'obstination d'une banque centrale à crever une bulle. Plus précisément, ils légitiment à cette fin l'utilisation préventive de la politique monétaire au regard du coût relativement faible d'une hausse précoce du taux d'intérêt, comparé à celui d'un éclatement tardif d'une bulle spéculative. Une telle politique permet de prévenir les effets asymétriques d'une chute des cours, d'autant que plus une bulle se déploie et plus la menace qu'elle fait peser sur l'économie est grande.

Ils développent un modèle simple où l'impact des prix d'actifs est asymétrique. La banque centrale, qui doit composer avec un délai d'action d'une période, a pour objectif de minimiser la variance de l'inflation. Une bulle se développe et explose avec une probabilité plus ou moins importante selon la taille qu'elle a atteint et le niveau du taux d'intérêt. Considérant différents scénarii, Kent et Lowe déterminent la réponse optimale de la banque centrale et l'inflation qui en résultent.

Il apparaît que si la banque centrale n'a aucune prise sur la probabilité d'éclatement de la bulle, alors la politique optimale consiste à réagir peu ou prou au déséquilibre financier observé. En effet, dans ce cas, non seulement la probabilité d'éclatement de la bulle équivaut à sa probabilité de pérennité, mais les deux événements ont aussi un effet équivalent (en terme absolu) sur l'inflation. La variance de l'inflation ne peut donc pas être réduite par une

variation du taux d'intérêt. Si en revanche l'action des autorités monétaires a un impact sur la probabilité d'effondrement de la bulle, alors il est optimal d'augmenter le taux d'intérêt au-dessus de sa valeur d'équilibre. Même si ce resserrement monétaire fait chuter l'inflation en deçà de sa cible à la période suivante, c'est la stratégie qui minimise la fonction de perte intertemporelle²³.

Comme la variance anticipée de l'inflation augmente avec l'appréciation des prix d'actifs, une réaction plus ferme est justifiée lorsque le taux de croissance de la bulle est plus élevé. Le comportement de la banque centrale peut alors s'interpréter comme une attaque stratégique délibérément destinée à percer la bulle. Certes le resserrement monétaire a un coût transitoire en termes de production et d'inflation, mais ne pas intervenir aujourd'hui se paiera sinon par un krach plus violent demain. Enfin, sans surprise, plus la bulle risque de s'effondrer sous son propre poids et moins la banque centrale se doit d'être restrictive. Dans certaines circonstances, les autorités monétaires doivent même plutôt baisser leur taux, pour commencer à amortir les effets récessifs d'un krach imminent.

Il ressort donc de cette analyse qu'une banque centrale doit augmenter ses taux pour accroître ses chances de crever une bulle dans les plus brefs délais si les mouvements de prix d'actifs ont un impact macroéconomique significatif. Bien que ce comportement exige une réduction temporaire de l'activité et de l'inflation, les autorités monétaires arbitrent en faveur d'un petit sacrifice aujourd'hui contre la certitude de ne pas avoir à en subir un gros demain. Notons que la mise en œuvre d'une telle politique exige un horizon d'engagement suffisamment éloigné pour permettre des écarts temporaires d'inflation à sa cible dans le court terme (Brousseau & Detken (2001)). En outre, les auteurs négligent un gain inhérent à la volonté affichée des autorités à crever les bulles : cette annonce devrait en soi limiter la formation de tels déséquilibres (Cecchetti et al. (2000b)).

Toutefois, cet exercice est sur certains points limité. D'abord, l'hypothèse selon laquelle la probabilité d'éclatement de la bulle dépend du niveau de taux d'intérêt est discutable (cf. section 7.1.3.2). L'incertitude sur ce point est absolue. Ensuite, tout relèvement des taux destiné à faire éclater une bulle peut être difficile à justifier en présence d'une faible inflation (courante ou anticipée). En outre, comment expliquer aux agents qu'une partie de leur richesse s'évapore aujourd'hui pour le bien-être collectif de demain ? Enfin, la banque centrale identifie parfaitement l'augmentation des prix d'actifs comme une bulle. De l'aveu même des banquiers centraux, cela revient à leur prêter une capacité de discernement excessive.

Toutefois, pour Borio & Lowe (2003), la présence ou non de bulles serait secondaire, et donc le problème de leur identification accessoire. Car dès lors que les autorités monétaires sont mandatées pour lisser l'évolution des prix et de l'activité, peu importe que la volatilité observée des prix d'actifs soit conforme aux fondamentaux ou non. Ce qui prime, c'est que les mouvements financiers vont se répercuter sur les variables objectifs, avec plus ou moins de force selon la santé financière des agents. Dans cet esprit, Bordo & Jeanne (2002)

²³La moindre diminution de l'inflation espérée en période $t + 3$ contrebalance la chute de l'inflation en période $t + 2$.

développent un modèle qui vise à déterminer le comportement (« préventif » ou « réactif ») approprié des banques centrales selon le *contexte* économique et financier.

7.1.4.3 Devancer le risque systémique : Bordo & Jeanne (2002)

Partant du constat suivant lequel les établissements de crédits sont particulièrement exposés aux mouvements de prix d'actifs, au point de menacer les économies d'un phénomène de *credit crunch*, dans quelles mesures une banque centrale doit-elle tenir compte de ce risque systémique ?

• L'inadéquation d'une règle monétaire figée

Les autorités peuvent répondre de deux manières. La première consiste à mener une politique « réactive », caractérisée par l'observation passive des évolutions financières. Une règle de Taylor traduit typiquement ce type de stratégie. Face à une bulle, elle implique un resserrement des conditions monétaires si et seulement si l'appréciation des prix d'actifs entraîne une augmentation des prix et/ou de l'activité. Par suite, elle prescrit un assouplissement de la politique monétaire une fois l'effondrement des prix d'actifs constaté, lorsque les risques de crises bancaires et financières sont manifestes. Cette stratégie correspond d'ailleurs à la pratique défendue par A. Greenspan²⁴ : « *Nothing short of a sharp increase in short-term rates that engenders a significant economic retrenchment is sufficient to check a nascent bubble. The notion that well-timed incremental tightening could have been calibrated to prevent the late 1990s bubble is almost surely an illusion. Instead, we ... need to focus on policies to mitigate the fallout when it occurs and, hopefully, ease the transmission to the next expansion.* ».

La seconde politique envisageable est dite « préventive » ; elle vise à contenir l'emballlement conjoint des prix d'actifs et du crédit dans l'espoir de répercussions atténuées en cas d'effondrement. Certes, une telle politique peut une nouvelle fois être traduite en termes de règle monétaire. Mais, dans ce cas, la volonté des autorités monétaires va au-delà de la seule stabilisation des prix à court-moyen terme. Les considérations systémiques qui accompagnent ses objectifs peuvent (et doivent) les conduire à se montrer autrement plus agressives que ce que suggère une règle monétaire applicable en « temps normal ». En ce sens, les travaux de Bordo & Jeanne (2002) suggèrent que la conduite de la politique monétaire ne peut pas se satisfaire d'un comportement immuable.

Dans le modèle qu'ils développent, les agents s'endettent en première période, dans la limite autorisée par leurs collatéraux. Le niveau de productivité est révélé à la période suivante, conditionnellement à un choc dont la distribution dépend de l'endettement des firmes et du prix des actifs. Si le niveau de productivité effectif est inférieur aux anticipations, le prix des actifs chute, réduisant alors la valeur des garanties. Si le déclin des collatéraux est très marqué (relativement à la charge de la dette) l'effondrement des prix d'actifs se traduit par un *credit crunch* et une baisse conséquente de l'activité. Le prix des collatéraux peut précisément prendre deux valeurs : une valeur haute Q_H correspondant à un bon état et une valeur basse Q_L relative à un mauvais état.

²⁴Extrait d'un discours intitulé *Economic Volatility*, Banque Fédérale de Kansas City, Jackson Hole, Wyoming (2002).

Depuis la période initiale, la probabilité d'occurrence du bon état peut être interprétée comme une mesure de l'optimisme des agents²⁵ économiques. Cette probabilité subjective est notée P_H . Les auteurs démontrent qu'un *credit crunch* a une probabilité d'autant plus forte de se déclarer *ex post* que les agents croient fermement *ex ante* au scénario optimiste (P_H élevé) et que l'écart de valorisation des collatéraux entre les deux scénarii ($(Q_H \Leftrightarrow Q_L)$) est élevé.

Face à cette menace, la banque centrale a deux options : soit soulager l'économie une fois que le *credit crunch* a lieu, s'il a lieu, soit limiter le risque de *credit crunch*. La première attitude consiste à répondre aux niveaux courants ou anticipés des variables macroéconomiques objectifs (output gap, inflation). Comme la politique monétaire a une prise sur la capacité d'emprunt des agents (canal large du crédit), la seconde attitude consiste à influencer de manière préventive l'endettement des agents (en t_0). Typiquement, en menant initialement une politique restrictive, la banque centrale contient l'accumulation de la dette privée et réduit la probabilité de *credit crunch* (qui est croissante avec la charge de la dette). En adoptant une orientation plus souple en t_1 , elle facilite alors le relâchement des contraintes financières. En termes de règles, cette stratégie consiste à répondre aux développements anticipés sur les marchés financiers (implicites dans l'écart $Q_H \Leftrightarrow Q_L$), pour lesquels les variables macroéconomiques précitées ne sont pas d'un grand recours.

Ainsi, comme chez Kent & Lowe (1997), le dilemme auquel les autorités font face s'exprime en ces termes :

- En adoptant une règle *réactive*, la banque centrale est en mesure d'annuler sa perte en t_0 , mais court le risque de subir une perte (fortement) négative en t_1 , en cas de *credit crunch* ;
- Si au contraire la banque centrale mène une politique *préventive*, qui la conduit à augmenter initialement son taux d'intérêt, elle évite tout *credit crunch*, au prix d'un sacrifice en termes d'inflation et d'activité en t_0 .

La comparaison des pertes obtenues dans les deux cas permet de déterminer dans quelles conditions les autorités devraient appliquer une politique *réactive* plutôt que *préventive*. Étant donné l'arbitrage sus-mentionné, cette dernière ne peut s'imposer que si le niveau de taux d'intérêt requis pour contrer le risque de *credit crunch* n'est pas trop élevé. Les auteurs montrent à cet égard que le niveau maximum toléré pour contrer le risque systémique est croissant avec la probabilité et le coût en termes d'output d'un *credit crunch*, et décroissant avec la sensibilité de l'output gap au taux d'intérêt. Un exercice numérique permet d'illustrer dans quel *contexte* la politique monétaire se doit d'être *préventive*. La figure 7.1 reproduit ce schéma. Il en ressort trois configurations.

❶ : Quand la probabilité subjective du bon scénario (scénario optimiste ou *Nouvelle Économie*) est faible, l'euphorie et l'endettement induits des firmes sont suffisamment contenus pour que la réalisation du scénario pessimiste ne dégénère pas en *credit crunch*.

²⁵Comme chez Dor & Durré (2001), le bon état peut être associé au scénario de « Nouvelle Économie » et le mauvais état à celui d'« Ancienne Économie ». Dans le premier cas, l'hypothèse de choc de productivité légitime l'optimisme des agents. Dans le second, en revanche, l'accroissement infondé des prix d'actifs fait peser un risque de correction brutale une fois les anticipations révisées.

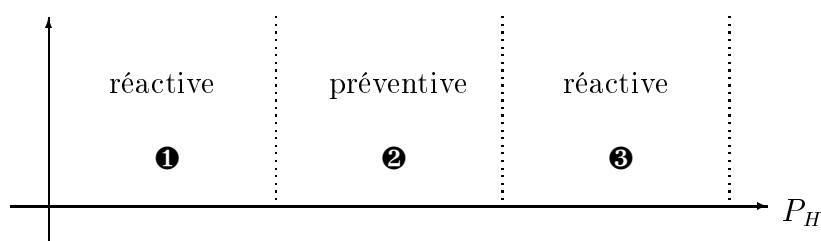


FIG. 7.1: Type de stratégie optimale selon le degré d'optimisme des agents

Dans ce cas, l'utilisation d'une règle de type Taylor s'avère moins coûteuse que le sacrifice induit par une politique préventive.

② : C'est lorsque la probabilité P_H se trouve en position intermédiaire que la conduite d'une politique monétaire préventive est la plus justifiée. Elle procure le meilleur arbitrage entre sacrifice initial en croissance et réduction des risques de *credit crunch*.

③ : Quand P_H est élevée, une attitude réactive l'emporte sur un comportement préventif, quand bien même le risque de *credit crunch* est grand. La raison en est la suivante : étant donné le très fort optimisme des agents, une règle préventive exigerait un niveau de taux d'intérêt excessivement élevé pour protéger l'économie contre un risque systémique (stratégie très coûteuse en output). En même temps, sauf à commettre collectivement la même erreur de jugement, l'unanimité des croyances est telle que le « bon » scénario a de grandes chances de se déclarer. Le bénéfice d'une règle préventive est faible ; aller à rebours du marché implique alors un sacrifice élevé en croissance, pour des bénéfices très faibles en espérance.

L'analyse de Bordo & Jeanne (2002) suggère donc que la conduite de la politique monétaire ne peut être immuable. La banque centrale doit adapter son orientation et ses cibles selon la position financière des agents privés. Dans ce prolongement, il apparaît nécessaire d'explicitier les circonstances au cours desquelles les autorités monétaires doivent s'écarter d'une conduite « normale » (*réactive*), et quels sont alors les indicateurs qui peuvent les y inviter.

• Une politique monétaire avec changement de régimes ?

L'attitude des autorités monétaires devrait être conditionnelle au degré d'optimisme qui prévaut conjointement aux mouvements observés des prix d'actifs. Ainsi, plus qu'une dose de discrétion (Mussa (2003)), la prise en compte des prix d'actifs par les banques centrales exigerait des *changements de régime* dans la conduite de la politique monétaire. La question des cibles de prix d'actifs se réoriente donc vers une optique aussi subtile que séduisante.

Bien entendu, il est inconcevable en pratique de fonder la stratégie des banques centrales sur de simples probabilités, déterminées d'ailleurs on ne sait comment²⁶. Les probabilités

²⁶Notons toutefois que le groupe de réassurances Swiss Re construit ce type de probabilité sur la base de sondages bi-annuels. À titre d'illustration, l'enquête (réalisée auprès de 45 économistes) publiée le 14 mai 2003 fait valoir une probabilité de krach égale à 21% pour les États-Unis et 23% pour la zone euro.

P_H et P_L peuvent être vues comme une représentation simplifiée de l'ensemble des facteurs qui permettraient d'identifier une phase d'euphorie, synonyme de troubles financiers et macroéconomiques à venir. C'est plus précisément l'évaluation de ces facteurs – définissant un *contexte* financier particulier – qui va déterminer le basculement nécessaire d'un régime *réactif* à un régime *préventif*.

Partant, la difficulté qui se pose aux autorités n'est pas tant l'identification d'une bulle, mais la détermination de ces facteurs²⁷. Si l'output gap et l'inflation à eux seuls ne rassemblent pas une information suffisante pour ce faire, l'expansion rapide du crédit constitue un premier trait commun à toutes les crises graves, quels que soient les pays (Borio et al. (1994), Collyns & Senhadji (2003), Herrera & Perry (2003), Borio & Lowe (2003), Eichengreen & Arteta (2000)). L'accroissement des prix d'actifs, qui induit une augmentation de la valeur des collatéraux et une diminution du risque perçu par les banques, incite ces dernières à octroyer davantage de crédits. Et les prêts alimentent à leur tour la hausse des prix d'actifs (Herring & Wachter (2003)). Or, s'il est difficile pour les autorités d'agir directement sur les prix des actifs financiers, elles ont une prise sur le crédit. Les prêts bancaires constituent à la fois un signal et un moyen de contrôle.

Mais l'expansion conjointe du crédit et des prix d'actifs n'est pas, non plus, un indicateur suffisant. Par le passé, tous les épisodes d'euphorie ne sont pas systématiquement traduits par des crises financières. C'est ce qui ressort de l'étude empirique de Mishkin & White (2003). Ces derniers examinent les effets des 15 krachs boursiers identifiés (*ex post*) au cours du 20ème siècle aux États-Unis. Ces épisodes sont examinés²⁸ à la lumière de la réaction du PIB réel et du *spread* de taux entre bons et mauvais risques²⁹. Les auteurs observent que nombreux sont les krachs qui n'ont pas été suivis d'effets dépressifs importants, parfois d'ailleurs grâce à l'intervention des autorités monétaires.

En fait, conformément aux enseignements des mécanismes d'accélérateur financier et de canal des fonds propres bancaires, l'impact des mouvements de prix d'actifs dépend de la vulnérabilité *a priori* du système financier. La soutenabilité de la croissance du crédit doit donc être appréciée conjointement à la structure du bilan des agents. Or il existe divers indicateurs permettant de juger *a priori* de la vulnérabilité des banques et firmes. Les informations dont jouissent les banques centrales (qui en ont parfois le monopole), telles que les notations bancaires, les niveaux de ratio prudentiel et la structure des bilans (en particulier les taux d'endettement) en sont un échantillon. À cet égard, Borio & Lowe (2002), Kaminsky & Reinhart (1999) et Estrella, Park & Peristiani (2000) cherchent à construire des indicateurs (univariés ou composites) d'imminence de crise financière, fondés

²⁷ C'est une idée défendue par Illing (2001) : « *The Central Bank is not concerned with preventing stock market crashes as an end in itself. Obviously the policy response will depend on the financial structure of the economy, and so there is a need to model explicitly the degree of financial fragility. [...] a crucial element of central bank's reaction to crashes is the exposure of the whole economy to financial fragility [...]* ».

²⁸ Une synthèse de leur analyse figure dans le tableau 7.2 en annexe.

²⁹ Pour Mishkin & White (2003), une crise financière se manifeste en particulier par un renforcement des effets pervers imputables aux asymétries d'information (aléa moral, anti-sélection, etc.). Cf. Introduction Générale.

sur l'information courante (crédits, prix d'actifs, investissement, etc.). Cet ensemble de signaux permet concrètement d'établir si une forte volatilité financière aujourd'hui risque d'avoir des effets importants demain.

Connaissant cette vaste information, les autorités monétaires peuvent décider de basculer d'un régime de politique monétaire à un autre. Ce type de stratégie est séduisante en ce qu'elle répond en grande partie aux nombreux écueils évoqués précédemment. D'abord, la réponse aux prix d'actifs n'est pas systématique, puisqu'elle ne vaut que dans le contexte exigeant une règle *préventive*. Ensuite, alors que les troubles financiers rendent l'activité moins prévisible qu'à l'accoutumé (Goodhart & Huang (1999)), une réaction *préventive* réduit l'incertitude caractérisant l'impact des prix d'actifs sur les variables objectifs, ce qui rend la politique monétaire plus efficace *ex post* (Bean (2003)). Surtout, en cas de succès, elle dispense tout recours à une politique de taux zéro. La contrôlabilité est assurée quant à elle grâce à l'incidence des mouvements de taux d'intérêt sur l'activité de crédits. Enfin, la question de l'identification des bulles ne se pose plus : la condition première à une intervention n'est pas la nature du dérèglement observé, mais la vulnérabilité du système financier. La banque centrale est ainsi jugée à l'aune de sa capacité à immuniser l'économie contre un choc financier et non pas à crever une bulle. Sa crédibilité n'est donc pas suspendue à une tâche incertaine.

Toutefois, une stratégie à changements de régimes n'est pas exempte de difficultés pratiques. En particulier, elle exige un gros effort de communication. Les modalités de conduite de la politique monétaire doivent être très claires³⁰. Et en particulier, quand une réaction aux prix d'actifs est jugée nécessaire, elle doit être symétrique. Sinon, une intervention uniquement *ex post*, comme ce fut le cas lors de la mise en faillite du fonds spéculatif LTCM ou lors du krach de 1987, alimente l'idée d'un comportement asymétrique des banques centrales, crée un sentiment de confiance excessif chez les investisseurs et une volatilité indésirable des prix de marché.

Aussi, comme la fragilité de la structure du bilan des banques et des firmes constitue un facteur de vulnérabilité, la politique prudentielle a un rôle crucial à jouer (Caprio & Honohan (2003)). D'autant plus que la politique monétaire montre ses limites à relancer l'activité lorsque la source du déséquilibre tient au manque de capital et non de liquidités. Les changements de régime seraient donc d'autant moins nécessaires que les autorités prudentielles parviendraient à maîtriser les comportements excessifs des banques (limiter les euphories en phase de boom et les sur-réactions en phase de baisse).

Cette interprétation de la littérature suscite donc plusieurs voies de vérification et d'approfondissement. D'une part, comment traduire formellement les variables qui décident du changement de régime (est-ce que le *contexte* financier est une bonne transcription des variables P_H et P_L de l'analyse originelle)? Et comment retranscrire les enseignements de Bordo & Jeanne (2002) en termes de règles monétaires? D'autre part, la portée de la politique prudentielle permet-elle de se passer des changements des cibles de prix d'actifs, et donc des changements de régimes? La section suivante vise à préciser ces points.

³⁰Ces difficultés seront plus amplement abordées à la fin de ce chapitre.

7.2 Cible de prix d'actifs *vs* politique prudentielle contra-cyclique au sein du modèle complet

L'objectif de cette section est d'établir une synthèse formelle des principaux résultats de cette littérature, caractérisée par les analyses de Bernanke & Gertler et Cecchetti et al. (2000b) d'une part, de Bordo & Jeanne (2002) d'autre part. Le modèle présenté dans le chapitre 6 est utilisé à cette fin. Dans un premier temps, les performances des cibles de prix d'actifs sont analysées dans la section 7.2.1. Puis, la section 7.2.2 explique en quoi une politique de provisionnement dynamique est représentative des mesures réglementaires susceptibles de renforcer la solidité des banques et d'épauler les banques centrales dans le lissage des cycles. La comptabilisation en *juste valeur* est évoquée en guise de contre-exemple. Une fois défini le concept de provisionnement *ex ante*, la section 7.2.3 procède à l'examen de ses capacités stabilisatrices. Enfin, la section 7.2.4 dresse le bilan de cette étude, en comparant les bénéfices associés à une cible de prix d'actifs à ceux obtenus sous l'égide d'une politique de provisionnement prospectif.

7.2.1 Étude des gains associés à une cible de prix d'actifs

La détermination de l'apport des cibles de prix d'actifs se fonde sur le modèle élaboré dans le chapitre 6, en respectant la calibration (qui vise au possible la zone euro) et les notations initiales. La banque centrale suit une règle de Taylor potentiellement augmentée du prix de marché du capital physique. Ce dernier peut diverger de sa valeur fondamentale en cas de bulle. De leur propre aveu, les banquiers centraux reconnaissent ne pas être en mesure de distinguer la composante fondamentale des prix d'actifs de leur composante spéculative. C'est pourquoi il est supposé que la banque centrale cible le prix de marché Z , et non pas la seule composante spéculative $Z \Leftrightarrow Q$. Soit³¹ :

$$i_t = \beta_i i_{t-1} + (1 \Leftrightarrow \beta_i) [\beta_\pi \pi_t + \beta_y y_t + \beta_z z_{t-1}] \quad (7.3)$$

où i est le taux d'intérêt nominal de court terme, y l'output, π l'inflation et z le prix de marché du capital des firmes.

L'investigation menée dans cette section consiste à déterminer si β_z doit être positif ou nul. Pour ce faire, le critère de performance de la banque centrale est une fonction de perte usuelle, définie par la somme pondérée des variances du taux d'intérêt, de la production et de l'inflation :

$$L_t = \lambda_\pi Var(\pi_t) + \lambda_y Var(y_t) + \lambda_i Var(i_t) \quad (7.4)$$

L'héritage de la Bundesbank, les discours officiels et les travaux empiriques (Cecchetti, McConnell & Quiros-Quiros (2002), Martins (2002)) suggèrent que la stabilité des prix est le principal, si ce n'est l'unique, objectif de la Banque Centrale Européenne. Deux jeux de paramètres $(\lambda_\pi; \lambda_y)$ sont toutefois considérés, $(1; 0)$ et $(0.7; 0.3)$, définissant respectivement la *perte 1* et la *perte 2*. Dans les deux cas, λ_i est fixé à 0.25.

³¹Pour être cohérent avec le modèle, la cible le prix d'actif est considérée en $t \Leftrightarrow 1$. En fait, z_{t-1} correspond à la valeur de marché du capital acquis par les firmes à la fin de la période $t \Leftrightarrow 1$, pour produire en t .

Il serait possible de soumettre le modèle à des simulations stochastiques et de déterminer la règle qui minimise la perte des autorités. Mais cette méthode ne permet pas d'étudier finement les avantages ou les inconvénients d'une cible de prix d'actifs. Par exemple, est-il plus intéressant de réagir aux prix d'actifs lorsque la règle est par ailleurs accommodante ou agressive? Comment se comporte alors la volatilité de l'instrument? Quels sont les arbitrages auxquels les autorités doivent faire face? Eu égard aux arguments développés dans la section précédente, quelle est la réponse appropriée selon la nature des chocs? C'est pour apporter une réponse à l'ensemble de ces interrogations que la méthode adoptée consiste à évaluer l'apport d'une cible de prix d'actifs suivant trois chocs singuliers : choc de politique monétaire, choc technologique et bulle financière.

Ces chocs affectent successivement l'économie sous deux contextes financiers particuliers. La première configuration répond au contexte de base (tel que $\overline{WB}/\overline{B} = 0.1538$, cf. chapitre 6 p. 306). Ce contexte traduit une structure « normale » des bilans bancaires. À ce titre, il peut s'apparenter à la configuration la plus fréquente dans l'analyse de Bordo & Jeanne (2002) notée ② (cf. page 355). La seconde configuration correspond à un contexte de fragilité des bilans ($\overline{WB}/\overline{B} = 0.075$), et donc de forte vulnérabilité aux chocs. Elle se rapproche du cas ③ sur la figure 7.1. Cette considération est nécessaire au vu de l'importance du contexte financier sur la volatilité de l'activité et de l'inflation³².

La procédure d'optimisation consiste à déterminer la règle optimale pour chaque type de chocs, par balayage sur les ensembles prédéfinis $\beta_\pi \in (1.3; 4.5)$, $\beta_y \in (0.0; 1.5)$ et $\beta_z \in (0.0; 1.0)$. Suivant le pas choisi, chaque choc sous un contexte donné permet d'évaluer environ 650 combinaisons (et donc autant de règles) différentes³³. Pour minimiser le nombre de combinaisons possibles sans affecter qualitativement la portée des résultats, le coefficient de réaction β_i est fixé à 0.8. Cette valeur correspond à celle relevée par les investigations empiriques³⁴.

7.2.1.1 Cible de prix d'actifs et choc de politique monétaire

Contexte de base : Une multitude de combinaisons ($\beta_\pi; \beta_y; \beta_z$) est ainsi évaluée dans un cas de choc de politique monétaire ($\varepsilon^i = \Leftrightarrow 1.0$). Le tableau 7.3 en annexe reproduit un large échantillon des résultats obtenus dans le contexte financier de base, en détaillant les variances de l'output, de l'inflation, et du taux d'intérêt, ainsi que les valeurs des *pertes 1* et *2*. Pour chaque règle, l'apport des prix d'actifs est évalué en référence à la règle de Taylor standard, telle que $\beta_z = 0$. Un apport négatif signifie que la réaction aux prix d'actifs fait baisser la perte. Par exemple, la règle (1.3; 0.5; 0.0) affiche une *perte 1* égale à 0.541. La même règle avec $\beta_z = 0.1$ génère une *perte 1* égale à 0.498. L'apport de la cible de prix d'actifs est alors de 7.87%, chiffre qui correspond aux proportions dans lesquelles la cible de prix d'actifs fait chuter la perte par rapport à la règle de Taylor. Les variances et les pertes minimum figurent en caractères gras.

³²Cf. section 7.1, chapitres 5 et 6.

³³La procédure d'optimisation est détaillée en annexe page 382.

³⁴Cf. Chapitre Introductif. Sur le plan théorique, Levin & Williams (2003) montrent que le paramètre β_i optimal est proche de 1 dans un modèle hybride.

Il est saisissant de constater que quelle que soit la combinaison de coefficients de réaction envisagée, cibler les prix d'actifs améliore systématiquement la stabilité du modèle. Ce résultat tient à la nature du choc considéré : il a été démontré dans le chapitre 6 (page 298) qu'un choc de politique monétaire a les mêmes caractéristiques qu'un choc de demande. En particulier, il n'implique pas d'arbitrage entre la stabilisation de l'activité et celle de l'inflation. Par conséquent, les autorités monétaires peuvent sans sacrifice adopter une règle agressive pour le combattre. Comme par ailleurs le canal des anticipations limite la volatilité de l'instrument de politique monétaire³⁵, il n'est pas étonnant que la meilleure règle soit la plus agressive de toutes, avec $\beta_\pi = 4.5$, $\beta_y = 1.5$ et $\beta_z = 1.0$.

Suivant ce point de vue, l'amélioration induite par la présence d'une cible de prix d'actifs n'est liée ni à une information singulière qui serait contenue dans z , ni à la nécessité d'influencer le prix de marché du capital. La présence des cours boursiers dans la règle est avantageuse parce qu'elle augmente l'agressivité de la réponse au choc. Partant, la prise en compte de n'importe quelle autre variable procyclique (la consommation, l'investissement, la richesse nette des firmes ou des banques, etc.) aboutirait au même résultat.

Contexte de fragilité : Le même constat est dressé pour le contexte de fragilité financière où, conformément aux démonstrations du chapitre 6, le choc implique des variances et donc des pertes plus importantes (cf. tab. 7.4 en annexe). Encore une fois, étant données les liaisons mathématiques qui relient les variables du modèle, ces dernières sont toutes mutuellement interchangeable, et le bénéfice induit par le prix d'actif ne lui est pas spécifique. Il permet uniquement de rendre les règles monétaires plus agressives, ce qui n'est pas pénalisant (bien au contraire) dans le cas d'un choc de demande.

La configuration du choc de politique monétaire n'est donc pas des plus intéressantes pour évaluer les bénéfices procurés par une cible de prix d'actifs. C'est d'ailleurs la raison pour laquelle les démonstrations rapportées dans la section précédente se sont plutôt appuyées sur les chocs d'offre et les bulles (Cf. Bernanke & Gertler (1999) et Cecchetti et al. (2000b) par exemple).

7.2.1.2 Cible de prix d'actifs et choc technologique

Contrairement à un choc de politique monétaire, un choc technologique implique un arbitrage output / inflation à court terme³⁶, même si les préférences de la banque centrale s'expriment en faveur de la stabilisation de l'inflation (λ_π élevé). Ce faisant, les enseignements de ce choc d'offre sont plus subtils.

Contexte de base : Le tableau 7.5 en annexe rapporte un échantillon de résultats obtenus sous le contexte de base. Tant que β_π est inférieur à 4.0, une cible de prix d'actifs permet de faire baisser la perte lorsque l'output est absent de la règle ($\beta_y = 0$). Par exemple,

³⁵Signe de la manifestation de ce canal, dans le tableau 7.4, la règle la plus agressive est celle qui affiche la plus faible variance du taux d'intérêt.

³⁶Cf. chapitre 6 p. 299. Voir le *résultat 1* de Clarida et al. (1999, p.1672) : « *To the extent cost push inflation is present, there exists a short run trade-off between inflation and output variability* ».

la règle (2.0;0.0;0.5) fait baisser la perte de 26% par rapport à la règle (2.0;0.0;0.0). Ainsi, tout se passe comme si l'information véhiculée par le prix de marché du capital se substituait à celle délivrée par l'output, et ce quand bien même $\lambda_y = 0$. Par conséquent, l'apport des cibles de prix d'actifs s'effondre dès lors que la banque centrale répond à l'output ($\beta_z > 0$ implique alors une augmentation de la perte). Au passage, ce constat confirme que l'output constitue une cible importante même quand il ne figure pas dans la fonction de perte.

Concernant la *perte 1*, le meilleur arbitrage entre la volatilité de l'inflation et celle du taux d'intérêt est obtenu par la combinaison (4.5;0.144;0.0). Pour la *perte 2*, c'est la combinaison (4.5;0.108;0.0) qui offre le meilleur compromis entre $V(y)$, $V(\pi)$ et $V(i)$. Ces deux règles optimales rejettent toute réponse aux prix d'actifs. En somme, une fois l'output pris en compte dans la règle, la présence supplémentaire des cours boursiers a plutôt des effets déstabilisants.

Contexte de fragilité : Dans un environnement fragilisé, l'apport d'une cible de prix d'actifs s'avère être probant dès lors que la réponse à l'output est faible (β_y inférieur à 0.4). Mais c'est aussi le cas lorsque la règle est accommodante vis-à-vis de l'inflation ($\beta_\pi = 1.3$). Une réponse aux prix d'actifs permet alors à la politique monétaire d'être plus rigoureuse. Pour autant, à choisir entre le prix de marché du capital et l'output, il semble préférable de cibler le second. La règle optimale selon la *perte 1* répond en effet à l'ensemble (4.5;0.564;0.0). La combinaison qui minimise la *perte 2* est quant à elle donnée par (4.5;0.444;0.0). Ainsi, comme dans le contexte de base, il n'est pas optimal de répondre aux mouvements des prix d'actifs en cas de choc technologique.

Cette conclusion rejoint celle de Bernanke & Gertler (1999), et plus généralement celle de tous les travaux qui étudient la conditionnalité de la réponse aux prix d'actifs selon la nature des chocs (Durré (2001), Dor & Durré (2001), Smets (1997), Artus (1998a)). Toutefois, les résultats obtenus nuancent un point du message des modèles statiques. Car si les simulations de choc technologique suggèrent qu'il n'est pas optimal de répondre aux prix d'actifs, l'apport des cibles de prix d'actifs est au contraire validé en cas de choc de politique monétaire (assimilable à un choc de demande). Ainsi, ce ne sont pas les chocs réels de façon générale, mais les chocs d'offre en particulier qui contestent le bénéfice des cibles de prix d'actifs.

7.2.1.3 Cible de prix d'actifs et bulle

Contexte de base : Comme dans le chapitre 6, la bulle émerge de façon exogène à la première période et croît durant 4 trimestres consécutifs avant d'exploser. Les résultats obtenus pour le contexte de base figurent dans le tableau 7.7.

À couple $(\beta_\pi; \beta_y)$ donné, le bénéfice d'une cible de prix d'actifs est avéré dans l'immense majorité des cas. Mais encore faut-il que le coefficient de réaction β_z ne soit pas trop élevé. Par exemple, la configuration (3.0;1.0;0.1) permet de faire chuter la *perte 2* de 1.54% par rapport à la structure (3.0;1.0;0.0). Le gain n'est plus que de 0.86% quand β_z passe à 0.2.

Et la perte augmente de plus de 11% lorsque β_z vaut 0.5, toutes choses égales par ailleurs. Il est possible de multiplier les exemples allant dans ce sens.

Ainsi, autant l'apport d'une cible de prix d'actifs pondérée par un coefficient de réaction relativement mesuré (compris entre 0.1 et 0.3) est assez faible, autant la même cible avec un coefficient β_z « élevé » (supérieur à 0.4) détériore considérablement les performances de la politique monétaire. L'accroissement induit de la variance du taux d'intérêt suggère d'ailleurs qu'il est coûteux de lutter contre les effets de la bulle.

Ce résultat permet de souligner l'importance que revêt la connaissance des interactions entre les prix d'actifs et la sphère réelle. Car il s'en faut de très peu pour qu'une cible de prix d'actifs s'avère totalement contre-productive. Il suffit par exemple qu'une erreur d'évaluation conduise les autorités à fixer β_z à 0.4 au lieu de 0.1. Or la discussion menée dans la première partie de ce chapitre conduit à penser que l'incertitude entourant les stratégies de cibles de prix d'actifs est forte. Les économistes et les banquiers centraux ne savent pas avec précision quel est l'impact des mouvements financiers sur la sphère réelle, ni quelle est l'incidence de la politique monétaire sur la sphère financière, ni encore quelle est la valeur fondamentale des prix d'actifs. Toutes ces imprécisions sont autant de sources d'erreurs qui, comme les résultats le laissent deviner, ne sont pas neutres sur les capacités stabilisatrices d'une cible de prix d'actifs et donc sur la stabilité de l'économie.

Il n'est donc pas surprenant que la règle optimale (selon les deux versions de la perte) dans ce contexte soit telle que $\beta_\pi = 4.425$, $\beta_y = 0.825$ et $\beta_z = 0.15$. Comparée à la combinaison (4.425; 0.825; 0.0), cette règle optimale implique une diminution assez faible de *perte 1* et *perte 2* respectivement de 0.97 et 2.45%.

Contexte de fragilité : Si le gain associé à la prise en compte directe des prix d'actifs est faible dans le contexte de base, il devient nul en présence d'un système financier fragilisé. En effet, hormis dans les cas de règles monétaires particulièrement accommodantes (avec $\beta_\pi = 1.3$ ou 2.0 et $\beta_y = 0.5$), il n'apparaît plus pertinent de réagir aux prix d'actifs. C'est ce qu'indique l'échantillon de résultats figurant dans le tableau 7.8. Si on reprend par exemple le couple ($\beta_\pi = 4.425$; $\beta_y = 0.825$) de la règle optimale sous le contexte de base, la perte augmente d'environ 8% quand β_z passe de 0 à 0.15. L'accroissement de la perte atteint même 27% lorsque β_z vaut 0.5. Ce constat vaut (y compris en termes de proportion) pour toutes les règles considérées.

Conformément à ce constat, la règle optimale – qui est la même selon *perte 1* et *perte 2* – exclut toute référence directe aux prix d'actifs. En outre, résultat important, elle implique une réaction plus vigoureuse à l'encontre des mouvements d'inflation et d'output. Le couple de coefficients de réaction (β_π ; β_y) passe en effet de (4.425; 0.825) à (4.5; 1.5). Ainsi, la banque centrale a tout intérêt à se concentrer sur ses seules variables objectifs en cas d'apparition d'une bulle dans un environnement financier fragilisé. Ce résultat a deux implications.

D'une part, l'émergence d'une période d'euphorie – marquée par une détérioration de la structure des bilans bancaires telle que la modélise le contexte de fragilité financière –

suivie par l'explosion d'une bulle rend les banques plus vulnérables aux effets de ce choc (cf. chapitre 6 page 306). Or, comme elles transmettent et amplifient les chocs, l'économie dans son ensemble s'avère être plus sensible aux effets de la surévaluation des prix d'actifs. Pour contrôler correctement l'incidence de la bulle sur l'output et l'inflation, la banque centrale doit alors se concentrer, avec opiniâtreté, sur ses deux seuls objectifs, aussi bien lorsque les prix d'actifs augmentent que lorsqu'ils chutent brutalement.

D'autre part, les différences observées entre les deux contextes évoquent une nécessité de changements de régime dans la conduite de la politique monétaire. Cette interprétation peut être reliée à l'analyse de Bordo & Jeanne (2002). Dans le contexte « normal », la banque centrale peut se permettre de répondre aux mouvements boursiers. Elle se montre alors *préventive*. Une attitude *réactive* semble préférable au contraire quand la bulle coïncide avec une dégradation des bilans bancaires, conséquence d'un accès d'euphorie.

Les deux principaux résultats obtenus suggèrent deux voies de réflexion complémentaires :

- Dans le contexte de base, la réduction de la fonction de perte permise par la prise en compte des prix d'actifs est très faible. Dans quelles mesures ce résultat est-il lié à l'hypothèse implicite selon laquelle la banque centrale n'a aucune prise sur la bulle ?
- Dans le contexte fragilité financière, il n'est pas recommandé de répondre aux mouvements boursiers. En est-il de même si les autorités peuvent infléchir le développement de la bulle ? Le résultat contraire renforcerait l'idée selon laquelle il est trop coûteux pour la banque centrale de se détourner provisoirement de ses objectifs prioritaires pour combattre une bulle.

La sous-section suivante vise à approfondir ces deux intuitions.

7.2.1.4 Pourquoi l'apport d'une cible de prix d'actifs est-il faible même en présence d'une bulle ?

Pour expliquer la faiblesse des gains associés à l'introduction des prix d'actifs dans la règle, il convient de rappeler que, par construction, la bulle est intégralement guidée par un processus exogène. Il est à la rigueur admissible qu'une bulle se déclenche de cette manière, suite à des *news* particulières ou un engouement quelconque, indépendamment de la règle monétaire suivie et du contexte macroéconomique³⁷. Mais il est sans doute plus discutable de supposer que son développement est totalement indépendant de l'attitude des autorités monétaires. Le caractère agressif ou accommodant de la politique monétaire devrait en toute rigueur influencer sur sa progression et son explosion.

Partant, puisque la banque centrale n'a pas de prise sur la bulle (ni sur son émergence, ni sur son développement), et puisque la stabilité des prix d'actifs ne fait pas partie de ses objectifs, pourquoi réagirait-elle avec vigueur aux mouvements boursiers ? À défaut de pouvoir infléchir l'évolution des cours, mieux vaut qu'elle s'efforce de contenir la volatilité

³⁷L'expérience japonaise par exemple indique que la stabilité macroéconomique peut coïncider avec la formation de déséquilibres financiers majeurs.

induite des prix et de l'activité. C'est très certainement la raison pour laquelle Bernanke & Gertler (1999, 2001) sont amenés à rejeter l'intérêt des cibles de prix d'actifs.

Pour examiner cette hypothèse, il faut endogénéiser, en partie au moins, le processus guidant la bulle. Jusqu'à présent, celle-ci est régie par la définition initiale de Bernanke & Gertler (1999), telle que :

$$Z_t \Leftrightarrow Q_t = \frac{a}{p_f} (Z_{t-1} \Leftrightarrow Q_{t-1}) R_t^F$$

où, Z et Q traduisent respectivement la valeur de marché et la valeur fondamentale du capital physique, R^F est le rendement de l'activité des firmes et a représente un facteur exogène de croissance de la bulle. p_f traduit enfin la probabilité de pérennisation de la bulle.

Suivant Kent & Lowe (1997), il est désormais supposé que le facteur de croissance exogène a dépend négativement du taux d'intérêt réel (sans risque), tel que³⁸ $a_t = a \Leftrightarrow \varphi_b r_t$. Autrement dit, si elles ne peuvent toujours pas contrôler l'occurrence et l'explosion de la bulle, les autorités monétaires sont désormais capables de contenir son essor³⁹. Dès lors, elles ont *a priori* un intérêt direct à cibler les prix d'actifs : moins la valeur de marché des actifs s'éloignera de leur valeur fondamentale et moins les variables objectifs dévieront de leur valeur d'équilibre.

Le graphique 7.2 illustre l'évolution de la bulle selon le comportement de la banque centrale et suivant la sensibilité de la bulle au taux d'intérêt réel ($\varphi_b = 0.0; 0.2; 0.5; 0.75$). Le cadran de gauche suppose que les autorités monétaires ne répondent pas directement aux mésalignements boursiers. Ce faisant, les effets stimulants de la bulle et la faible réactivité de la banque centrale concourent à faire chuter le taux d'intérêt réel⁴⁰. Ainsi, l'écart entre le prix de marché et le prix fondamental s'élève plus que si la bulle était insensible à la politique monétaire (avec $\varphi_b = 0$), et ce d'autant plus que φ_b est élevé. La passivité de la banque centrale se traduit par une déconnexion plus importante entre la valeur de marché et la valeur fondamentale du capital.

En revanche, lorsque la banque centrale cible les prix d'actifs, moyennant un coefficient de réaction très élevé, la hiérarchie entre les trajectoires de bulle est inversée. L'accroissement inhérent du taux d'intérêt réel a cette fois-ci un impact négatif sur l'ampleur du

³⁸Cette formulation constitue une entorse à la définition log-linéarisée du modèle, où seule devrait figurer l'élasticité du facteur a au taux d'intérêt. Mais cette analyse n'a pas de vocation normative. Elle vise seulement à illustrer les intuitions soulevées par les précédents résultats.

³⁹*A priori*, il n'est possible de jouer que sur deux facteurs pour endogénéiser partiellement le processus : a et p_f . Il est sans doute spontanément plus intuitif de faire dépendre la probabilité d'explosion du taux d'intérêt réel. Néanmoins, s'il est techniquement possible d'endogénéiser cette probabilité une fois qu'une bulle a émergé, il n'est pas possible de jouer sur sa probabilité d'occurrence, le déclenchement de la bulle ne pouvant pas être endogène au modèle. La configuration serait alors saugrenue puisque la banque centrale aurait une prise sur la probabilité d'éclatement de la bulle, mais pas sur sa probabilité d'apparition. C'est pourquoi, par souci de cohérence, il a semblé préférable d'endogénéiser le paramètre a . Techniquement, néanmoins, en donnant à p_f une forme proche de celle de $a(\cdot)$, les résultats seraient semblables.

⁴⁰Le graphique 6.4 p. 301 illustre très clairement cette configuration : la hausse timide du taux nominal se conjugue avec une augmentation soutenue du taux d'inflation pour faire chuter le taux d'intérêt réel.

mésalignement. Et plus la bulle est sensible au taux d'intérêt, moins elle se développe. Quand φ_b vaut 0,5, par exemple, le fait de répondre aux cours boursiers fait plus que diviser par deux l'ampleur de la bulle au quatrième trimestre.

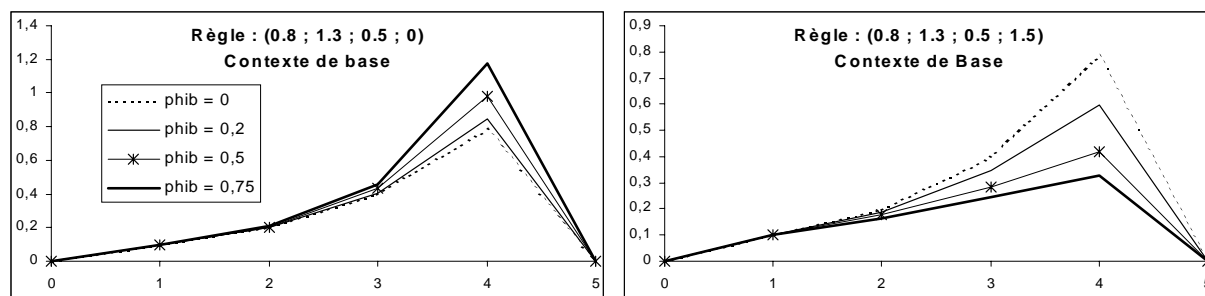


FIG. 7.2: Développement d'une bulle partiellement endogène

Contexte de base : La même procédure de balayage est utilisée afin de déterminer la règle optimale dans ce cadre. Pour forcer le trait, φ_b est fixé à 0,5⁴¹. Les résultats afférents au contexte financier de base figurent dans le tableau 7.9 en annexe. De façon générale, il apparaît que le bénéfice d'une cible de prix d'actifs est sans commune mesure avec le cas où la bulle est totalement insensible à la politique monétaire. Le gain par rapport à une règle de Taylor standard est en moyenne de 8% (pour la *perte 1*) lorsque β_z vaut 0,5 (soit dix fois plus que dans le tableau 7.7). Il atteint même plus de 10% en cas de règle accommodante. Autrement dit, à $(\beta_\pi; \beta_y)$ donné, non seulement une valeur de β_z très élevée (entre 0,5 et 1,0) permet de faire baisser la valeur de la perte, mais en plus cette diminution est beaucoup plus marquée que dans le cadre d'une bulle sans prise.

En toute logique avec ce constat, la *perte 1* est minimisée par la combinaison (4,5; 0,562; 0,35). La règle qui minimise la *perte 2* est quant à elle (4,5; 0,75; 0,25). Dans les deux cas, la réaction aux cours boursiers est environ le double de celle obtenue dans le cas d'une bulle sans prise⁴².

⁴¹Bien évidemment, la sensibilité des cours boursiers à la politique monétaire est très incertaine en pratique (cf. section 7.1.3.2). Elle peut dépendre du contexte financier, de la crédibilité de la politique monétaire et des croyances des agents (concernant à la fois le comportement de la banque centrale et le scénario qui a présidé à l'émergence d'une bulle). Conformément au principe de *conservatisme*, la prise en compte de cette incertitude devrait se traduire par une baisse du coefficient β_z optimal. Or, comme l'objectif de cette analyse est moins de déterminer avec précision quel devrait être le coefficient de réaction optimal associé aux cours boursiers que d'illustrer les interprétations des résultats de la sous-section précédente, il n'est pas inopportun de négliger cette forme d'incertitude.

⁴²On vérifie d'ailleurs que ces deux règles impliquent un gonflement de la bulle moins soutenu que dans le cas de référence où $\varphi_b = 0$. De plus, par rapport au tableau 7.7 on observe que cette réaction aux prix d'actifs est coûteuse en termes de volatilité du taux d'intérêt, ce qui explique que la valeur des pertes est finalement plus élevée dans le cas d'une bulle avec prise. Et comme négliger la bulle est synonyme de développement plus marqué du mésalignement boursier, les variances observées dans le tableau 7.9, lorsque $\beta_z = 0$, sont logiquement plus élevées que celles qui figurent dans le tableau 7.7.

Ce premier résultat confirme la première intuition évoquée plus haut. C'est bien parce que les autorités monétaires n'ont aucune prise sur la bulle que la règle optimale suscite un comportement très timoré envers les prix d'actifs. Ceci explique aussi les doutes formulés par Bernanke & Gertler (1999, 2000).

Contexte de fragilité : Le tableau 7.10 reproduit une partie des résultats obtenus dans le contexte de fragilité financière. Il est frappant de constater dans ce cas que les cibles de prix d'actifs détériorent systématiquement la qualité stabilisatrice des règles ; les pertes augmentent en moyenne de plus de 25% lorsque β_z passe de 0 à 0.5. Si bien que la règle optimale (selon les deux pertes) rejette toute référence explicite aux prix d'actifs, et suggère par ailleurs une réponse très agressive aux mouvements de l'inflation et de la production ($\beta_\pi = 4.5$, $\beta_y = 1.5$ et $\beta_z = 0.0$). C'est finalement lorsque les déséquilibres boursiers sont les plus inquiétants (bulle et contexte fragile) qu'une cible de prix d'actifs s'avère être le moins recommandable.

Ce résultat tend à confirmer la seconde intuition. Dans le contexte financier de base, la banque centrale peut se permettre de se « détourner » partiellement de ses variables objectifs pour contrarier le développement de la bulle, et adopter en ce sens une attitude *préventive*. Autrement dit, comme l'inflation et l'output sont assez facilement contrôlables, les autorités peuvent chercher à combattre directement l'origine du choc. Au contraire, comme l'inflation et la production sont plus sensibles aux chocs dans un contexte de structures de bilan fragilisées, il est plus difficile de contrôler leurs mouvements. Comme il est alors trop coûteux de lutter contre la bulle, la banque centrale doit se concentrer sur ses seules variables objectifs, qui plus est avec vigueur⁴³. Elle maintient ainsi, tant que faire se peut, la stabilité macroéconomique et envoie un signal de son opiniâtreté à combattre les effets réels de l'euphorie financière⁴⁴. Ce résultat rejoint les conclusions de Bordo & Jeanne (2002).

En effet, ces simulations confirment que des changements de régime dans la conduite de la politique monétaire seraient souhaitables. Si une règle *préventive* convient pour combattre une bulle et ses effets dans un contexte financier de base, une politique *réactive* (sans réaction directe aux prix d'actifs) est préférable dans un contexte où les bilans bancaires sont considérablement dégradés. Néanmoins, si dans ce cas il est préférable que la banque centrale renonce à lutter contre la bulle, il n'empêche que l'impact des déséquilibres boursiers demeure important, et ce d'autant plus que les variables macroéconomiques sont plus difficilement contrôlables.

Comme le contexte de fragilité financière coïncide avec l'imminence d'un épisode de *capital crunch*, voire de crise financière en cas d'explosion d'une bulle, la seule politique monétaire n'est pas en mesure d'agir simultanément sur le front financier et sur le front ma-

⁴³Non seulement la volatilité de l'instrument pèse sur la perte, mais aussi la lutte délibérée contre le développement de la bulle se fait au détriment des variables objectifs.

⁴⁴En adoptant un comportement très réactif, la banque centrale se prépare aussi à baisser fortement ses taux si l'explosion de la bulle venait à se traduire par une baisse des prix et de l'activité. Ce type de comportement est prôné par Allen & Gale (2000).

croéconomique. Cette réflexion suggère qu'un instrument supplémentaire serait nécessaire pour juguler les effets de l'euphorie financière. Au vu des idées présentées en conclusion de la section 7.1.1 et du chapitre 5, les mesures réglementaires d'ordre prudentiel ont, à cet égard, un rôle important à jouer. Le modèle offre justement la possibilité d'examiner les bénéfices liés à la mise en œuvre d'une politique de provisionnement dynamique. Avant d'étudier ce point en détail, la sous-section suivante revient sur les fondements d'une telle politique.

7.2.2 Un exemple de réponse prudentielle : la prise en compte plus prospective du risque de crédit

Les résultats précédents, alliés aux enseignements du canal des fonds propres bancaires (cf. chapitre 5 p.260), conduisent à s'interroger sur l'instrument adapté pour traiter et protéger une économie en proie à une crise financière. Si la politique monétaire n'est pas apte à crever une bulle, ou s'il lui est trop coûteux de le faire, des mesures d'ordre prudentiel peuvent s'y substituer. Plusieurs propositions sont à cet égard fréquemment avancées⁴⁵ : la pratique de *stress tests*, l'instauration d'un seuil réglementaire de fonds propres contra-cyclique ou la généralisation d'un mode d'enregistrement dynamique des dotations aux provisions en sont des exemples.

Comme les pratiques actuelles en matière de provisionnement sont un facteur de procyclicité des fonds propres bancaires et contribuent à ce titre à l'amplification des chocs⁴⁶, il semble intéressant de se concentrer sur les propositions qui visent à améliorer la prise en compte des pertes attendues. À ce sujet, le provisionnement dynamique semble apporter une réponse adaptée, à la fois sur le plan financier et macroéconomique. Ce n'est pas le cas de la comptabilisation en *juste valeur*, qui est considérée en guise de contre-exemple.

7.2.2.1 Concilier objectifs micro et macro-prudentiels : le provisionnement dynamique

Le contraste est saisissant entre les efforts déployés par les autorités financières pour harmoniser les exigences en fonds propres à l'échelle internationale d'une part et l'hétérogénéité criante des pratiques de provisionnement d'autre part. Pourtant, la question de l'adéquation des exigences en fonds propres est indissociable de celle des pratiques en matière de provisionnement ; des ratios de solvabilité apparemment sains peuvent brusquement s'inverser lorsque le risque d'un portefeuille de prêts n'a pas été convenablement mesuré.

Comme indiqué dans le chapitre 5, les risques latents des portefeuilles de crédits ne sont pas correctement reconnus sous un système de provisionnement statique. Or tout prêt a intrinsèquement une probabilité de défaut qui mériterait d'être prise en compte dès qu'il est accordé. C'est la logique qui préside au concept de provisionnement dynamique : ce mode d'enregistrement des pertes consiste à reconnaître l'existence du risque dès l'origine et à autoriser une mise en réserve immédiate sous forme de provisions pour dépréciation

⁴⁵Voir par exemple Carmichael & Esho (2003).

⁴⁶Cf. chapitre 5 p. 236.

future⁴⁷. L'anticipation de l'occurrence des risques probables présente l'avantage d'étaler les pertes et ainsi de limiter l'ampleur des cycles financiers.

En plus de peser de manière contra-cyclique sur les conditions auxquelles les banques se financent, l'obligation de constituer d'emblée une provision pour couvrir les pertes attendues contribue à mieux incorporer le coût de ces pertes dans les conditions de crédit imposées aux entreprises. Ainsi, l'évolution des conditions de financement devrait être moins excessive, tant à la hausse qu'à la baisse. Pour corollaire, ce système devrait freiner la spirale crédit-bulle en phase de mésalignements boursiers.

Le recensement des pratiques comptables en vigueur dans les principaux pays de l'OCDE indique que le provisionnement dynamique est assez répandu chez les principaux établissements de crédit européens, américains et japonais. Bien que les modalités puissent différer d'une banque à une autre, en général la règle consiste à définir un seuil de provision correspondant à un pourcentage fixe du montant des prêts, qui vient s'ajouter aux provisions pour créances douteuses. Les banques les plus fortement impliquées dans ce processus ne semblent pas en souffrir en termes de valeur de marché, bien au contraire.

Mais c'est en Espagne et au Portugal que sa mise en œuvre est la plus achevée. L'Espagne a même renforcé cette pratique avec l'adoption en juillet 2000 d'un nouveau dispositif de régulation comportant un objectif contra-cyclique explicite. Concrètement, les banques peuvent estimer les pertes latentes associées à leur portefeuille suivant deux approches. D'une part, elles peuvent utiliser leurs propres modèles internes. L'accent est alors mis sur leur expérience et leurs informations particulières au sujet de la clientèle. Cette approche reste encadrée par les autorités de tutelle qui exigent que les banques utilisent des données historiques couvrant au moins un cycle et que les prêts soient segmentés en groupes homogènes. D'autre part, les banques peuvent s'affilier à l'approche standardisée, fondée sur un ensemble de coefficients prédéfinis par la Banque d'Espagne⁴⁸.

Cette mise en application du concept de provisionnement *ex ante* s'inscrit dans la droite lignée de Bâle II. En effet, les réformes relatives au pilier 1 proposent aux banques deux méthodes de calcul des fonds propres réglementaires. D'une part, l'approche standardisée prévoit une pondération des actifs en fonction d'une notation externe, délivrée par un tiers. D'autre part, l'approche interne (IRB pour *Internal Ratings Based Approach*) repose sur l'évaluation en interne de la probabilité de défaillance de la contrepartie et de l'ampleur de la perte en cas de défaut. Les probabilités de défaillance doivent se fonder sur la **prévision de la conjoncture future**, les pertes attendues étant définies comme les pertes moyennes **anticipées** pour les douze prochains mois. De la sorte, des économies d'échelle sont possibles puisque les méthodes et les bases de données employées par les banques pour évaluer en interne leur capital réglementaire sont transposables au calcul des pertes attendues.

En somme, sur le plan micro-prudentiel, le provisionnement *ex ante* implique une meilleure perception du risque de crédit. L'accumulation de provisions durant la phase

⁴⁷Pour une présentation détaillée de la mise en pratique de ce concept, voir Jaudoin (2001).

⁴⁸La Banque d'Espagne a défini six pondérations assignées à six catégories de risque. Cf. Fernández de Lis, Martínez Pagés & Saurina (2000, p.13).

d'expansion (avec le volume de crédits) permet de contrebalancer l'augmentation des pertes inattendues enregistrées en période de ralentissement économique. C'est ce qu'indiquent les simulations de Fernández de Lis et al. (2000) et de Matherat (2003). Pour corollaire, sur le plan macro-prudentiel, cette règle favorise le lissage des profits et des fonds propres bancaires, renforce la solvabilité des établissements et tend à atténuer la manifestation du canal du capital bancaire⁴⁹. Ce n'est pas le cas en revanche de la comptabilisation des bilans bancaires à la « juste valeur ».

7.2.2.2 Un contre-exemple : la comptabilisation des bilans bancaires à la « juste valeur » (*fair value*)

Comme la pratique de provisionnement dynamique, la méthode de comptabilité à la « juste valeur » vise à prendre correctement en compte les pertes attendues. Promue par l'*International Accounting Standards Board*⁵⁰ (IASB) au travers des normes IAS, elle s'appuie sur l'idée que des marchés financiers supposés efficaces permettent de calculer une juste valeur pour tout élément d'actif ou de passif. Les actifs non négociables peuvent être ainsi évalués, par comparaison avec les valorisations de marché d'instruments ou de catégories de risques présentant certaines similitudes. Selon cette approche, toute modification du prix de marché d'un élément d'actif ou de la valeur actualisée du flux de revenus que cet actif génère doit entraîner une actualisation de sa valorisation comptable. Comme toute modification du risque modifie en temps réel la juste valeur de l'élément d'actif, le risque de crédit est mieux appréhendé.

Cependant, la comptabilisation à la « juste valeur » se heurte d'emblée à la difficulté de valorisation des composantes du bilan des banques, et en particulier à l'évaluation des composantes non-négociables. Le chapitre 4 (p. 202) insiste sur la spécificité de l'activité bancaire et l'avantage informationnel qu'elle leur confère. Elles sont peu incitées à négocier leurs prêts sur un marché s'il leur faut, pour ce faire, communiquer leurs données internes. De plus, si la juste valeur des portefeuilles de crédits peut être évaluée en référence aux prix définis sur les marchés négociés ou de titrisation, le risque de crédit qui s'y négocie n'est pas forcément représentatif du véritable profil de risque de crédit des portefeuilles bancaires. En somme, l'évaluation aux conditions de marché ne reflète pas la réalité économique de l'intermédiation. C'est d'ailleurs ce que révèlent les études économétriques, qui concluent que les variables de « juste valeur » simulées des prêts ne constituent pas un facteur explicatif significatif du cours des actions des banques, contrairement aux éléments comptabilisés au coût historique.

Mais le problème le plus inquiétant concerne l'accroissement induit de la volatilité procyclique des comptes de résultat et des capitaux propres. Concrètement, la valeur économique d'une société cotée peut s'exprimer comme un multiple de sa capitalisation. La volatilité additionnelle des bilans a donc un impact économique si elle accroît la volatilité du cours boursier. Ainsi, une plus grande incertitude sur les cours boursiers risque de

⁴⁹Fernández de Lis et al. (2000, p.15) soulignent : « *if bank stockholders perceive the lower profit volatility as a measure of lower risk, they could fund the bank at cheaper rates* ». Voir Caruana (2003) également.

⁵⁰L'IASB est un organisme privé de normalisation comptable internationale installé à Londres, qui a succédé à l'*International Accounting Standards Committee* (IASC).

renchérir les conditions de financement des banques concernées. Surtout, en réduisant le champ d'application de la règle de prudence pour la valorisation des actifs au profit des valeurs de marché, ces normes permettraient une présentation plus flatteuse des comptes des banques, dans les phases ascendantes (favorisant un contexte de *myopie face au désastre*) et plus détériorée dans les phases de repli de l'activité.

Les travaux empiriques confirment que la comptabilisation en « juste valeur » devrait conduire à une accentuation de la volatilité des fonds propres et des résultats (Eccher, Ramesh & Thiagarajan (1996) et Cornett, Rezaee & Tehranian (1996)). Il est donc difficile d'admettre que lier les fonds propres aux mouvements erratiques des prix d'actifs puisse être une source de stabilité. D'ailleurs, alors que les économistes considèrent généralement les prix d'actifs comme des variables trop volatiles pour être ciblées par les banques centrales, comment pourrait-on justifier la jonction d'une mesure micro-prudentielle sur ces mêmes variables ? Sans compter que ce surcroît de volatilité est ambigu (Babbel (1998)). Comme la comptabilisation en « juste valeur » du portefeuille bancaire enregistre sans distinction les effets conjugués de l'ensemble des performances économiques, du marché, de la gestion interne et d'autres paramètres (maturité, garanties, etc.), il est difficile d'isoler *ex post* les facteurs qui influent sur la « juste valeur » du portefeuille bancaire. L'impossibilité de faire la part entre les variations dues aux fluctuations des marchés et celles dues à l'activité propre de la banque vont à l'encontre de la volonté de transparence prônée par ailleurs par les organismes internationaux.

Ainsi, bien que la comptabilisation en « juste valeur » vise une prise en compte prospective du risque de crédit, son application ne convient pas à la spécificité de l'activité et des bilans bancaires. Qui plus est, les normes IAS proposées en 1997 par l'IASC, suggérant d'évaluer en « juste valeur » tous les actifs et passifs financiers, sont source d'opacité et de volatilité ambiguë. Les ajustements qu'elles pourraient induire en termes de financement de l'économie et de procyclicité ne sont pas souhaitables. La comptabilisation en « juste valeur » ne permet pas de concilier objectifs micro et macro-prudentiel⁵¹

Au contraire, le provisionnement dynamique associé à comptabilisation mixte (valeur de marché pour les activités de marché et coût historique corrigé pour les activités d'intermédiation) permet d'une part d'améliorer (tout en les respectant) les modes de gestion des établissements de crédit au niveau individuel et d'autre part de renforcer la stabilité financière sur le plan agrégé, deux exigences qu'il n'est pas simple *a priori* de concilier.

Maintenant que la logique du provisionnement dynamique est clarifiée, il est possible d'analyser son incidence sur la stabilité macroéconomique, et d'apprécier ses avantages potentiels sur une cible de prix d'actifs.

⁵¹L'application du principe d'évaluation en « juste valeur » à l'ensemble des bilans et hors-bilans bancaires risquerait de se traduire par un dérèglement dans le financement de l'économie et une diminution de l'efficacité du contrôle prudentiel (Oung (2001), Commission Bancaire (2002)).

7.2.3 Étude des gains associés à une politique de provisionnement dynamique

Jusqu'à présent, les simulations réalisées dans ce chapitre et dans le précédent supposent que les banques provisionnent selon une logique « statique » : les dotations pour provisions en fin de période correspondent à l'encours de crédit octroyé au cours de la période, pondéré par le taux de faillite effectivement constaté. Or une telle pratique contribue à renforcer la procyclicité des pratiques bancaires.

Il est désormais supposé que les établissements de crédit adoptent une pratique de provisionnement dynamique. La relation (6.4) du modèle (chapitre 6 p.276) est donc remplacée par la définition suivante :

$$M_{t+1} = E_t \left\{ [1 \Leftrightarrow \gamma_f(\cdot)] R_{t+1}^F \right\} B_{t+1} = E_t \left\{ \left[1 \Leftrightarrow f \left(\frac{Y_{t+1}}{Q_t K_{t+1}} \right) \right] R_{t+1}^F \right\} [Q_t K_{t+1} \Leftrightarrow N_{t+1}^F]$$

À la fin de la période t , les banques provisionnent à hauteur des crédits qu'elles viennent d'accorder (pour $t + 1$), sur la base du taux de faillite anticipé⁵².

7.2.3.1 Dynamique du modèle complet avec provisionnement dynamique

Le graphique 7.3 permet d'observer l'incidence d'une politique de provisionnement dynamique sur la procyclicité des provisions bancaires. Pour ce faire, un cycle est artificiellement créé à l'aide de deux chocs de politique monétaire, symétriques et non anticipés ($\varepsilon_t^i = 0.5$ et $\varepsilon_{t+3}^i = \Leftrightarrow 0.5$).

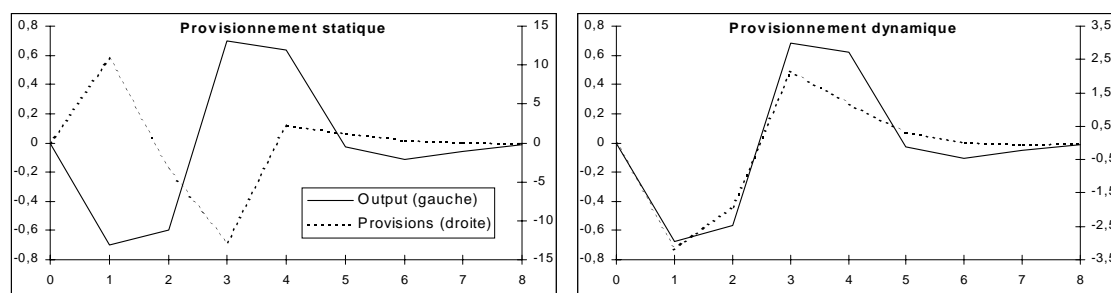


FIG. 7.3: Évolution des provisions statiques et dynamiques avec le cycle

Le cadran de gauche illustre clairement la corrélation négative entretenue par l'activité et les provisions lorsque ces dernières sont formées selon une logique statique. Alors que la chute de l'activité, suite au choc récessif de la première période, est synonyme d'augmentation des dotations pour provision, la relance induite par la baisse surprise des taux d'intérêt se traduit par une forte chute des provisions pour pertes. Ce schéma correspond

⁵²Cette définition répond à la logique prospective de Bâle II. Cf. p. 368.

exactement à ce qui peut être observé en pratique⁵³ (cf. Borio et al. (2001), Fernández de Lis et al. (2000), Commission Bancaire (2000), Jaudoin (2001)). Ce faisant, les provisions contribuent à amplifier le cycle. Leur augmentation érode le capital des banques. Celles-ci doivent alors supporter une prime de financement externe plus élevée, qu'elles répercutent sur le coût du crédit. Si bien que le choc initial se trouve être amplifié.

En revanche, une politique de provisionnement dynamique permet de lisser l'effet des chocs dans le temps. Comme le montre le cadran de droite, la corrélation entre les provisions et le PIB est alors positive. Si une banque provisionne dès l'instant où elle accorde un crédit, un choc récessif ne va pas se traduire par une augmentation des dotations pour pertes. Bien au contraire, comme l'activité de crédit se réduit avec la dégradation de la conjoncture, elle aura plutôt tendance à réduire le montant de ses provisions. Aussi, une conjoncture plus favorable se traduit-elle par un accroissement des dotations pour provisions, qui de ce fait préviennent l'octroi inconsidéré de prêts et l'affaiblissement conséquent des bilans bancaires en cas d'euphorie financière. Par conséquent, contrairement à une pratique de provisionnement statique, une approche dynamique ne concourt pas à l'amplification du cycle, mais à son lissage.

C'est d'ailleurs ce que confirme le graphique 7.4, qui retrace l'évolution des primes de financement externe – maillons essentiels dans les mécanismes d'amplification du modèle complet – selon le mode de provisionnement, suite à un choc négatif de politique monétaire.

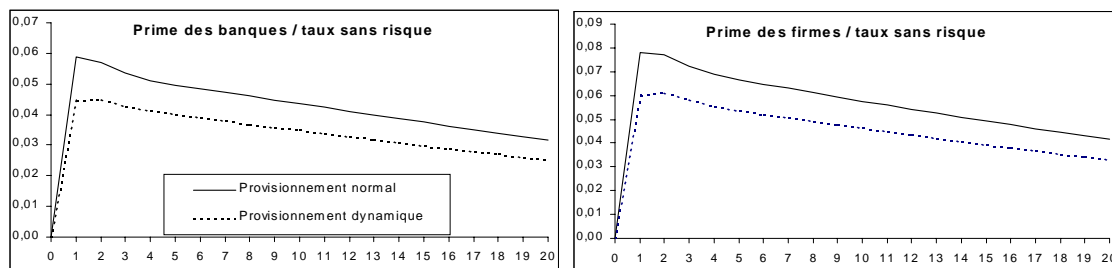


FIG. 7.4: Incidence de la politique de provisionnement sur les primes

Dans le cadre du provisionnement dynamique, comme les banques ont préalablement provisionné en proportion des prêts déjà accordés, le choc négatif a moins d'effet sur leur richesse nette⁵⁴. Pour corollaire, leur prime de financement externe augmente moins que dans le cadre du provisionnement statique. *In fine*, l'appréciation de la prime des firmes est elle-même moins forte.

Les enseignements du modèle sont donc conformes à l'attente : l'économie est moins sensible aux chocs sous l'égide d'une politique de provisionnement dynamique. Dès lors,

⁵³La procyclicité des dotations pour provision suivant une approche statique est rapportée dans le chapitre 5 p. 236.

⁵⁴Il n'empêche que le choc de politique monétaire a quand même un effet récessif, puisqu'il correspond à une augmentation du taux sans risque.

les variables objectifs de la banque centrale sont moins volatiles, ce qui peut dispenser les autorités monétaires d'un usage agressif de leur instrument. Il reste à évaluer formellement les bénéfices de ce type de mesure prudentielle.

7.2.3.2 Détermination de l'apport d'une politique de provisionnement dynamique dans le modèle complet

L'objectif est à présent de répondre à cette question : dans quelles proportions les pertes diminuent-elles lorsque les banques passent d'un système de provisionnement statique à un système de provisionnement dynamique ? Suivant la méthode employée précédemment, les gains associés au provisionnement prospectif sont distinctement évalués selon la nature des chocs.

Contexte de base : Les tableaux 7.11, 7.12 et 7.13 répertorient les résultats obtenus sous le contexte de base. Pour chacune des règles évaluées, les *gains* mesurent la variation (en pourcentage) de la perte induite par le provisionnement dynamique par rapport au provisionnement statique⁵⁵. Par exemple, dans le cas d'un choc monétaire, la règle (1.3;0.5;0.0) génère une *perte 1* égale à 0.505 sous provisionnement dynamique, contre 0.541 sous provisionnement statique, soit une diminution de 6.61%. Les règles optimales dans les deux configurations figurent en caractères gras.

Il apparaît que le provisionnement dynamique se traduit systématiquement par une diminution des pertes 1 et 2. Pour donner un ordre d'idée, la *perte 1* diminue en moyenne⁵⁶ de 5.6, 1.36 et 3.2% respectivement en cas de choc monétaire, de choc technologique et de bulle. Pour ces mêmes chocs, la *perte 2* baisse respectivement de 5.6, 2.2 et 5.2%. De façon générale, comme dans le cas des cibles de prix d'actifs, l'apport du provisionnement dynamique est d'autant plus important que la règle est globalement accommodante ou que le coefficient de réaction associé à l'output est faible ($\beta_y < 0.5$). Pour autant, il n'est pas possible d'affirmer que le provisionnement prospectif autorise une attitude laxiste des autorités monétaires ; à choc donné, les règles optimales sous l'égide des deux types de provisionnement font systématiquement appel à des coefficients de réaction identiques et élevés ($\beta_\pi = 4.5$ dans les trois cas)⁵⁷.

Contexte de fragilité : Les tableaux 7.14, 7.15 et 7.16 témoignent des résultats obtenus pour le contexte de fragilité financière. Il est saisissant de constater que l'apport du provisionnement dynamique est beaucoup plus élevé que dans le contexte de base. En moyenne, la *perte 1* baisse de 26, 10 et 21% en cas de choc monétaire, de choc technologique et de bulle. La baisse de la *perte 2* s'inscrit dans les mêmes proportions. Encore une fois, le bénéfice d'une politique de provisionnement dynamique est d'autant plus élevé que la règle est relativement accommodante. Enfin, le passage à un contexte de structures de

⁵⁵Pour le provisionnement statique, on retrouve les pertes associées aux règles $(\beta_\pi; \beta_y; 0.0)$ figurant dans les tableaux précédents.

⁵⁶La moyenne est calculée sur la vingtaine de résultats rapportés dans les tableaux.

⁵⁷En revanche, preuve de la plus grande stabilité du modèle, la volatilité de l'instrument de politique monétaire est toujours plus faible que dans la configuration initiale.

bilan fragilisées oblige la banque centrale à se montrer plus rigoureuse encore que dans le contexte de base (particulièrement en cas de bulle). Le coefficient β_y en particulier passe :

- de 0.144 à 0.444 pour la *perte 1* et de 0.108 à 0.336 pour la *perte 2* en cas de choc technologique ;
- de 0.844 à 1.5 pour la *perte 1* et de 0.75 à 1.5 pour la *perte 2* en cas de bulle.

Ainsi, contrairement aux cibles de prix d'actifs, c'est dans un contexte de fragilité financière qu'une politique de provisionnement dynamique s'avère être la plus efficace. Ceci confirme l'utilité d'une telle mesure.

7.2.3.3 Les avantages du provisionnement dynamique suivant la cyclicité de l'économie

Si la calibration du modèle complet s'est efforcée de répondre à l'usage et à certains faits saillants, certains paramètres sont assez mal connus. C'est le cas en particulier de f^ε , qui désigne la sensibilité du taux de survie des firmes à la conjoncture, et dont la valeur influe sur les bénéfices supposés du provisionnement dynamique. En effet, moins les firmes sont sensibles à la conjoncture, moins les provisions enregistrées par les banques sont contra-cycliques et moins le lissage induit par le provisionnement dynamique est utile. Pour autant, comme le taux de faillite des firmes est assurément très sensible à la conjoncture, la valeur de l'élasticité choisie (0.25) n'est certainement pas trop élevée, au contraire.

Pour néanmoins généraliser le constat dressé dans la précédente sous-section, un dernier examen consiste à évaluer la baisse des variances de l'output et de l'inflation permise par un provisionnement prospectif, selon différentes valeurs de f^ε . Cette analyse complémentaire confirme que plus les firmes sont sensibles aux cycles et plus les gains associés au provisionnement dynamique sont importants.

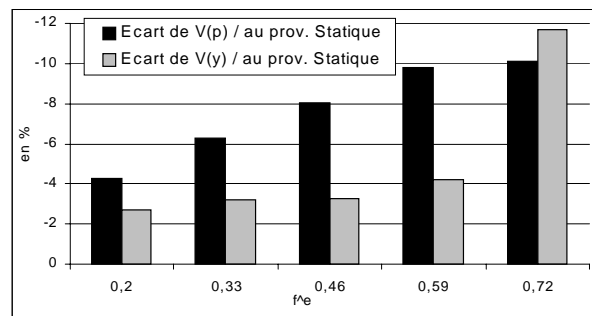


FIG. 7.5: Gains en variance liés au provisionnement dynamique selon f^ε

Le graphique 7.5 représente un échantillon des résultats obtenus. À titre d'exemple, lorsque f^ε vaut 0.2, le provisionnement dynamique fait chuter la variance de l'inflation et celle de l'output respectivement de 4 et 3%, suite à un choc de politique monétaire, par rapport à une norme comptable statique. Quand f^ε vaut 0.72, la diminution des variances est à peu près quatre fois plus forte.

Par conséquent, si en réalité la sensibilité du taux de faillite des firmes au cycle d'activité s'avère être plus forte que celle supposée dans la calibration, le bénéfice relatif du provisionnement dynamique a été largement sous-estimé lors de l'analyse précédente.

7.2.4 Bilan de l'analyse et extensions possibles

7.2.4.1 Récapitulatif des résultats

Le tableau 7.1 propose une synthèse des résultats obtenus dans la seconde partie de ce chapitre. Il rapporte, pour chaque type de choc et pour chaque contexte :

- (1) La règle optimale avec $\beta_z = 0$ et provisionnement statique. La perte obtenue avec cette règle sert de référence ;
- (2) La règle optimale avec $\beta_z \neq 0$ (et provisionnement statique). Lorsque qu'il n'est pas optimal de cibler les prix d'actifs, (2) correspond à (1).
- (3) La règle optimale avec $\beta_z = 0$ et provisionnement dynamique.

Choc politique monétaire		Configuration de base			Configuration de fragilité		
Meilleure règle		Coefficients	Perte	Perte / à (1)	Coefficients	Perte	Perte / à (1)
Perte 1	(1) avec prov. statique	(4.5; 1.5; 0.0)	0.177		(4.5; 1.5; 0.0)	0.246	
	(2) avec z	(4.5; 1.5; 1.0)	0.158	-10.7	(4.5; 1.5; 1.0)	0.207	-15.9
	(3) avec prov. dyna.	(4.5; 1.5; 0.0)	0.172	-2.70	(4.5; 1.5; 0.0)	0.214	-13.0
Perte 2	(1) avec prov. statique	(4.5; 1.5; 0.0)	0.119		(4.5; 1.5; 0.0)	0.184	
	(2) avec z	(4.5; 1.5; 1.0)	0.107	-10.6	(4.5; 1.5; 1.0)	0.151	-17.9
	(3) avec prov. dyna.	(4.5; 1.5; 0.0)	0.117	-1.60	(4.5; 1.5; 0.0)	0.158	-14.3
Choc technologique		Configuration de base			Configuration de fragilité		
Meilleure règle		Coefficients	Perte	Perte / à (1)	Coefficients	Perte	Perte / à (1)
Perte 1	(1) avec prov. statique	(4.5; 0.144; 0.0)	0.187		(4.5; 0.564; 0.0)	0.202	
	(2) avec z	(4.5; 0.144; 0.0)	0.187	0.00	(4.5; 0.564; 0.0)	0.202	0.00
	(3) avec prov. dyna.	(4.5; 0.144; 0.0)	0.183	-2.42	(4.5; 0.444; 0.0)	0.192	-4.9
Perte 2	(1) avec prov. statique	(4.5; 0.108; 0.0)	0.034		(4.5; 0.444; 0.0)	0.068	
	(2) avec z	(4.5; 0.108; 0.0)	0.034	0.00	(4.5; 0.444; 0.0)	0.068	0.00
	(3) avec prov. dyna.	(4.5; 0.108; 0.0)	0.032	-6.30	(4.5; 0.336; 0.0)	0.057	-15.8
Bulle		Configuration de base			Configuration de fragilité		
Meilleure règle		Coefficients	Perte	Perte / à (1)	Coefficients	Perte	Perte / à (1)
Perte 1	(1) avec prov. statique	(4.5; 0.844; 0.0)	0.346		(4.5; 1.5; 0.0)	0.414	
	(2) avec z	(4.425; 0.825; 0.15)	0.342	-0.89	(4.5; 1.5; 0.0)	0.414	0.00
	(3) avec prov. dyna.	(4.5; 0.844; 0.0)	0.335	-2.95	(4.5; 1.5; 0.0)	0.377	-8.83
Perte 2	(1) avec prov. statique	(4.5; 0.75; 0.0)	0.143		(4.5; 1.5; 0.0)	0.299	
	(2) avec z	(4.425; 0.825; 0.15)	0.139	-2.38	(4.5; 1.5; 0.0)	0.299	0.00
	(3) avec prov. dyna.	(4.5; 0.75; 0.0)	0.137	-3.97	(4.5; 1.5; 0.0)	0.260	-12.8

TAB. 7.1: Récapitulatif des résultats

Par exemple, en cas de choc de politique monétaire dans le contexte de base, la règle de Taylor optimale avec provisionnement statique est telle que $\beta_\pi = 4.5$ et $\beta_y = 1.5$. Elle génère une *perte 1* (de référence) égale à 0.177. Une fois la contrainte $\beta_z = 0$ levée, la meilleure règle répond à la combinaison (4.5; 1.5; 1.0) et affiche une *perte 1* (égale à 0.158) inférieure de 10.7% à la perte de référence. La meilleure règle de Taylor en présence d'un provisionnement dynamique permet quant à elle de faire baisser la perte de référence de 2.7%. Au final, une cible de prix d'actifs s'avère donc être préférable à une politique de provisionnement prospectif en cas de choc de politique monétaire. Néanmoins, les explications fournies dans

la section 7.2.1.1 mentionnent que ce choc n'est pas des plus intéressants à étudier. Une attention plus importante doit être accordée aux chocs technologiques et aux bulles.

Lorsque l'économie connaît un choc d'offre, une cible de prix d'actifs n'est jamais désirable, quel que soit le contexte financier. Ce résultat confirme au passage que la réaction aux mouvements des prix d'actifs doit être conditionnelle à la nature des chocs et en particulier qu'une banque centrale ne doit pas chercher à contrer une évolution financière initiée par un choc d'offre. En revanche, une procédure de provisionnement *ex ante* réduit sensiblement la valeur des pertes. Ce résultat est renforcé dans un contexte de fragilité financière. Suivant la *perte 2*, l'apport de cette procédure comptable est d'environ 16%.

Enfin, en cas de bulle, il apparaît optimal de répondre aux mouvements boursiers, mais moyennant un coefficient de réaction assez faible et uniquement dans le contexte financier de base. Malgré cela, l'apport de la cible de prix d'actifs est inférieur à celui procuré par une politique de provisionnement prospectif (-0.89 contre -2.95% pour la *perte 1* et -2.38 contre -3.97% pour la *perte 2*). Les bénéfices d'une telle politique réglementaire sont encore plus évidents dans le contexte de fragilité des bilans bancaires : les gains qui lui sont associés sont deux à trois fois plus importants que dans le contexte de base, alors qu'il n'est absolument plus recommandable de cibler les cours boursiers (β_z optimal est nul).

7.2.4.2 Interprétation et portée des résultats

Finalement, est-ce que les banques centrales doivent répondre aux mouvements boursiers, et si oui, dans quelles circonstances ?

Il faut d'abord relever que parmi l'ensemble des configurations étudiées, une cible de prix d'actifs n'est valable que lorsqu'une bulle est identifiée dans un contexte financier normalisé. Si les simulations confirment de ce fait la nécessité de changer de régimes de politique monétaire, une telle stratégie n'est pas exempte de difficultés pratiques. Elle suscite en particulier des interrogations sur la capacité des banques centrales à communiquer clairement leurs choix. Les difficultés rencontrées par la Banque du Canada pour justifier ses décisions fondées sur un ICM montrent que la politique monétaire s'accommode mal d'une règle explicitement conditionnelle à un contexte ou à une source de choc particulière. En effet, selon un ICM, la réponse aux mouvements du taux de change ne doit pas être systématique, mais conditionnelle à la nature des chocs. Mais à force de divergences entre les anticipations des agents et ses décisions (pourtant cohérentes avec un ICM), et ce malgré les efforts pour justifier ses orientations, la Banque du Canada a dû renoncer à utiliser un ICM comme cible opérationnelle. Or la politique optimale suggérée par les simulations s'avère être autrement plus complexe qu'une stratégie fondée sur un ICM : il n'est pas évident d'expliquer au public qu'en « temps normal » la banque centrale répond aux écarts de prix d'actifs, alors qu'en temps de fragilité financière – tandis que l'économie est au bord de la crise financière – il est préférable qu'elle s'abstienne de le faire et qu'elle se concentre exclusivement sur ses variables objectifs. Une telle procédure serait assurément empreinte de confusion.

Ensuite, le poids devant être accordé aux prix d'actifs dans les décisions de politique monétaire relève de cette question : l'économie est-elle plus encline aux chocs d'offre ou

aux bulles ? La nécessité de cibler les prix d'actifs dépend de la fréquence et de la variance des chocs financiers (bulles) d'une part et des chocs d'offre (technologiques) d'autre part. La réponse est donc essentiellement d'ordre empirique. Elle varie selon les pays et selon les époques. Si les chocs d'offre sont plus importants en termes de déséquilibres (cumulés dans le temps) alors il est préférable de ne jamais répondre aux mouvements des prix d'actifs : les bénéfiques en cas de chocs technologiques fréquents doivent dépasser le coût lié à l'absence de réponse directe aux prix d'actifs en cas de bulle⁵⁸.

Et quand bien même les bulles seraient particulièrement fréquentes, les autorités monétaires devraient se montrer très prudentes envers les cours boursiers, car elles doivent avoir conscience que :

- l'impact de la politique monétaire sur les prix d'actifs est aléatoire ;
- la valeur d'équilibre des prix d'actifs est méconnue.

L'incidence de ces deux incertitudes n'a pas été précisément étudiée dans ce chapitre. Mais le principe de *conservatisme* à la Brainard et l'effet d'*atténuation* – formellement étudiés dans le cas du taux de change⁵⁹ – suggèrent que les banques centrales devraient se montrer très prudente vis-à-vis des prix d'actifs. Concrètement, le coefficient de réaction optimal associé aux cours boursiers devrait être plus faible que celui déterminé dans l'exercice présent. Autrement dit, si l'apport des cibles de prix d'actifs est déjà faible au vu des résultats, il l'est très certainement encore plus en pratique. Pour corrolaire, l'avantage relatif du provisionnement dynamique doit être plus important.

En effet, en instaurant des garde-fous, la politique prudentielle présente d'abord l'avantage d'éviter que l'économie ne bascule d'un contexte financier normalisé à un contexte de fragilité financière⁶⁰. Par exemple, l'obligation pour les banques de constituer instantanément des provisions sur les crédits octroyés (qui rognent la richesse nette des banques) conduit à une dégradation inhérente des conditions auxquelles elles se financent, et bride par conséquent l'octroi massif de crédits. Le provisionnement dynamique entrave ainsi la formation d'un épisode euphorique, synonyme d'affaiblissement de la structure financière des bilans. Ce faisant, une politique réglementaire à vocation contra-cycle tend à dispenser les banques centrales de changements de régime.

Ensuite, si une politique prudentielle contra-cyclique est profitable quel que soit le contexte financier, elle l'est aussi quelle que soit la nature du choc enregistré par l'économie. Elle exempte donc les autorités de la recherche fastidieuse de l'origine des chocs. Comme les banques centrales ne sont pas en mesure d'évaluer avec certitude si l'évolution observée des prix d'actifs est conforme ou non aux fondamentaux, les erreurs de jugement ont ainsi moins d'incidence sur la stabilité macroéconomique.

⁵⁸Cet arbitrage est d'ailleurs d'autant plus profitable que les mesures prudentielles veillent par ailleurs à la stabilité financière, mieux que ne peut le faire la seule politique monétaire.

⁵⁹Cf. chapitre 3 p.154.

⁶⁰Cet argument ne peut pas être étudié dans le modèle où les deux contextes financiers considérés sont caractérisés par deux états stationnaires différents. Or il n'est pas possible de passer de l'un à l'autre en dynamique. Il n'empêche que, comme le contexte fragile est souvent le résultat d'un épisode de myopie face au désastre, la politique prudentielle a un rôle à jouer.

De plus, pour peu que les autorités monétaires se montrent en tout temps rigoureuses, des mesures réglementaires d'ordre prudentiel les dégagent de toute responsabilité en cas de troubles financiers. Elles évitent ainsi toute politique destinée à lutter contre une bulle, dont le résultat très incertain pourrait atteindre la crédibilité de la banque centrale.

Enfin, si les mesures réglementaires préventives ne sont pas sensibles à la nature des chocs, ni au contexte financier, leur légitimité n'est pas remise en cause non plus par l'incertitude qui vise en revanche les cibles de prix d'actifs. En prévenant les déséquilibres financiers, les mesures prudentielles contra-cycliques renforcent également la stabilité macroéconomique.

Cette analyse conduit donc à reconnaître la supériorité des politiques prudentielles contra-cycliques sur les cibles de prix d'actifs pour combattre efficacement les effets des déséquilibres financiers. Mais il reste que bon nombre de ces mesures sont en réalité procycliques. C'est le cas en particulier du seuil d'exigence qui vise le ratio Cooke (cf. chapitre 5). S'il permet de mieux saisir les risques encourus par les établissements de crédit, de nombreux travaux stipulent que le ratio McDonough prévu par Bâle II connaîtra les mêmes travers. Il serait donc intéressant d'évaluer, dans le cadre du modèle complet, les avantages comparés d'un ratio d'exigence en fonds propres contra-cyclique par rapport au ratio Cooke.

7.3 Conclusion

Ce chapitre a permis de souligner les lacunes d'une règle monétaire augmentée d'une cible de prix d'actifs. Pour en arriver là, l'analyse s'est d'abord appuyée sur les travaux accumulés depuis quelques années sur cette question. Les économistes, en majorité dubitatifs quant aux cibles de prix d'actifs, relèvent plusieurs difficultés.

En premier lieu, comme la réponse optimale aux mouvements financiers dépend de la nature des chocs, il est inconcevable d'ériger un lien systématique entre les variables financières et l'instrument de politique monétaire. Ce résultat rend complexe la conduite de la politique monétaire lorsque l'économie est frappée par un choc dont la nature est difficile à apprécier, ou lorsque deux chocs se manifestent simultanément (choc de productivité et bulle en particulier). La délicate identification de la nature des chocs constitue de ce fait une première forme d'incertitude à laquelle les autorités souhaitant fonder leurs décisions sur les mouvements de prix d'actifs sont confrontées. Une orientation destinée à crever une bulle qui en réalité serait une appréciation conforme aux fondamentaux est assurément dommageable en ce qu'elle bride la croissance. Les modélisations théoriques confirment ces préjugés.

À cette difficulté s'ajoutent deux autres formes d'incertitude. D'abord, eu égard aux mécanismes asymétriques de transmission des prix d'actifs reposant sur l'accélérateur financier et le canal des fonds propres bancaires, l'impact des mouvements financiers sur l'économie réelle est variable. Ensuite, l'impact des décisions des banquiers centraux sur les prix d'actifs est lui-même incertain, ce qui peut entamer la crédibilité de la politique mo-

nétaire. Suivant le principe de conservatisme de Brainard, cette ignorance devrait conduire la banque centrale à se montrer très prudente envers les prix d'actifs.

Certes, différentes observations et certains arguments viennent éclaircir ces zones d'ombre. D'une part, l'expérience permet de relever un lien étroit entre les mouvements des prix d'actifs et le crédit. Le contrôle incertain des premiers peut donc être corrigé par le contrôle du second. D'autre part, pour ce qui concerne l'impact incertain des prix d'actifs sur l'activité, nombreuses sont les études qui révèlent (*ex post*) certaines régularités empiriques présageant l'imminence d'une crise financière. Ce *contexte* est caractérisé par une croissance rapide du crédit, des prix d'actifs et de l'accumulation de capital, conjointement à un système financier initialement vulnérable (fort endettement et faible niveau de capital), incapable d'encaisser les effets d'un choc. Mais l'incertitude ne peut être complètement levée.

L'idée selon laquelle l'identification de *contextes* financiers propices à l'émergence de difficultés sur le système de paiement doit guider les banques centrales dans leur réponse aux mouvements financiers est particulièrement séduisante. C'est d'ailleurs en ces termes que Bordo & Jeanne (2002) contribuent à insuffler une nouvelle tournure à la littérature sur les cibles de prix d'actifs. Selon eux, pour éviter que les mouvements financiers dégénèrent en *credit crunch*, une banque centrale a deux options. Soit elle adopte un comportement *réactif*, conforme à une règle de Taylor standard. Soit elle observe une attitude *préventive* : elle se montre plus agressive (que ce que suggère la règle de Taylor standard) à l'encontre des écarts d'inflation et d'output à leurs cibles respectives, et répond explicitement à d'autres variables éloquentes telles que les prix d'actifs, le crédit, les *spreads* de taux, etc. Parce qu'il est extrêmement difficile de stimuler l'activité économique quand les agents sont en proie à des problèmes de solvabilité, les autorités arbitrent alors en faveur d'un petit sacrifice en croissance aujourd'hui contre la certitude de ne pas avoir à endurer un *credit crunch* demain. Le choix d'un régime (*préventif* ou *réactif*) dépend donc de l'environnement financier.

L'alternance des contextes financiers imposerait donc des *changements de régime* dans la conduite de la politique monétaire. En même temps, si la structure du bilan des banques et des firmes est un facteur déterminant de leur vulnérabilité aux chocs (en particulier financiers), la politique prudentielle a un rôle important à jouer. La seconde partie de ce chapitre vise à étudier ces deux points, en s'appuyant sur le modèle complet développé dans le chapitre 6.

D'abord, il est démontré que la réponse aux prix d'actifs doit être conditionnelle à la nature des chocs. Comme Cecchetti et al. (2000*b*), nous montrons qu'une cible de prix d'actifs est adaptée en cas de choc financier (bulle). Il est même précisé que le coefficient de réaction optimal afférant aux cours boursiers est malgré tout assez faible et que les gains associés, par rapport à la règle de Taylor standard, sont très mesurés. Comme Bernanke & Gertler (1999), nous montrons également qu'une réaction aux mouvements boursiers n'est pas souhaitable dès lors que l'économie connaît un choc de productivité. Un examen complémentaire indique que les réserves de ces auteurs au sujet des cibles de prix d'actifs

en cas de bulle tiennent à l'hypothèse implicite selon laquelle la banque centrale n'a aucune prise sur la bulle.

Ensuite, l'étude des règles monétaires optimales suivant deux *contextes* financiers particuliers (environnement de base et environnement de fragilité) a permis de préciser l'idée de changements de régime et de souligner en même temps les facteurs pouvant dicter le basculement d'une politique *réactive* à une politique *préventive*. Les résultats sont très éloquents. À choc donné, un contexte de fragilité financière, représenté par une faible capitalisation des banques, exige une réaction plus agressive de la banque centrale à l'encontre des variations de l'inflation et de l'output (par rapport à un *contexte* « normal »). En outre, si une cible de prix d'actifs est appropriée pour atténuer les effets d'une bulle dans un *contexte* financier « normal », elle ne convient pas dans un *contexte* de fragilité des bilans. En effet, comme les mécanismes amplificateurs de l'accélérateur financier et du canal des fonds propres bancaires sont attisés par la fragilité des bilans, les variables macroéconomiques (dont l'inflation et l'output) sont plus réactives aux chocs. Il est alors trop coûteux pour la banque centrale de se détourner de ses objectifs prioritaires de stabilité de l'inflation et de l'activité. Ce résultat est cohérent : lorsque la banque centrale observe le développement d'une bulle dans un environnement fragilisé, il est trop tard pour conduire une politique *préventive*. De plus, eu égard aux enseignements du canal du capital bancaire, la politique monétaire est impuissante à relancer une économie en proie à un *capital crunch*.

Par conséquent, c'est quand l'économie est au bord d'une crise financière que le lissage des prix d'actifs par la banque centrale est le moins souhaitable (parce que trop coûteux). Le mieux qu'elle puisse faire consiste à se concentrer avec vigueur sur ses seules variables objectifs, afin de juguler les effets réels de la bulle et d'envoyer un signal attestant de son opiniâtreté à le faire.

Ce résultat soutient effectivement la nécessité de changements de régimes dans la conduite de la politique monétaire. Mais, en même temps, il atteste des difficultés qui accompagnent la mise en œuvre d'une telle stratégie. En particulier, il apparaît difficile de justifier que la banque centrale lisse l'évolution des prix d'actifs en cas de bulle dans un *contexte* financier normalisé, mais qu'elle doit y renoncer quand un retournement financier fait peser une menace importante. En somme, une stratégie de politique monétaire à changements de régime exige des efforts monumentaux de communication et de justification. Or, l'expérience des banques centrales qui se sont appuyées sur les ICM – dont la mise en œuvre exige également une communication particulièrement subtile – témoigne des difficultés de l'exercice.

Comme le *contexte* financier est un facteur de basculement d'un régime à un autre, et comme la politique monétaire n'est pas suffisante pour assurer la stabilité financière (le délitement des structures de bilan des firmes et des banques peut intervenir dans un contexte de stabilité macroéconomique), la politique prudentielle constitue un instrument de régulation incontournable. Si ses effets sont contra-cycliques, ils devraient juguler l'abondance de prêts en période de boom et la contraction excessive de l'activité de crédit en période de mauvaise conjoncture. Dès lors, une telle politique prévient la dégradation de la struc-

ture du bilan des banques et des firmes. Au final, elle rend moins utile les changements de régimes.

C'est ce qu'indique la suite des simulations, où la politique prudentielle préventive et contra-cyclique est matérialisée par une politique de provisionnement dynamique. Plus précisément, nous montrons d'abord que cette dernière atténue l'amplification des cycles. Comme les banques jouissent de provisions préalablement enregistrées, la diminution de leurs fonds propres est moins brutale en cas de choc récessif. *In fine*, le durcissement des conditions de financement est moins marqué. Ensuite, les bénéfices liés au provisionnement dynamique sont indépendants de la nature des chocs. Enfin, contrairement à une cible de prix d'actifs, c'est quand l'économie connaît une période de fragilité financière que son apport est le plus probant. Si bien qu'une politique de provisionnement prospectif fait davantage baisser la perte des autorités monétaires qu'une règle augmentée des cours boursiers. Ainsi, il est d'autant moins nécessaire aux banquiers centraux de réagir aux mouvements des prix d'actifs que la politique prudentielle agit de façon contra-cyclique sur le comportement des banques.

Enfin, comme la réaction aux mouvements boursiers n'est valable qu'en cas de bulle (et pas en cas de choc d'offre) dans un *contexte* normal, le coefficient de réaction optimal associé aux prix d'actifs devrait en fait dépendre de la fréquence et de la variance des chocs d'offre et des chocs financiers. À ce stade, la réponse est donc essentiellement empirique. Ceci étant, eu égard aux différentes formes d'incertitude évoquées dans la première section, le coefficient de réaction associé aux prix d'actifs doit tendre vers zéro sous l'effet des principes de *conservatisme* et d'*atténuation*.

Par conséquent, la meilleure attitude que la banque centrale puisse observer consiste à réagir avec vigueur à ses seules variables objectifs, et laisser le soin à la politique prudentielle de traiter la vulnérabilité des agents aux mouvements financiers. Par exemple, en même temps qu'elle assainit les bilans et les pratiques bancaires, une politique réglementaire de type provisionnement dynamique limite le risque de spirale crédits-prix d'actifs (et donc l'occurrence de bulles). Il reste néanmoins que certaines mesures prudentielles ont plutôt tendance à peser de manière pro-cyclique sur les établissements financiers. C'est le cas des normes réglementaires de fonds propres, qui impliquent une contraction du crédit quand le cycle est bas et autorisent une abondance de prêts quand le cycle est haut. Si le ratio McDonough, devant succéder au ratio Cooke, offre une meilleure appréciation des risques de crédit, il ne résout pas ce problème. À la lumière de cette réflexion, il est pourtant urgent de se pencher sur cette question.

7.4 Annexes du chapitre 7

7.4.1 Les caractéristiques des krachs boursiers américains

Voir page suivante

7.4.2 Détails des résultats de la section 7.2

Notes : Les tableaux qui suivent constituent un échantillon des centaines de combinaisons $(\beta_\pi; \beta_y; \beta_z)$ balayées pour déterminer celles qui minimisent la *perte 1* et la *perte 2*. Un choc unique de politique monétaire ($\epsilon^i = \pm 1.0$), technologique ($\zeta^a = \pm 1.0$) ou financier est simulé en première période. Le choc financier correspond à une bulle qui se développe pendant un an et explose au cinquième trimestre. L'explosion de la bulle n'est pas anticipée par les agents. Les variances qui composent les pertes sont calculées sur les 20 premiers trimestres.

Pour déterminer les règles optimales dans les deux *contextes*, suite à chaque type de chocs, la procédure consiste à établir un premier ensemble du type : $\{(\beta_\pi = 2.0; 2.5; 3.0; 3.5; \mathbf{4.0}; 4.5), (\beta_y = 0.0; 0.3; \mathbf{0.6}; 0.9; 1.2; 1.5), (\beta_z = \mathbf{0.0}; 0.2; 0.4; 0.6; 0.8; 1.0)\}$. Dans cet exemple, la meilleure règle parmi les 216 considérées est celle qui permet d'obtenir la perte la plus faible étant donné le choc survenu en première période. Mais pour plus de précisions, plusieurs étapes sont nécessaires. Les paramètres jugés optimaux à cette issue (ils figurent en gras dans l'exemple) permettent de raccourcir les intervalles. Non seulement on se rapproche alors de la règle optimale, mais en plus ce procédé évite d'avoir à rechercher dans des zones assurément infructueuses au vu de l'étape (ou des étapes) précédente(s). En suivant le même exemple, une deuxième série de balayage est alors menée avec le nouvel ensemble $\{(\beta_\pi = 3.5; 3.7; 3.9; 4.1; 4.3; 4.5); (\beta_y = 0.3; 0.42; 0.54; 0.66; 0.78; 0.9); (\beta_z = 0.0; 0.04; 0.08; 0.12; 0.16; 0.2)\}$. Un certain nombre d'étapes fondées sur cette méthode sont répliquées jusqu'à ce que les pas (différences entre 2 valeurs de paramètres dans les sous-ensembles précédents) de β_π , de β_y et de β_z atteignent respectivement 0.1, 0.05 et 0.01. La meilleure règle obtenue peut alors être considérée comme la règle optimale (conditionnellement à la perte à laquelle elle se rattache).

Suivant cette logique, les tableaux 7.3 à 7.10 rapportent certains résultats représentatifs des régularités observées. À chacune des règles rapportées sont associées les valeurs des variances de l'output, de l'inflation et du taux d'intérêt, des pertes et l'*apport* de z . Ce dernier traduit la diminution (si l'apport est négatif) ou l'augmentation (s'il est positif) de la perte (en pourcentage) induite par la prise en compte des prix d'actifs, par rapport au cas où $\beta_z = 0$.

Enfin, les tableaux 7.11 à 7.16 retranscrivent les valeurs de *perte 1* et *perte 2* obtenues sous l'égide d'une procédure de provisionnement statique et dynamique (cibles de prix d'actifs mises à part). La première constitue la référence par rapport à laquelle les *gains* (exprimés en pourcentage) du provisionnement prospectif sont évalués. Pour chaque choc, la moyenne des gains figure en bas des tableaux. Comme pour les cibles de prix d'actifs, cet examen est réalisé dans les deux *contextes* financiers.

Date	Ampleur du krach	Contexte et conséquence conjoncturelles	Hausse du <i>spread</i> ?	Comportement des autorités monétaires	Crise financière ?
1903	-16% (DJ) entre janvier et octobre -26.8% (Indice Cowles) entre janv. et sept.	contraction modérée de l'activité à partir de 1903	non	offre importante de liquidités	non
1907	-9.7% en mars, -8.2% en août -11.3% en oct. et -10.9% en nov.	forte diminution (après le krach)	oui	réponse tardive et timorée	oui (paniques bancaires)
1917	-33.8% (DJ) entre nov. 1916 et nov. 1917 -44.4% en termes réels	croissance	oui oui	—	oui (très modérée)
1920	-31.8% (DJ) entre dec. 1919 et dec. 1920	récession de janv. 1920 à juillet 1921	oui	politique rigoureuse de lutte contre l'inflation	oui (faillites bancaires)
1929	-24% les 28 et 29 octobre	début de récession	non	maintien d'une politique visant à combattre la bulle	
1930 - 33	-19.6% et -25% resp. en oct. et nov.	forte récession	oui	puis comportement de prêteur en dernier ressort	oui
1937	-22.4% entre sept. et dec.	entrée en récession juste avant le krach	oui	politique restrictive au début 37 (contre l'expansion du crédit)	oui (faillites bancaires)
1940	-20.0% entre mai et juin	Déclin de l'activité dès Q1 40 sans récession	(très brutale) oui mais faible et sur courte période	politique expansionniste <i>de facto</i> (entrée d'or)	non (bonnes conditions initiales)
1946	-12% en sept (DJ) -14.7% en sept. (S&P500)	reprise économique	non	croissance continue de la masse monétaire	non (système financier déjà assaini)
1962	-20.6% (DJ) ; -20.9% (S&P500) entre avril et juin	pleine expansion (entre fév. 61 et dec. 69)	oui mais très faiblement	conditions monétaires neutres	non
1969 -70	-30.6% entre mai et juin	récession (légère)	oui	La fed encourage l'activité de crédit	oui , mais modérée grâce à l'intervention de la Fed
1973 -74	-14% (DJ) en nov. 73 ; -30.4% (DJ) et entre oct. 73 et oct. 74	retournement conjoncturel conjointement au krach	oui, très forte	—	oui , car conditions initiales défavorables
1987	-22.6% le 19/10 (DJ) -23.2% en oct.	croissance positive, aucun impact du krach	oui en oct. puis rapide baisse	hausse des taux en sept. puis action de PDR	non
1990	-10% (DJ) en août -15.9% en octobre	récession modérée à partir d'août 90	oui (forte)	—	oui , mais faible (surtout fonds d'épargne)
2000	-17% (S&P500) et -60% (Nasdaq) entre mars 2000 et avril 2001	amorce d'une récession	non	assouplissement très marqué	non

(DJ) = Dow Jones. Synthèse de l'analyse de Mishkin & White (2003).

TAB. 7.2: Caractéristiques principales des 15 krachs boursiers identifiés par Mishkin & White (2003)

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte 1	Apport de z	Perte 2	Apport de z
1.3	0.5	0.0	0.801	0.362	0.188	0.541		0.409	
1.3	0.5	0.1	0.758	0.327	0.167	0.498	-7.87	0.369	-9.78
1.3	0.5	0.5	0.630	0.233	0.145	0.389	-28.1	0.270	-34.06
1.3	1.0	0.0	0.429	0.372	0.342	0.474		0.457	
1.3	1.0	0.1	0.416	0.352	0.324	0.452	-4.64	0.433	-5.26
1.3	1.0	0.5	0.374	0.288	0.268	0.381	-19.71	0.355	-22.32
1.3	1.1	0.0	0.395	0.376	0.355	0.471		0.465	
1.3	1.1	0.1	0.385	0.358	0.338	0.451	-4.23	0.443	-4.73
1.3	1.1	0.5	0.348	0.299	0.285	0.385	-18.17	0.371	-20.32
2.0	0.0	0.0	1.389	0.633	0.561	1.000		0.773	
2.0	0.0	0.1	1.253	0.56	0.505	0.894	-10.58	0.686	-11.23
2.0	0.0	0.5	0.906	0.376	0.370	0.627	-37.24	0.469	-39.38
2.0	0.5	0.0	0.715	0.270	0.187	0.450		0.316	
2.0	0.5	0.1	0.678	0.251	0.181	0.424	-5.63	0.297	-6.23
2.0	0.5	0.5	0.563	0.196	0.170	0.349	-22.43	0.239	-24.47
2.0	1.0	0.0	0.484	0.185	0.119	0.304		0.214	
2.0	1.0	0.1	0.467	0.177	0.121	0.294	-3.28	0.207	-3.38
2.0	1.0	0.5	0.411	0.152	0.130	0.262	-13.73	0.185	-13.7
2.0	1.1	0.0	0.455	0.178	0.119	0.291		0.208	
2.0	1.1	0.1	0.440	0.172	0.121	0.282	-2.98	0.202	-3
2.0	1.1	0.5	0.390	0.15	0.130	0.254	-12.57	0.182	-12.32
3.0	0.0	0.0	0.763	0.298	0.269	0.505		0.365	
3.0	0.0	0.1	0.727	0.28	0.259	0.478	-5.17	0.344	-5.68
3.0	0.0	0.5	0.612	0.223	0.230	0.397	-21.31	0.280	-23.29
3.0	0.5	0.0	0.531	0.19	0.166	0.334		0.232	
3.0	0.5	0.1	0.514	0.182	0.165	0.322	-3.5	0.223	-3.92
3.0	0.5	0.5	0.455	0.153	0.161	0.284	-15.1	0.193	-16.66
3.0	1.0	0.0	0.409	0.141	0.125	0.253		0.172	
3.0	1.0	0.1	0.398	0.136	0.126	0.247	-2.45	0.168	-2.64
3.0	1.0	0.2	0.389	0.132	0.127	0.241	-4.75	0.164	-5.09
3.0	1.0	0.5	0.362	0.12	0.131	0.225	-10.77	0.153	-11.38
3.0	1.1	0.0	0.391	0.135	0.121	0.242		0.165	
3.0	1.1	0.1	0.381	0.131	0.122	0.236	-2.28	0.161	-2.43
3.0	1.1	0.5	0.348	0.116	0.127	0.218	-10.06	0.148	-10.46
3.0	1.1	1.0	0.315	0.103	0.134	0.200	-17.4	0.136	-17.57
4.0	0.5	0.0	0.432	0.148	0.152	0.271		0.186	
4.0	0.5	0.1	0.422	0.143	0.151	0.264	-2.48	0.181	-2.77
4.0	0.5	0.5	0.385	0.125	0.152	0.241	-11.08	0.163	-12.22
4.0	1.0	0.0	0.352	0.117	0.126	0.219		0.148	
4.0	1.0	0.1	0.345	0.113	0.126	0.215	-1.87	0.145	-2.04
4.0	1.0	0.5	0.320	0.102	0.130	0.200	-8.47	0.135	-9.08
4.0	1.1	0.0	0.339	0.112	0.122	0.211		0.143	
4.0	1.1	0.1	0.333	0.109	0.123	0.207	-1.77	0.140	-1.91
4.0	1.1	0.5	0.310	0.099	0.127	0.194	-8.02	0.130	-8.5
4.0	1.25	0.0	0.322	0.106	0.118	0.200		0.136	
4.0	1.25	0.1	0.317	0.104	0.119	0.197	-1.63	0.133	-1.73
4.0	1.25	0.5	0.296	0.094	0.123	0.186	-7.4	0.125	-7.71
4.0	1.5	0.0	0.297	0.098	0.112	0.186		0.126	
4.0	1.5	0.1	0.292	0.096	0.113	0.183	-1.42	0.124	-1.46
4.0	1.5	0.5	0.275	0.089	0.118	0.174	-6.46	0.118	-6.48
4.0	1.5	1.0	0.255	0.081	0.125	0.164	-11.55	0.112	-11.23
4.5	1.5	0.0	0.282	0.091	0.112	0.177		0.119	
4.5	1.5	0.1	0.278	0.089	0.113	0.174	-1.29	0.118	-1.34
4.5	1.5	1.0	0.246	0.076	0.124	0.158	-10.68	0.107	-10.54

TAB. 7.3: Performances des règles - choc de politique monétaire - Contexte de base

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte 1	Apport de z	Perte 2	Apport de z
1.3	0.5	0.0	2.049	1.166	0.794	1.630		1.365	
1.3	0.5	0.1	1.569	0.903	0.575	1.246	-23.53	1.047	-23.32
1.3	0.5	0.5	0.79	0.531	0.318	0.688	-57.8	0.610	-55.29
1.3	1.0	0.0	0.584	0.642	0.478	0.744		0.761	
1.3	1.0	0.1	0.533	0.616	0.473	0.709	-4.63	0.734	-3.51
1.3	1.0	0.5	0.388	0.562	0.481	0.630	-15.27	0.683	-10.32
1.3	1.1	0.0	0.500	0.643	0.519	0.730		0.773	
1.3	1.1	0.1	0.460	0.625	0.517	0.705	-3.43	0.755	-2.4
1.3	1.1	0.5	0.342	0.588	0.532	0.647	-11.33	0.721	-6.73
2.0	0.0	0.0	0.686	1.856	3.182	2.300		2.651	
2.0	0.0	0.1	0.705	1.864	3.169	2.308	0.36	2.656	0.17
2.0	0.0	0.5	0.960	2.185	3.628	2.725	18.45	3.092	16.62
2.0	0.5	0.0	4.951	5.824	10.03	8.071		8.333	
2.0	0.5	0.1	3.854	4.519	7.785	6.266	-22.36	6.466	-22.41
2.0	0.5	0.5	2.028	2.354	4.063	3.272	-59.46	3.370	-59.56
2.0	1.0	0.0	0.965	0.755	1.362	1.158		1.095	
2.0	1.0	0.1	0.911	0.713	1.292	1.095	-5.44	1.036	-5.4
2.0	1.0	0.5	0.744	0.585	1.081	0.903	-22.02	0.856	-21.89
2.0	1.1	0.0	0.844	0.617	1.126	0.966		0.898	
2.0	1.1	0.1	0.802	0.586	1.076	0.920	-4.8	0.855	-4.77
2.0	1.1	0.5	0.669	0.491	0.922	0.775	-19.81	0.721	-19.68
3.0	0.0	0.0	1.474	0.903	1.763	1.515		1.344	
3.0	0.0	0.1	1.352	0.824	1.619	1.387	-8.47	1.228	-8.6
3.0	0.0	0.5	1.017	0.605	1.223	1.034	-31.74	0.911	-32.23
3.0	0.5	0.0	0.791	0.421	0.826	0.738		0.627	
3.0	0.5	0.1	0.754	0.398	0.789	0.702	-4.87	0.595	-5.05
3.0	0.5	0.5	0.636	0.326	0.675	0.588	-20.37	0.495	-21.11
3.0	1.0	0.0	0.544	0.255	0.508	0.469		0.382	
3.0	1.0	0.1	0.526	0.244	0.494	0.452	-3.48	0.368	-3.72
3.0	1.0	0.2	0.510	0.235	0.480	0.437	-6.73	0.355	-7.18
3.0	1.0	0.5	0.467	0.209	0.445	0.397	-15.24	0.320	-16.25
3.0	1.1	0.0	0.512	0.234	0.469	0.435		0.352	
3.0	1.1	0.1	0.497	0.225	0.456	0.421	-3.3	0.339	-3.54
3.0	1.1	0.5	0.443	0.193	0.414	0.372	-14.53	0.297	-15.59
4.0	0.5	0.0	0.552	0.243	0.503	0.461		0.369	
4.0	0.5	0.1	0.535	0.233	0.490	0.446	-3.29	0.356	-3.52
4.0	0.5	0.5	0.477	0.200	0.443	0.394	-14.51	0.311	-15.54
4.0	1.0	0.0	0.427	0.174	0.365	0.341		0.265	
4.0	1.0	0.1	0.417	0.168	0.358	0.332	-2.58	0.257	-2.84
4.0	1.0	0.5	0.381	0.148	0.333	0.301	-11.67	0.231	-12.82
4.0	1.1	0.0	0.408	0.164	0.345	0.323		0.25	
4.0	1.1	0.1	0.399	0.159	0.338	0.315	-2.48	0.243	-2.74
4.0	1.1	0.5	0.367	0.140	0.317	0.287	-11.23	0.219	-12.4
4.0	1.25	0.0	0.383	0.151	0.318	0.300		0.230	
4.0	1.25	0.1	0.375	0.146	0.313	0.293	-2.33	0.224	-2.6
4.0	1.25	0.5	0.347	0.130	0.294	0.268	-10.62	0.203	-11.81
4.0	1.5	0.0	0.348	0.133	0.280	0.267		0.203	
4.0	1.5	0.1	0.342	0.129	0.276	0.262	-2.12	0.198	-2.39
4.0	1.5	0.5	0.318	0.115	0.262	0.241	-9.72	0.181	-10.94
4.0	1.5	1.0	0.293	0.101	0.249	0.220	-17.57	0.163	-19.7
4.5	1.5	0.0	0.325	0.120	0.259	0.246		0.184	
4.5	1.5	0.1	0.319	0.117	0.256	0.241	-1.9	0.181	-2.15
4.5	1.5	1.0	0.278	0.093	0.234	0.207	-15.94	0.151	-17.98

TAB. 7.4: Performances des règles - choc de politique monétaire - Contexte de fragilité

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte 1	Apport de z	Perte 2	Apport de z
1.3	1.0	0.0	0.302	0.339	0.254	0.391		0.402	
1.3	1.0	0.1	0.299	0.340	0.257	0.392	0.2	0.404	0.46
1.3	1.0	0.5	0.290	0.346	0.269	0.396	1.29	0.413	2.61
1.3	1.25	0.0	0.292	0.367	0.287	0.416		0.439	
1.3	1.25	0.1	0.290	0.368	0.289	0.417	0.14	0.441	0.36
1.3	1.25	0.5	0.281	0.373	0.301	0.421	1.0	0.448	2.1
1.3	1.5	0.0	0.282	0.391	0.315	0.437		0.470	
1.3	1.5	0.1	0.280	0.392	0.318	0.438	0.11	0.471	0.29
1.3	1.5	0.5	0.271	0.396	0.328	0.441	0.82	0.478	1.76
2.0	0.0	0.0	0.606	0.098	0.162	0.291		0.139	
2.0	0.0	0.1	0.561	0.075	0.139	0.256	-12.1	0.110	-20.61
2.0	0.0	0.5	0.455	0.076	0.099	0.215	-26.25	0.101	-27.06
2.0	0.5	0.0	0.371	0.172	0.124	0.263		0.203	
2.0	0.5	0.1	0.365	0.179	0.131	0.268	1.98	0.212	4.64
2.0	0.5	0.5	0.345	0.205	0.157	0.286	8.96	0.244	20.44
2.0	0.75	0.0	0.338	0.234	0.186	0.312		0.281	
2.0	0.75	0.1	0.334	0.239	0.191	0.315	1.06	0.287	2.06
2.0	0.75	0.5	0.322	0.255	0.209	0.328	5.02	0.308	9.53
3.0	0.0	0.0	0.556	0.041	0.098	0.220		0.065	
3.0	0.0	0.1	0.540	0.034	0.091	0.209	-5.11	0.057	-12.48
3.0	0.0	0.5	0.488	0.048	0.078	0.199	-9.37	0.067	3.27
3.0	0.0	0.75	0.464	0.066	0.079	0.205	-6.54	0.086	32.43
3.0	0.0	1.0	0.444	0.084	0.085	0.214	-2.8	0.106	62.32
3.0	0.5	0.0	0.438	0.102	0.072	0.221		0.120	
3.0	0.5	0.1	0.431	0.109	0.079	0.226	2.06	0.129	7.28
3.0	0.5	0.5	0.408	0.134	0.104	0.243	9.75	0.160	33.58
3.0	0.75	0.0	0.405	0.148	0.114	0.254		0.177	
3.0	0.75	0.1	0.400	0.154	0.120	0.258	1.49	0.184	3.91
3.0	0.75	0.5	0.383	0.174	0.141	0.272	7.09	0.209	18.3
3.0	1.0	0.0	0.381	0.188	0.154	0.284		0.227	
3.0	1.0	0.1	0.377	0.192	0.159	0.287	1.11	0.232	2.47
3.0	1.0	0.5	0.363	0.209	0.176	0.299	5.32	0.253	11.71
3.0	1.5	0.1	0.342	0.258	0.227	0.34a	0.68	0.314	1.27
3.0	1.5	0.5	0.333	0.270	0.240	0.349	3.32	0.330	6.15
4.0	0.75	0.0	0.445	0.107	0.081	0.229		0.127	
4.0	0.75	0.1	0.441	0.112	0.086	0.232	4.04	0.133	12.31
4.0	0.75	0.5	0.425	0.130	0.104	0.244	9.69	0.156	31.54
4.0	1.0	0.0	0.423	0.139	0.110	0.252		0.166	
4.0	1.0	0.1	0.420	0.143	0.115	0.255	1.16	0.172	3.16
4.0	1.0	0.5	0.407	0.159	0.132	0.266	5.65	0.192	15.19
4.0	1.25	0.0	0.405	0.168	0.139	0.274		0.203	
4.0	1.25	0.1	0.402	0.171	0.143	0.276	0.96	0.207	2.28
4.0	1.25	0.5	0.391	0.185	0.158	0.287	4.67	0.225	11.03
4.0	1.5	0.0	0.390	0.194	0.167	0.295		0.236	
4.0	1.5	0.1	0.387	0.198	0.170	0.297	0.8	0.240	1.74
4.0	1.5	0.5	0.377	0.210	0.184	0.306	3.92	0.256	8.45
4.5	0.108	0.0	0.532	0.018	0.065	0.189		0.0345	
4.5	0.108	0.1	0.525	0.021	0.064	0.188	-0.19	0.037	7.94
4.5	0.108	0.5	0.499	0.041	0.064	0.195	3.19	0.057	65.79
4.5	0.144	0.0	0.526	0.020	0.061	0.187		0.0351	
4.5	0.144	0.1	0.519	0.024	0.06	0.188	0.4	0.039	11.78
4.5	0.144	0.5	0.495	0.045	0.063	0.196	4.66	0.061	73.51
4.5	0.5	0.0	0.482	0.063	0.052	0.202		0.076	
4.5	0.5	0.1	0.477	0.068	0.056	0.205	1.52	0.082	8.03
4.5	0.5	0.5	0.459	0.087	0.072	0.217	7.58	0.105	38.87
4.5	1.25	0.0	0.421	0.149	0.122	0.261		0.179	
4.5	1.25	0.1	0.418	0.152	0.126	0.264	0.96	0.184	2.48
4.5	1.25	0.5	0.408	0.166	0.140	0.273	4.71	0.201	12.0
4.5	1.5	0.0	0.407	0.174	0.147	0.280		0.210	
4.5	1.5	0.1	0.404	0.177	0.150	0.282	0.82	0.214	1.91
4.5	1.5	0.5	0.394	0.189	0.163	0.291	4.023	0.230	9.27

TAB. 7.5: Performances des règles - choc technologique - Contexte de base

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte 1	Apport de z	Perte 2	Apport de z
1.3	0.5	0.0	0.632	0.535	0.503	0.690		0.660	
1.3	0.5	0.1	0.520	0.467	0.440	0.593	-14.07	0.577	-12.68
1.3	0.5	0.5	0.361	0.364	0.337	0.447	-35.14	0.448	-32.18
1.3	0.75	0.0	0.440	0.444	0.404	0.543		0.545	
1.3	0.75	0.1	0.407	0.422	0.385	0.514	-5.51	0.518	-4.9
1.3	0.75	0.5	0.335	0.372	0.340	0.446	-17.93	0.457	-16.02
1.3	1.0	0.0	0.376	0.428	0.384	0.509		0.525	
1.3	1.0	0.1	0.359	0.416	0.374	0.492	-3.26	0.510	-2.86
1.3	1.0	0.5	0.312	0.383	0.347	0.449	-11.84	0.470	-10.37
1.3	1.25	0.0	0.337	0.428	0.382	0.496		0.524	
1.3	1.25	0.1	0.325	0.419	0.375	0.485	-2.3	0.513	-2
1.3	1.25	0.5	0.290	0.395	0.356	0.452	-8.87	0.484	-7.66
1.3	1.5	0.0	0.304	0.433	0.387	0.491		0.530	
1.3	1.5	0.1	0.295	0.426	0.382	0.483	-1.76	0.522	-1.51
1.3	1.5	0.5	0.268	0.407	0.370	0.457	-6.91	0.499	-5.85
2.0	0.5	0.0	0.421	0.190	0.419	0.364		0.295	
2.0	0.5	0.1	0.374	0.133	0.260	0.270	-25.7	0.198	-32.7
2.0	0.5	0.5	0.323	0.185	0.146	0.263	-27.71	0.222	-24.73
2.0	0.75	0.0	0.319	0.275	0.270	0.356		0.343	
2.0	0.75	0.1	0.317	0.283	0.281	0.363	1.98	0.353	2.87
2.0	0.75	0.5	0.309	0.305	0.310	0.384	7.76	0.382	11.45
2.0	1.0	0.0	0.313	0.350	0.376	0.433		0.444	
2.0	1.0	0.1	0.310	0.352	0.378	0.434	0.31	0.446	0.6
2.0	1.0	0.5	0.302	0.360	0.386	0.439	1.56	0.457	2.93
2.0	1.25	0.0	0.305	0.392	0.429	0.473		0.499	
2.0	1.25	0.1	0.303	0.393	0.429	0.473	0.04	0.500	0.24
2.0	1.25	0.5	0.295	0.398	0.432	0.475	0.41	0.506	1.38
2.0	1.5	0.0	0.297	0.422	0.464	0.501		0.538	
2.0	1.5	0.1	0.295	0.423	0.464	0.501	-0.01	0.539	0.16
2.0	1.5	0.5	0.287	0.427	0.466	0.502	0.15	0.544	0.96
3.0	0.0	0.0	0.696	0.258	0.624	0.545		0.414	
3.0	0.0	0.1	0.651	0.223	0.560	0.491	-9.87	0.363	-12.26
3.0	0.0	0.5	0.533	0.133	0.385	0.349	-35.91	0.230	-44.55
3.0	0.5	0.0	0.438	0.056	0.147	0.207		0.093	
3.0	0.5	0.1	0.428	0.065	0.137	0.208	0.5	0.099	7.22
3.0	0.5	0.5	0.398	0.099	0.116	0.218	5.11	0.128	38.31
3.0	1.1	0.0	0.355	0.181	0.137	0.268		0.216	
3.0	1.1	0.1	0.352	0.187	0.144	0.272	1.6	0.222	3.17
3.0	1.1	0.5	0.340	0.206	0.168	0.288	7.52	0.247	14.79
3.0	1.25	0.0	0.343	0.206	0.166	0.289		0.248	
3.0	1.25	0.1	0.341	0.211	0.172	0.293	1.31	0.254	2.41
3.0	1.25	0.5	0.331	0.227	0.194	0.307	6.2	0.276	11.34
3.0	1.5	0.0	0.328	0.243	0.212	0.321		0.295	
3.0	1.5	0.1	0.326	0.246	0.216	0.324	0.97	0.300	1.64
3.0	1.5	0.5	0.318	0.260	0.234	0.336	4.63	0.319	7.83
4.0	0.5	0.0	0.465	0.037	0.149	0.203		0.075	
4.0	0.5	0.1	0.459	0.044	0.143	0.204	0.48	0.080	6.64
4.0	0.5	0.5	0.436	0.069	0.125	0.210	3.52	0.100	34.29
4.5	0.336	0	0.497	0.025	0.191	0.215		0.073	
4.5	0.336	0.1	0.490	0.027	0.184	0.212	-1.47	0.073	-0.94
4.5	0.336	0.5	0.465	0.043	0.159	0.209	-2.45	0.083	12.76
4.5	0.444	0	0.481	0.027	0.163	0.204		0.068	
4.5	0.444	0.1	0.475	0.032	0.157	0.204	0.08	0.071	5.22
4.5	0.444	0.5	0.453	0.054	0.139	0.208	2.03	0.088	30.21
4.5	0.564	0	0.465	0.040	0.137	0.202		0.074	
4.5	0.564	0.1	0.460	0.045	0.133	0.203	0.67	0.078	6.38
4.5	0.564	0.5	0.441	0.067	0.120	0.209	3.87	0.097	31.8
4.5	0.75	0	0.445	0.064	0.105	0.204		0.090	
4.5	0.75	0.1	0.440	0.069	0.103	0.206	0.94	0.095	5.39
4.5	0.75	0.5	0.425	0.089	0.100	0.215	5.07	0.114	26.73

TAB. 7.6: Performances des règles - choc technologique - Contexte de fragilité

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte 1	Apport de z	Perte 2	Apport de z
1.3	0.5	0.0	0.855	0.130	0.151	0.385		0.168	
1.3	0.5	0.1	0.848	0.101	0.199	0.374	-2.84	0.150	-10.46
1.3	0.5	0.5	0.923	0.228	0.462	0.552	43.29	0.344	104.82
2.0	0.5	0.0	0.798	0.108	0.227	0.371		0.164	
2.0	0.5	0.1	0.792	0.110	0.253	0.378	1.68	0.173	5.21
2.0	0.5	0.5	0.830	0.165	0.340	0.449	21	0.250	52.1
2.0	1.0	0.0	0.776	0.189	0.163	0.406		0.230	
2.0	1.0	0.1	0.766	0.185	0.171	0.402	-0.84	0.228	-0.63
2.0	1.0	0.5	0.765	0.198	0.213	0.421	3.89	0.251	9.51
2.0	1.25	0.0	0.765	0.263	0.213	0.467		0.316	
2.0	1.25	0.1	0.755	0.264	0.220	0.466	-0.15	0.319	0.87
2.0	1.25	0.5	0.745	0.283	0.253	0.485	3.91	0.346	9.57
2.0	1.5	0.0	0.755	0.336	0.281	0.532		0.407	
2.0	1.5	0.1	0.745	0.341	0.289	0.534	0.37	0.413	1.58
2.0	1.5	0.5	0.730	0.367	0.323	0.557	4.59	0.448	10.16
3.0	0.0	0.0	0.806	0.164	0.326	0.438		0.245	
3.0	0.0	0.1	0.799	0.176	0.360	0.453	3.45	0.266	8.56
3.0	0.0	0.5	0.843	0.246	0.465	0.541	23.59	0.362	47.74
3.0	0.5	0.0	0.784	0.098	0.237	0.363		0.157	
3.0	0.5	0.1	0.777	0.094	0.255	0.363	0.02	0.158	0.76
3.0	0.5	0.5	0.791	0.125	0.320	0.405	11.48	0.205	30.51
3.0	1.0	0.0	0.764	0.115	0.192	0.358		0.163	
3.0	1.0	0.05	0.760	0.112	0.198	0.356	-0.53	0.162	-1.06
3.0	1.0	0.1	0.758	0.110	0.204	0.355	-0.81	0.161	-1.54
3.0	1.0	0.2	0.754	0.108	0.215	0.356	-0.65	0.162	-0.86
3.0	1.0	0.5	0.759	0.120	0.249	0.374	4.35	0.182	11.4
3.0	1.25	0.0	0.755	0.148	0.193	0.378		0.196	
3.0	1.25	0.1	0.748	0.145	0.202	0.377	-0.4	0.196	-0.23
3.0	1.25	0.5	0.746	0.155	0.243	0.393	3.83	0.215	9.8
3.0	1.5	0.0	0.746	0.186	0.208	0.406		0.238	
3.0	1.5	0.1	0.739	0.185	0.216	0.406	-0.04	0.239	0.63
3.0	1.5	0.5	0.734	0.197	0.253	0.422	3.9	0.261	9.5
4.0	1.0	0.0	0.757	0.095	0.219	0.348		0.150	
4.0	1.0	0.1	0.752	0.089	0.230	0.346	-0.8	0.147	-1.89
4.0	1.0	0.2	0.749	0.087	0.242	0.346	-0.81	0.147	-1.77
4.0	1.0	0.3	0.747	0.087	0.253	0.348	-0.07	0.150	0.23
4.0	1.0	0.5	0.750	0.094	0.274	0.360	3.23	0.163	8.8
4.0	1.1	0.0	0.754	0.101	0.217	0.351		0.155	
4.0	1.1	0.1	0.749	0.096	0.228	0.349	-0.7	0.153	-1.51
4.0	1.1	0.2	0.745	0.093	0.239	0.349	-0.68	0.153	-1.29
4.0	1.1	0.5	0.746	0.100	0.271	0.362	3.75	0.168	9.85
4.0	1.25	0.0	0.749	0.112	0.217	0.357		0.166	
4.0	1.25	0.1	0.744	0.108	0.227	0.355	-0.51	0.165	-0.89
4.0	1.25	0.5	0.741	0.112	0.267	0.368	2.93	0.179	7.85
4.0	1.5	0.0	0.741	0.135	0.221	0.372		0.190	
4.0	1.5	0.1	0.736	0.132	0.230	0.371	-0.22	0.190	-0.03
4.0	1.5	0.5	0.731	0.138	0.269	0.383	3.27	0.205	7.92
4.425	0.825	0.0	0.761	0.085	0.232	0.346		0.143	
4.425	0.825	0.15	0.754	0.077	0.250	0.3425	-0.97	0.1396	-2.45
4.425	0.825	0.5	0.754	0.084	0.290	0.358	3.39	0.157	9.47
4.5	0.75	0.0	0.763	0.084	0.236	0.347		0.143	
4.5	0.75	0.1	0.757	0.078	0.248	0.344	-0.84	0.140	-2.13
4.5	0.75	0.5	0.756	0.084	0.295	0.360	3.67	0.158	10.35
4.5	0.84375	0.0	0.760	0.085	0.233	0.346		0.143	
4.5	0.84375	0.1	0.754	0.079	0.245	0.3427	-0.85	0.140	-2.18
4.5	0.84375	0.5	0.753	0.084	0.290	0.357	3.21	0.156	8.97
4.5	1.5	0.0	0.738	0.120	0.230	0.363		0.178	
4.5	1.5	0.1	0.734	0.118	0.239	0.362	-0.27	0.177	-0.26
4.5	1.5	0.5	0.729	0.121	0.278	0.373	2.67	0.190	7.05

TAB. 7.7: Performances des règles - Bulle - Contexte de base

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte 1	Apport de z	Perte 2	Apport de z
1.3	0.5	0.0	2.631	0.614	1.553	1.608		1.002	
1.3	0.5	0.1	2.160	0.458	1.190	1.266	-21.248	0.755	-24.656
1.3	0.5	0.5	1.516	0.456	0.476	0.893	-44.455	0.575	-42.638
2.0	0.5	0.0	5.546	8.748	15.32	11.61		12.58	
2.0	0.5	0.1	4.842	7.832	13.85	10.40	-10.496	11.29	-10.2
2.0	0.5	0.5	3.678	5.919	10.51	7.875	-32.222	8.548	-32.052
2.0	1.0	0.0	0.922	1.135	2.454	1.685		1.749	
2.0	1.0	0.1	0.996	1.209	2.588	1.792	6.363	1.856	6.127
2.0	1.0	0.5	1.232	1.443	3.012	2.133	26.601	2.196	25.596
2.0	1.1	0.0	0.815	0.929	2.113	1.423		1.457	
2.0	1.1	0.1	0.882	0.994	2.232	1.518	6.723	1.552	6.529
2.0	1.1	0.5	1.105	1.208	2.624	1.833	28.843	1.864	27.935
2.0	1.25	0.0	0.707	0.703	1.744	1.140		1.139	
2.0	1.25	0.1	0.764	0.757	1.845	1.220	7.023	1.218	6.96
2.0	1.25	0.5	0.965	0.941	2.187	1.495	31.086	1.488	30.597
2.0	1.5	0.0	0.603	0.449	1.335	0.829		0.783	
2.0	1.5	0.1	0.645	0.489	1.412	0.889	7.251	0.842	7.586
2.0	1.5	0.5	0.809	0.632	1.684	1.106	33.413	1.053	34.446
3.0	0.0	0.0	1.114	1.029	2.504	1.681		1.655	
3.0	0.0	0.1	1.210	1.094	2.634	1.787	6.354	1.753	5.895
3.0	0.0	0.5	1.476	1.260	2.973	2.068	23.048	2.003	21.031
3.0	0.5	0.0	0.698	0.526	1.523	0.959		0.907	
3.0	0.5	0.1	0.758	0.568	1.611	1.028	7.208	0.971	7.022
3.0	0.5	0.5	0.969	0.700	1.886	1.252	30.551	1.171	29.067
3.0	1.0	0.0	0.576	0.310	1.133	0.673		0.593	
3.0	1.0	0.1	0.612	0.337	1.191	0.717	6.591	0.635	7.011
3.0	1.0	0.2	0.649	0.363	1.244	0.760	12.922	0.674	13.604
3.0	1.0	0.5	0.760	0.431	1.386	0.876	30.183	0.777	31.037
3.0	1.1	0.0	0.561	0.278	1.078	0.633		0.548	
3.0	1.1	0.05	0.578	0.291	1.105	0.653	3.259	0.567	3.568
3.0	1.1	0.1	0.594	0.304	1.132	0.674	6.472	0.587	7.042
3.0	1.1	0.5	0.732	0.392	1.315	0.823	29.996	0.721	31.494
3.0	1.25	0.0	0.543	0.236	1.004	0.579		0.487	
3.0	1.25	0.1	0.572	0.259	1.052	0.616	6.316	0.522	7.133
3.0	1.25	0.5	0.696	0.340	1.219	0.752	29.76	0.645	32.366
3.0	1.5	0.0	0.519	0.176	0.899	0.504		0.401	
3.0	1.5	0.1	0.542	0.196	0.940	0.535	6.131	0.431	7.446
3.0	1.5	0.5	0.647	0.268	1.082	0.653	29.583	0.539	34.497
4.0	1.0	0.0	0.524	0.189	0.935	0.524		0.423	
4.0	1.0	0.1	0.547	0.207	0.976	0.554	5.726	0.451	6.757
4.0	1.1	0.0	0.518	0.173	0.907	0.503		0.400	
4.0	1.1	0.1	0.539	0.191	0.945	0.531	5.61	0.427	6.771
4.0	1.25	0.0	0.509	0.151	0.867	0.475		0.368	
4.0	1.25	0.1	0.528	0.167	0.902	0.501	5.463	0.393	6.835
4.0	1.5	0.0	0.496	0.119	0.806	0.434		0.321	
4.0	1.5	0.1	0.512	0.134	0.837	0.456	5.286	0.343	7.058
4.425	0.825	0.0	0.524	0.187	0.937	0.523		0.422	
4.425	0.825	0.15	0.559	0.214	0.997	0.566	8.379	0.463	9.828
4.425	0.825	0.5	0.650	0.272	1.120	0.666	27.323	0.552	30.92
4.5	0.75	0.0	0.527	0.193	0.950	0.531		0.431	
4.5	0.75	0.1	0.550	0.211	0.991	0.561	5.624	0.459	6.582
4.5	0.75	0.5	0.656	0.279	1.137	0.677	27.444	0.563	30.797
4.5	0.84375	0.0	0.521	0.180	0.925	0.514		0.411	
4.5	0.84375	0.1	0.542	0.197	0.964	0.542	5.495	0.438	6.55
4.5	0.84375	0.5	0.643	0.262	1.103	0.652	27.015	0.538	30.87
4.5	1.5	0.0	0.489	0.103	0.781	0.414		0.299	
4.5	1.5	0.1	0.502	0.117	0.809	0.435	4.913	0.319	6.797
4.5	1.5	0.5	0.571	0.171	0.911	0.519	25.158	0.398	33.376

TAB. 7.8: Performances des règles - Bulle - Contexte de fragilité

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte 1	Apport de z	Perte 2	Apport de z
1.3	0.5	0.0	1.070	0.158	0.179	0.477		0.203	
1.3	0.5	0.5	0.769	0.197	0.400	0.469	-1.59	0.298	46.45
1.3	0.5	1.0	0.768	0.390	0.635	0.662	38.9	0.549	170.1
1.3	1.0	0.0	1.476	0.733	0.640	1.116		0.893	
1.3	1.0	0.5	0.956	0.593	0.531	0.835	-25.22	0.726	-18.74
1.3	1.0	1.0	0.776	0.466	0.420	0.664	-40.53	0.571	-36.12
2.0	0.5	0.0	0.894	0.119	0.245	0.413		0.180	
2.0	0.5	0.5	0.717	0.147	0.304	0.394	-4.56	0.223	23.57
2.0	0.5	1.0	0.706	0.185	0.335	0.426	3.13	0.269	49.47
2.0	1.0	0.0	1.000	0.226	0.203	0.509		0.277	
2.0	1.0	0.5	0.793	0.203	0.220	0.435	-14.56	0.258	-6.83
2.0	1.0	1.0	0.734	0.222	0.242	0.436	-14.3	0.283	2.1
2.0	1.25	0.0	1.055	0.326	0.278	0.614		0.395	
2.0	1.25	0.5	0.844	0.307	0.284	0.539	-12.18	0.378	-4.36
2.0	1.25	1.0	0.767	0.318	0.298	0.527	-14.17	0.392	-0.77
3.0	0.5	0.0	0.872	0.108	0.255	0.401		0.171	
3.0	0.5	0.5	0.721	0.116	0.298	0.372	-7.23	0.190	11.04
3.0	0.5	1.0	0.695	0.153	0.320	0.396	-1.23	0.233	36.15
3.0	0.5	1.5	0.704	0.180	0.333	0.420	4.94	0.263	53.67
3.0	1.0	0.0	0.925	0.134	0.225	0.428		0.191	
3.0	1.0	0.5	0.782	0.122	0.256	0.384	-10.2	0.186	-2.28
3.0	1.0	1.0	0.735	0.153	0.278	0.397	-7.22	0.222	16.61
3.0	1.0	1.5	0.727	0.184	0.295	0.420	-1.75	0.257	35.00
3.0	1.0	2.0	0.732	0.208	0.309	0.443	3.66	0.286	50.21
3.0	1.25	0.0	0.958	0.176	0.238	0.470		0.236	
3.0	1.25	0.1	0.920	0.169	0.244	0.455	-3.23	0.230	-2.62
3.0	1.25	0.5	0.819	0.165	0.266	0.428	-9	0.232	-1.72
3.0	1.5	0.0	0.997	0.227	0.271	0.526		0.295	
3.0	1.5	0.1	0.962	0.222	0.277	0.513	-2.47	0.291	-1.38
3.0	1.5	0.5	0.863	0.220	0.297	0.487	-7.39	0.294	-0.3
4.0	0.5	0.0	0.851	0.099	0.261	0.390		0.164	
4.0	0.5	0.5	0.728	0.097	0.300	0.362	-7.24	0.173	5.03
4.0	0.5	0.75	0.705	0.115	0.314	0.370	-5.1	0.193	17.46
4.0	0.5	1.0	0.695	0.132	0.324	0.382	-2.09	0.213	29.47
4.0	0.5	2.0	0.710	0.181	0.350	0.427	9.58	0.269	63.43
4.0	1.0	0.0	0.896	0.110	0.250	0.408		0.172	
4.0	1.0	0.5	0.785	0.098	0.285	0.375	-8.05	0.169	-1.93
4.0	1.0	1.0	0.742	0.126	0.310	0.389	-4.76	0.204	18.43
4.0	1.0	1.5	0.731	0.157	0.329	0.411	0.84	0.239	38.86
4.0	1.25	0.0	0.924	0.132	0.259	0.435		0.197	
4.0	1.25	0.5	0.819	0.121	0.294	0.404	-7.06	0.195	-1.31
4.0	1.25	1.0	0.773	0.145	0.320	0.413	-4.99	0.225	13.98
4.0	1.25	1.5	0.757	0.173	0.341	0.433	7.25	0.258	32.76
4.0	1.5	0.0	0.958	0.163	0.279	0.471		0.232	
4.0	1.5	0.5	0.859	0.154	0.314	0.444	-5.73	0.233	0.12
4.0	1.5	1.0	0.809	0.174	0.343	0.450	1.35	0.259	11.47
4.5	0.562	0.0	0.856	0.097	0.258	0.389		0.162	
4.5	0.562	0.1	0.821	0.089	0.267	0.375	-3.72	0.155	-4.06
4.5	0.562	0.25	0.779	0.081	0.283	0.361	-7.26	0.152	-6.29
4.5	0.562	0.35	0.760	0.082	0.290	0.358	-8.07	0.155	-4.47
4.5	0.562	0.437	0.743	0.090	0.293	0.359	-7.74	0.163	0.89
4.5	0.562	1.0	0.700	0.128	0.320	0.380	-2.51	0.208	28.47
4.5	0.75	0.0	0.861	0.094	0.259	0.389		0.159	
4.5	0.75	0.25	0.799	0.079	0.278	0.365	-6.26	0.149	-6.25
4.5	0.75	0.5	0.758	0.084	0.295	0.360	-7.43	0.158	-0.49
4.5	0.75	1.0	0.720	0.115	0.321	0.377	-3.16	0.195	22.99
4.5	1.5	0.0	0.947	0.145	0.287	0.458		0.217	
4.5	1.5	0.5	0.860	0.136	0.326	0.435	-4.98	0.218	0.25
4.5	1.5	1.0	0.815	0.155	0.357	0.443	-3.29	0.245	12.64

TAB. 7.9: Performances des règles - Bulle avec prise - Contexte de base

β_π	β_y	β_z	Var(y)	Var(π)	Var(i)	Perte (1)	Apport de z	Perte (2)	Apport de z
1.3	0.5	0.0	2.724	0.637	1.606	1.664		1.038	
1.3	0.5	0.5	1.801	0.539	0.562	1.058	-36.44	0.679	-34.58
1.3	0.5	1.0	1.656	1.143	0.416	1.401	-15.82	1.247	20.11
1.3	1.0	0.0	1.313	1.361	0.682	1.517		1.531	
1.3	1.0	0.5	1.514	2.268	1.529	2.424	59.83	2.650	73.13
1.3	1.0	1.0	1.963	3.978	3.228	4.180	175.62	4.785	212.53
1.3	1.0	2.0	1.695	4.217	4.476	4.579	201.92	5.336	
2.0	0.5	0.0	3.125	5.046	8.818	6.674		7.250	
2.0	0.5	0.5	2.390	3.999	7.128	5.298	-20.62	5.781	-20.27
2.0	0.5	1.0	2.159	3.577	6.382	4.747	-28.87	5.173	-28.66
2.0	1.0	0.0	1.110	1.323	2.853	1.973		2.036	
2.0	1.0	0.5	1.359	1.566	3.261	2.319	17.58	2.381	16.93
2.0	1.0	1.0	1.499	1.708	3.501	2.521	27.8	2.584	26.87
2.0	1.25	0.0	0.992	0.923	2.279	1.514		1.493	
2.0	1.25	0.5	1.237	1.162	2.691	1.857	22.71	1.835	22.9
2.0	1.25	1.0	1.404	1.321	2.964	2.087	37.86	2.062	38.08
2.0	1.5	0.0	0.959	0.647	1.909	1.218		1.124	
2.0	1.5	0.5	1.183	0.872	2.306	1.542	26.61	1.449	28.85
3.0	0.0	0.0	1.120	1.028	2.500	1.680		1.653	
3.0	0.0	0.5	1.346	1.154	2.727	1.894	12.69	1.836	11.07
3.0	0.0	1.0	1.444	1.188	2.798	1.964	16.91	1.888	14.22
3.0	0.5	0.0	0.906	0.648	1.868	1.193		1.116	
3.0	0.5	0.5	1.137	0.801	2.151	1.440	20.69	1.339	20.04
3.0	0.5	1.0	1.290	0.879	2.301	1.578	32.25	1.454	30.38
3.0	0.5	2.0	1.456	0.940	2.441	1.705	42.91	1.550	38.94
3.0	1.0	0.0	0.893	0.436	1.578	0.967		0.830	
3.0	1.0	0.5	1.085	0.583	1.857	1.198	23.8	1.047	26.13
3.0	1.0	1.0	1.254	0.679	2.038	1.361	40.69	1.189	43.18
3.0	1.0	2.0	1.481	0.783	2.247	1.554	60.65	1.345	61.98
3.0	1.25	0.0	0.911	0.352	1.478	0.889		0.721	
3.0	1.25	0.1	0.943	0.384	1.542	0.937	5.43	0.770	6.7
3.0	1.25	0.5	1.090	0.497	1.755	1.114	25.29	0.936	29.78
3.0	1.5	0.0	0.938	0.278	1.394	0.825		0.627	
3.0	1.5	0.1	0.968	0.309	1.457	0.871	5.6	0.673	7.44
3.0	1.5	0.5	1.110	0.424	1.674	1.048	27.09	0.842	34.37
4.0	0.5	0.0	0.837	0.382	1.481	0.889		0.752	
4.0	0.5	0.5	1.013	0.512	1.731	1.095	23.18	0.944	25.53
4.0	0.5	1.0	1.171	0.596	1.889	1.241	39.65	1.068	42.02
4.0	1.0	0.0	0.878	0.280	1.366	0.801		0.622	
4.0	1.0	0.5	1.033	0.405	1.617	0.998	24.56	0.810	30.23
4.0	1.0	1.0	1.200	0.503	1.802	1.163	45.12	0.954	53.42
4.0	1.25	0.0	0.908	0.236	1.324	0.768		0.567	
4.0	1.25	0.1	0.933	0.262	1.380	0.808	5.15	0.607	6.99
4.0	1.25	0.5	1.060	0.361	1.580	0.966	25.68	0.756	33.41
4.0	1.5	0.0	0.942	0.196	1.289	0.742		0.519	
4.0	1.5	0.05	0.954	0.209	1.318	0.762	2.62	0.538	3.76
4.0	1.5	0.5	1.096	0.324	1.554	0.944	27.15	0.712	37.28
4.0	1.5	1.0	1.284	0.439	1.779	1.137	20.5	0.884	24.15
4.5	0.562	0.0	0.834	0.309	1.381	0.812		0.654	
4.5	0.562	0.25	0.906	0.372	1.512	0.910	12.18	0.750	14.73
4.5	0.562	0.5	0.988	0.429	1.620	1.001	23.37	0.834	27.45
4.5	0.75	0.0	0.852	0.278	1.349	0.787		0.616	
4.5	0.75	0.5	0.999	0.397	1.589	0.975	23.76	0.794	28.98
4.5	0.75	1.0	1.158	0.489	1.764	1.131	43.59	0.930	51.08
4.5	1.5	0.0	0.945	0.174	1.263	0.721		0.490	
4.5	1.5	0.1	0.970	0.197	1.318	0.758	5.15	0.526	7.48
4.5	1.5	0.5	1.096	0.294	1.526	0.916	27.06	0.676	37.98

TAB. 7.10: Performances des règles - Bulle avec prise - Contexte de fragilité

Coeff. de réaction			Perte (1) min.			Perte (2) min.		
β_π	β_y	β_z	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)
1.3	0.5	0.0	0.541	0.505	-6.61	0.409	0.376	-8.16
1.3	1.0	0.0	0.474	0.432	-8.89	0.457	0.401	-12.28
1.3	1.1	0.0	0.471	0.428	-9.07	0.465	0.408	-12.37
2.0	0.0	0.0	1.000	0.844	-15.62	0.773	0.645	-16.6
2.0	0.5	0.0	0.450	0.420	-6.65	0.316	0.297	-6.09
2.0	1.0	0.0	0.304	0.292	-3.84	0.214	0.207	-3.53
2.0	1.1	0.0	0.291	0.280	-3.92	0.208	0.200	-4.02
3.0	0.0	0.0	0.505	0.460	-8.74	0.365	0.332	-9.00
3.0	0.5	0.0	0.334	0.316	-5.34	0.232	0.221	-4.69
3.0	1.0	0.0	0.253	0.244	-3.49	0.172	0.168	-2.44
3.0	1.1	0.0	0.242	0.234	-3.30	0.165	0.161	-2.29
4.0	0.5	0.0	0.271	0.259	-4.57	0.186	0.179	-3.81
4.0	1.0	0.0	0.219	0.211	-3.33	0.148	0.145	-2.22
4.0	1.1	0.0	0.211	0.204	-3.16	0.143	0.140	-2.04
4.0	1.25	0.0	0.200	0.194	-2.97	0.136	0.133	-1.85
4.0	1.5	0.0	0.186	0.181	-2.77	0.126	0.124	-1.76
4.5	1.5	0.0	0.177	0.172	-2.70	0.119	0.117	-1.60
				Moyenne =	-5.59		Moyenne =	-5.57

(a) : gain = apport du prov. dyna / au prov. statique. (en %).

TAB. 7.11: Prov. statique *vs* prov. dyna. - choc pol. mon. - Contexte de base

Coeff. de réaction			Perte (1) min.			Perte (2) min.		
β_π	β_y	β_z	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)
2.0	0.0	0.0	0.291	0.263	-9.65	0.139	0.114	-17.55
2.0	0.5	0.0	0.263	0.261	-0.57	0.203	0.200	-1.33
2.0	0.75	0.0	0.312	0.311	-0.32	0.281	0.278	-0.85
3.0	0.0	0.0	0.220	0.209	-5.10	0.065	0.057	-12.97
3.0	0.5	0.0	0.221	0.220	-0.53	0.120	0.120	-0.1
3.0	0.75	0.0	0.254	0.253	-0.49	0.177	0.176	-0.56
3.0	1.0	0.0	0.284	0.283	-0.43	0.227	0.225	-0.6
3.0	1.1	0.0	0.296	0.295	-0.39	0.245	0.243	-0.57
3.0	1.25	0.0	0.312	0.311	-0.33	0.271	0.269	-0.5
3.0	1.5	0.0	0.337	0.337	-0.22	0.311	0.309	-0.37
4.0	0.75	0.0	0.229	0.227	-0.65	0.127	0.127	-0.2
4.0	1.0	0.0	0.252	0.250	-0.62	0.166	0.166	-0.46
4.0	1.1	0.0	0.261	0.259	-0.6	0.181	0.180	-0.51
4.0	1.25	0.0	0.274	0.272	-0.58	0.203	0.201	-0.56
4.0	1.5	0.0	0.295	0.293	-0.54	0.236	0.235	-0.57
4.5	0.108	0.0	0.189	0.183	-2.76	0.035	0.032	-6.29
4.5	0.144	0.0	0.187	0.183	-2.42	0.035	0.034	-4.1
4.5	0.5	0.0	0.202	0.200	-0.99	0.076	0.076	0.18
4.5	0.75	0.0	0.221	0.219	-0.75	0.112	0.112	-0.1
4.5	1.0	0.0	0.241	0.240	-0.69	0.147	0.146	-0.38
4.5	1.25	0.0	0.261	0.259	-0.66	0.179	0.178	-0.53
4.5	1.5	0.0	0.280	0.278	-0.63	0.210	0.209	-0.59
				moyenne =	-1.36		moyenne =	-2.25

(a) : gain = apport du prov. dyna / au prov. statique. (en %).

TAB. 7.12: Prov. statique *vs* prov. dyna. - choc techno. - Contexte de base

Coeff. de réaction			Perte (1) min.			Perte (2) min.				
β_π	β_y	β_z	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)		
2.0	0.5	0.0	0.371	0.355	-4.5	0.164	0.152	-7.64		
2.0	1.0	0.0	0.406	0.395	-2.56	0.230	0.222	-3.49		
2.0	1.1	0.0	0.429	0.417	-2.79	0.263	0.252	-4.01		
2.0	1.25	0.0	0.467	0.452	-3.19	0.316	0.301	-4.69		
2.0	1.5	0.0	0.532	0.512	-3.81	0.407	0.385	-5.47		
3.0	0.0	0.0	0.438	0.412	-6.01	0.245	0.220	-10.43		
3.0	0.5	0.0	0.363	0.349	-3.8	0.157	0.147	-6.06		
3.0	1.0	0.0	0.358	0.348	-2.67	0.163	0.158	-3.33		
3.0	1.1	0.0	0.365	0.355	-2.68	0.175	0.169	-3.49		
3.0	1.25	0.0	0.378	0.368	-2.77	0.196	0.189	-3.83		
3.0	1.5	0.0	0.406	0.394	-3.03	0.238	0.227	-4.45		
4.0	1.0	0.0	0.348	0.339	-2.8	0.150	0.144	-3.45		
4.0	1.1	0.0	0.351	0.341	-2.78	0.155	0.150	-3.48		
4.0	1.25	0.0	0.357	0.347	-2.8	0.166	0.160	-3.65		
4.0	1.5	0.0	0.372	0.361	-2.91	0.190	0.182	-6.5		
4.425	0.825	0.0	0.346	0.336	-2.97	0.143	0.138	-6.79		
4.5	0.75	0.0	0.347	0.336	-3.06	0.143	0.137	-6.79		
4.5	0.844	0.0	0.346	0.335	-2.95	0.143	0.138	-6.9		
4.5	1.5	0.0	0.363	0.353	-2.89	0.178	0.171	-7.64		
			Moyenne =			-3.22	Moyenne =			-5.24

(a) : gain = apport du prov. dyna / au prov. statique. (en %).

TAB. 7.13: Prov. statique *vs* prov. dyna. - Bulle - Contexte de base

Coeff. de réaction			Perte (1) min.			Perte (2) min.				
β_π	β_y	β_z	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)		
1.3	0.5	0.0	1.630	0.947	-41.88	1.365	0.800	-41.4		
1.3	1.0	0.0	0.744	0.637	-14.32	0.761	0.651	-14.49		
1.3	1.1	0.0	0.730	0.631	-13.61	0.773	0.662	-14.34		
2.0	0.5	0.0	8.071	1.947	-75.87	8.333	1.894	-77.27		
2.0	1.0	0.0	1.158	0.731	-36.91	1.095	0.656	-40.07		
2.0	1.1	0.0	0.966	0.640	-33.72	0.898	0.566	-36.95		
3.0	0.0	0.0	1.515	0.935	-38.29	1.344	0.796	-40.76		
3.0	0.5	0.0	0.738	0.544	-26.27	0.627	0.447	-28.77		
3.0	1.0	0.0	0.469	0.374	-20.24	0.382	0.296	-22.46		
3.0	1.1	0.0	0.435	0.351	-19.33	0.352	0.276	-21.47		
4.0	0.5	0.0	0.461	0.371	-19.56	0.369	0.289	-21.62		
4.0	1.0	0.0	0.341	0.285	-16.24	0.265	0.217	-17.98		
4.0	1.1	0.0	0.323	0.273	-15.7	0.250	0.207	-17.36		
4.0	1.25	0.0	0.300	0.255	-14.93	0.230	0.192	-16.48		
4.0	1.5	0.0	0.267	0.231	-13.78	0.203	0.172	-15.14		
4.5	1.5	0.0	0.246	0.214	-13.01	0.184	0.158	-14.26		
			Moyenne =			-25.85	Moyenne =			-27.55

(a) : gain = apport du prov. dyna / au prov. statique. (en %).

TAB. 7.14: Prov. statique *vs* prov. dyna. - choc pol. mon. - Contexte de fragilité

Coeff. de réaction			Perte (1) min.			Perte (2) min.			
β_π	β_y	β_z	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	
1.3	0.5	0.0	0.690	0.491	-28.85	0.660	0.488	-26,13	
1.3	0.75	0.0	0.543	0.484	-10.92	0.545	0.493	-9,48	
1.3	1.0	0.0	0.509	0.484	-4.91	0.525	0.503	-4,06	
1.3	1.1	0.0	0.503	0.484	-3.67	0.523	0.507	-3,01	
1.3	1.25	0.0	0.496	0.484	-2.56	0.524	0.512	-2,16	
1.3	1.5	0.0	0.491	0.480	-2.26	0.530	0.518	-2,29	
2.0	0.5	0.0	0.364	0.225	-38.18	0.295	0.148	-49,81	
2.0	0.75	0.0	0.356	0.301	-15.34	0.343	0.273	-20,32	
2.0	1.0	0.0	0.433	0.375	-13.33	0.444	0.374	-15,8	
2.0	1.1	0.0	0.451	0.397	-12	0.469	0.403	-13,9	
2.0	1.25	0.0	0.473	0.425	-10.19	0.499	0.441	-11,48	
2.0	1.5	0.0	0.501	0.462	-7.75	0.538	0.493	-8,43	
3.0	0.0	0.0	0.545	0.377	-30.9	0.414	0.245	-40,78	
3.0	0.5	0.0	0.207	0.199	-4.22	0.093	0.090	-2,85	
3.0	1.1	0.0	0.268	0.267	-0.2	0.216	0.215	-0,33	
3.0	1.25	0.0	0.289	0.287	-0.62	0.248	0.245	-1,02	
3.0	1.5	0.0	0.321	0.318	-1.01	0.295	0.291	-1,52	
4.0	0.5	0.0	0.203	0.193	-4.76	0.075	0.071	-4,99	
4.5	0.336	0.0	0.215	0.194	-9.5	0.073	0.057	-22,17	
4.5	0.444	0.0	0.204	0.192	-6.01	0.068	0.061	-9,7	
4.5	0.564	0.0	0.202	0.193	-4.1	0.074	0.071	-3,67	
4.5	0.75	0.0	0.204	0.199	-2.49	0.090	0.090	-0,67	
			Moyenne =			-9.72	Moyenne =		
							-11.58		

(a) : gain = apport du prov. dyna / au prov. statique. (en %).

TAB. 7.15: Prov. statique vs prov. dyna. - choc techno.- Contexte de fragilité

Coeff. de réaction			Perte (1) min.			Perte (2) min.			
β_π	β_y	β_z	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	prov. statique	prov. dyna.	Gains ^(a)	
1.3	0.5	0.0	1.608	0.707	-56.05	1.002	0.423	-57.79	
2.0	0.5	0.0	11.61	2.896	-75.07	12.58	3.076	-75.55	
2.0	1.0	0.0	1.685	1.169	-30.59	1.749	1.179	-32.57	
2.0	1.1	0.0	1.423	1.032	-27.48	1.457	1.023	-29.76	
2.0	1.25	0.0	1.140	0.867	-23.99	1.139	0.834	-26.76	
2.0	1.5	0.0	0.829	0.662	-20.12	0.783	0.597	-23.81	
3.0	0.0	0.0	1.681	1.082	-35.64	1.655	1.034	-37.53	
3.0	0.5	0.0	0.959	0.778	-18.85	0.907	0.714	-21.29	
3.0	1.0	0.0	0.673	0.576	-14.35	0.593	0.489	-17.61	
3.0	1.1	0.0	0.633	0.546	-13.78	0.548	0.454	-17.23	
3.0	1.25	0.0	0.579	0.504	-13.05	0.487	0.405	-16.78	
3.0	1.5	0.0	0.504	0.443	-12.01	0.401	0.336	-16.23	
4.0	0.5	0.0	0.524	0.467	-10.77	0.423	0.362	-14.32	
4.0	1.1	0.0	0.503	0.450	-10.51	0.400	0.343	-14.17	
4.0	1.25	0.0	0.475	0.427	-10.14	0.368	0.316	-13.98	
4.0	1.5	0.0	0.434	0.392	-9.56	0.321	0.277	-13.67	
4.425	0.825	0.0	0.523	0.469	-10.33	0.422	0.364	-13.75	
4.5	0.75	0.0	0.531	0.476	-10.37	0.431	0.372	-13.73	
4.5	0.844	0.0	0.514	0.461	-10.14	0.411	0.355	-13.58	
4.5	1.5	0.0	0.414	0.378	-8.83	0.299	0.260	-12.86	
			Moyenne =			-21.08	Moyenne =		
							-24.15		

(a) : gain = apport du prov. dyna / au prov. statique. (en %).

TAB. 7.16: Prov. statique vs prov. dyna. - Bulle - Contexte de fragilité

Conclusion Générale

La montée de l'instabilité financière, la multiplication de crises financières et l'accroissement de l'impact des chocs financiers sur les économies ont conduit à s'interroger sur la manière dont les banques centrales devaient réagir aux mouvements des prix d'actifs. Si les arrangements de politique monétaire mis en œuvre au cours des années 1980 et 1990 se sont traduits par une exceptionnelle maîtrise des prix des biens et services, les banques centrales sont à présent confrontées à cette question : doivent-elles s'efforcer de lisser les cycles financiers afin de neutraliser la source de nombreux déséquilibres ? En d'autres termes, les banques centrales doivent-elles cibler les prix d'actifs ?

L'analyse développée dans le cadre de cette thèse s'inspire des apports pertinents de la littérature relative aux règles monétaires, entendues comme outils de transparence et de décryptage. La politique monétaire aujourd'hui se décrit, s'analyse et se comprend à l'aune des règles monétaires. En ce sens, cette thèse entend donner un prolongement à cette littérature. Ainsi, pour répondre à la problématique posée, la méthode employée consiste à examiner les propriétés stabilisatrices de règles monétaires (de type Taylor) augmentées des prix d'actifs (qualifiées de *cibles de prix d'actifs*), comparées aux performances affichées par la règle de Taylor standard.

Le chapitre introductif permet d'abord d'évaluer, au moyen de l'estimation de leur fonction de réaction, le comportement de plusieurs banques centrales vis-à-vis de certains prix d'actifs. Globalement, au cours des deux dernières décennies, il en ressort qu'aucune banque centrale, hormis la Banque du Japon, n'a réagi de manière systématique aux variations boursières. De surcroît, le comportement des autorités monétaires nippones a été asymétrique : les tests révèlent en effet qu'elles ont répondu plus fortement aux diminutions qu'aux augmentations des cours. Le taux de change constitue une autre variable financière ciblée, en particulier par les banques centrales du Canada et de Nouvelle-Zélande. Ce résultat est somme toute cohérent avec le poids qui incombe au taux de change dans les Indices des Conditions Monétaires, indicateurs hissés au rang de cible opérationnelle dans ces deux pays.

Partant, il est possible, dans la suite de cette thèse, de s'appuyer sur ces constats pour déterminer si le comportement des banques centrales est justifié *a posteriori* par une analyse théorique approfondie. Celle-ci se déroule en deux temps. La première partie est vouée au taux de change, tandis que la seconde partie se concentre sur les cours boursiers et immobiliers.

Le taux de change est la variable financière qui a le plus d'influence sur les économies. S'il est un vecteur de chocs, il constitue également un instrument indirect de politique monétaire. En effet, les mouvements de taux directeurs entraînent des variations du taux de change qui peuvent, en certaines circonstances, suppléer l'action des taux d'intérêt. Dans cet esprit, le chapitre 1 mentionne que l'instrument optimal en économie ouverte n'est pas le seul taux d'intérêt, mais une combinaison du taux d'intérêt et du taux de change, pondérée selon l'impact respectif de ces instruments sur l'activité et/ou l'inflation. Cette combinaison définit un Indicateur des Conditions Monétaires (ICM). Sur le plan analytique, cette stratégie a été transcrite sous la forme de règles d'instrument, de type règle de Taylor augmentée du taux de change. Les études qui examinent les qualités stabilisatrices de ce qu'il est convenu d'appeler une « règle-ICM » sont assez nuancées.

D'une part, la réponse des autorités monétaires aux mouvements du taux de change ne devrait pas être systématique, mais conditionnelle à la nature des chocs. Par exemple, l'appréciation de la monnaie, qui accompagne généralement un choc (d'offre) inflationniste assure un resserrement autonome des conditions monétaires. En revanche, toute augmentation du taux de change due à un choc financier (choc sur la prime de risque) durcit les conditions monétaires, et mérite d'être neutralisée au moyen d'une diminution des taux directeurs. Suivant cette logique, la corrélation entre le taux de change et le taux d'intérêt directeur des banques centrales devrait théoriquement être nulle en cas de choc d'offre, négative en cas de choc de demande et positive en cas de choc financier. D'autre part, toute stratégie de politique monétaire s'appuyant sur une variable financière est empreinte d'incertitude. Enfin, la réponse appropriée aux évolutions du change est d'autant plus complexe qu'elle est susceptible de détourner les banques centrales de leurs objectifs principaux de stabilité des prix et de l'activité. Il existerait donc un risque de conflit d'objectifs.

Mais peu de travaux se sont intéressés au statut que pourrait revêtir l'euro dans la stratégie de la Banque Centrale Européenne. Et même, plus généralement, aucune contribution n'examine la pertinence d'une cible de taux de change dans le cadre d'une grande économie « peu » ouverte. Or, comme en attestent les premiers mois d'exercice de la BCE, les mouvements de la monnaie unique ont certainement pesé sur les décisions des autorités monétaires européennes. Pour étudier ce point, il est nécessaire de définir au préalable un cadre théorique d'analyse. Le chapitre 2 expose à cet égard la construction d'un modèle à deux pays (zone euro / États-Unis) avec anticipations rationnelles. Dans un premier temps, nous montrons que l'utilisation de données agrégées pour l'Euroland ne trahit pas les principaux mécanismes de transmission des chocs monétaires, réels et financiers. Dans un second temps, l'exercice d'étalonnage confirme que l'impact de la parité euro/dollar sur l'économie européenne n'est pas démesurément élevé. Mais, l'agrégation de la zone euro ne doit pas occulter le fait que certaines économies européennes drainent des flux importants de marchandises et de capitaux extra-communautaires. Typiquement, la remontée de l'euro depuis quelques mois n'a pas manqué d'inquiéter l'Allemagne.

Le modèle ainsi construit et calibré permet enfin, dans le chapitre 3 d'approfondir les propriétés des règles-ICM. D'abord, dans l'absolu, les simulations confirment qu'une règle de Taylor standard (pourtant optimisée) est moins performante qu'une règle intégrant le

taux de change comme argument décisionnel. Suivant ce résultat, les autorités monétaires européennes auraient intérêt à exploiter le rôle d'instrument indirect joué par l'euro. Par exemple, un choc inflationniste, qui s'accompagnerait d'une appréciation de la monnaie unique, rendrait moins nécessaire (si ce n'est inutile) une augmentation soutenue des taux directeurs.

Concernant l'inadéquation d'un lien systématique entre le taux directeur et le taux de change, les résultats nuancent les conclusions des modèles statiques. La méthode consistant à tester les capacités stabilisatrices de différentes règles optimales soumises à trois types de chocs successifs (choc de demande, d'offre et de change) ne permet ni de montrer que les règles intégrant le taux de change sont inadaptées en cas de choc réel, ni d'incriminer systématiquement un conflit d'objectifs lorsque c'est le cas. En somme, l'effet de *neutralisation* est beaucoup plus complexe à mettre en œuvre dès lors que sont prises en compte les interactions dynamiques entre les variables. Néanmoins, ce résultat révèle plus les limites des méthodes employées dans la littérature qu'il ne remet en cause la conditionnalité de la réponse aux mouvements du change suivant la nature des chocs. Il reste que, comme les chocs se manifestent avec des délais longs et incertains, il est pratiquement impossible de mesurer avec exactitude l'ampleur du mouvement de taux d'intérêt requise pour contrer ou accompagner les mouvements du taux de change.

Dans la même veine, la qualité d'une règle-ICM est sensible à la relation circulaire (difficile à cerner) qui lie le taux d'intérêt et le taux de change : si le taux directeur est en partie influencé par les évolutions du taux de change, ces derniers sont eux-mêmes dépendants de l'orientation courante et anticipée de la politique monétaire. Par conséquent, une règle-ICM exige en pratique un savant dosage des mouvements de taux d'intérêt pour parvenir à l'orientation souhaitée.

Mais le problème le plus préoccupant concerne l'incertitude qui caractérise une règle monétaire intégrant une variable financière dans son champ de réaction. En pratique, la BCE ne connaît pas exactement la valeur d'équilibre de l'euro. Conformément au *principe d'atténuation*, proche du *principe de conservatisme* de Brainard, les résultats montrent qu'une fois cette incertitude prise en compte, les autorités monétaires ont intérêt à se montrer plus prudentes vis-à-vis du taux de change. Plus précisément, le coefficient de réaction optimal associé au taux de change décline avec l'erreur de mesure commise sur l'évaluation de sa valeur d'équilibre. Si bien que la règle simple optimale tend à être une règle de Taylor standard, sans référence directe au taux de change. Le risque est que les banques centrales négligent cette imprécision. La politique monétaire serait alors sous-optimale.

Ce résultat est encore plus éloquent dans le cas d'une économie plus ouverte que la zone euro : non seulement le coefficient de réaction associé au taux de change diminue, mais c'est aussi le cas de ceux afférents à l'inflation et à l'output gap. De même, la règle-ICM optimale est encore plus sensible à cette incertitude si le taux de change intègre la fonction de perte de la banque centrale.

Somme toute, il n'est pas étonnant que les banques centrales canadiennes et néo-zélandaises se soient détachées des ICM depuis quelque temps. L'expérience malheureuse

de la Banque néo-zélandaise, qui aurait mal identifié la nature du choc sous-tendant aux mouvements des changes dans le sillage de la crise asiatique, illustre les conséquences néfastes d'une erreur de jugement. Pour sa part, la Banque du Canada souligne qu'il est difficile de parvenir à convaincre le public que tout mouvement du change ne donne pas mécaniquement lieu à un ajustement de l'orientation de la politique monétaire. Si, en dépit des efforts de communication, les agents s'attendent à un lien mécanique entre les deux variables, la politique monétaire risque d'apparaître parfois surprenante. Faisant valoir en outre que les chocs affectant l'économie canadienne sont désormais essentiellement de nature réelle, la Banque du Canada n'attribue plus un statut de cible opérationnelle à l'ICM, mais un rôle secondaire de simple indicateur de politique monétaire. En toute logique, alors que les règles-ICM ont été suivies par certaines banques centrales au cours des années 1990, comme le montrent les estimations du chapitre introductif, ce type de stratégie suscite aujourd'hui beaucoup moins d'enthousiasme.

Si, effectivement, il ne s'avère pas opportun d'intégrer le taux de change dans le domaine de réaction des banques centrales en *temps normal*, la valeur externe de la monnaie mérite une place de choix parmi les indicateurs de politique monétaire. La parité de l'euro figure à ce titre dans le second pilier de la stratégie de la BCE. Conformément à la définition de règle *active* établie dans l'introduction générale, les mouvements de la monnaie unique peuvent épisodiquement peser sur les orientations de politique monétaire, voire justifier un écart temporaire à la règle, pourvu que le message des banquiers centraux soit alors clair. Quant au contenu informationnel des ICM, trop peu d'études se sont véritablement penchées sur cette question. Des examens approfondis seraient nécessaires, en particulier pour juger de la pertinence des dernières versions d'ICM, intégrant les cours boursiers, les cours immobiliers et les taux d'intérêt de long terme.

Alors que l'impact des mouvements du taux de change est essentiellement continu, ce n'est pas le cas de l'effet des variations boursières et immobilières, dont les mécanismes de transmission sont mêmes dissymétriques. Partant, les cycles de ces prix d'actifs sont assurément plus subtils et pervers que ceux du taux de change. Dans la mesure où ils interfèrent sur la stabilité macroéconomique, tâche essentielle des banques centrales, les cours boursiers devraient-ils figurer dans le champ de réaction des autorités monétaires en *temps normal* ?

Le chapitre 4 expose les trois principaux canaux de transmission généralement mis en évidence dans la littérature. Il en ressort d'abord que le canal du ratio Q de Tobin n'est pas probant sur le plan empirique. Tout au plus, la valorisation de marché influe sur la structure du passif des firmes. L'effet d'une surévaluation sur l'investissement agrégé est alors très incertain. Les effets de richesse sont en revanche plus probants dans les économies anglo-saxonnes. Certes, la propension marginale à consommer la richesse est généralement faible, voire décroissante avec l'essor de la gestion déléguée en vue du financement des retraites, mais elle s'applique à des montants de richesse importants, en particulier à la fin des années 1990. Tant et si bien que, sur cette période, la contribution des effets de richesse à la décroissance du taux d'épargne américain est assez largement admise.

Mais le canal le plus éloquent est sans conteste celui de l'accélérateur financier. Il spécifie que les agents (ménages et entreprises) à forts coûts d'agence subissent une prime de financement externe endogène et proportionnelle à leur richesse nette (pouvant être gagée sous forme de garantie). Dès lors, comme un choc négatif suscite un accroissement du coût du crédit, de nombreux projets sont abandonnés. Le cycle du crédit amplifie le cycle d'activité au travers d'un mécanisme auto-entretenu, avec d'autant plus de force que les bilans des firmes sont initialement fragilisés par un endettement excessif ou un niveau de richesse déjà faible. Les examens empiriques attestent de la vigueur de ce canal, aussi bien aux États-Unis que dans les pays de la zone euro. Le canal du bilan des firmes est donc indispensable pour évaluer la pertinence des cibles de prix d'actifs.

Néanmoins, ces mécanismes négligent le rôle pro-cyclique du comportement des intermédiaires financiers, alors que ces derniers sont devenus, à la faveur de la libéralisation financière, des acteurs à part entière sur les marchés. Plus précisément, les canaux de transmission habituellement évoqués dans la littérature délaissent le problème des conditions de financement externe des banques et celui de leur impact sur l'offre et/ou le coût du crédit. La prise en compte de ces questions permet de mettre en évidence un mécanisme original, qualifié de *canal des fonds propres bancaires* : suite à un choc financier négatif, l'effondrement des prix d'actifs érode les fonds propres des banques qui, sous peine de violer les seuils d'exigence en fonds propres et/ou parce qu'il leur est plus difficile de se financer, doivent restreindre leur offre de crédit. Partant, les firmes dépendantes du financement intermédié réduisent leurs investissements, ce qui restreint l'activité économique. En retour, la dégradation de la conjoncture pèse sur les résultats et les fonds propres bancaires. À l'instar du processus d'accélérateur financier, ce mécanisme auto-entretenu se traduit par une amplification des chocs. À défaut d'une littérature homogène sur ce thème, le chapitre 5 propose une synthèse des nombreuses contributions théoriques et empiriques qui étudient isolément les caractéristiques pouvant être rattachées au mécanisme décrit. Il émerge ainsi un socle théorique cohérent, qui place les banques au cœur des cycles, en tant que vecteur et amplificateur des chocs financiers.

Un examen empirique, sur données agrégées puis sur données individuelles, portant sur le dernier cycle financier américain, ne rejette pas l'incidence des mouvements de fonds propres bancaires sur la contraction observée des prêts. Mais notons que les effets de ce canal sont encore méconnus en Europe, où la bienveillance des États (qui s'efforcent de venir en aide aux établissements en difficulté) et la capitalisation confortable des banques (en comparaison avec les États-Unis) soulèvent quelques hésitations quant à la pertinence de ce mode de transmission des chocs. Des estimations en données de panel, dans la lignée de Hubbard et al. (1999), fondées sur les caractéristiques conjointes des prêteurs et des emprunteurs, constitueraient une tâche essentielle pour mesurer l'impact de ce mécanisme et lever éventuellement les doutes qu'il suscite *a priori*.

Toujours est-il que les enseignements de ce canal en termes de politique monétaire sont précieux. Une littérature récente et prometteuse indique que les établissements les moins dotés en actifs et en capital sont plus sensibles que les autres aux mouvements de taux d'intérêt. Mais, surtout, les expériences et les contributions théoriques prétendent que la

politique monétaire est incapable de relancer l'activité lorsque les banques sont globalement fragilisées (contexte de *capital crunch*, qui coïncide souvent avec un *credit crunch*). Ce constat conduit à s'interroger sur les dispositions à prendre en pareilles circonstances et suggère qu'il serait utile de parvenir à déconnecter, tant que faire se peut, les bilans des banques des cycles financiers. Autrement dit, le canal des fonds propres bancaires réoriente la question de l'impact des prix d'actifs sur l'équilibre macroéconomique aux frontières de la politique monétaire et de la politique prudentielle.

Le modèle développé dans le chapitre 6 a pour but ultime d'étudier les capacités stabilisatrices de ces deux instruments de régulation. Il s'appuie sur la structure théorique de référence proposée par Bernanke et al. (1999) – BGG –, qui comprend déjà le canal des effets de richesse, le canal du ratio Q et un mécanisme d'accélérateur financier. L'originalité consiste à y inclure explicitement un secteur bancaire, dont la capacité de financement dépend de la structure financière des bilans. Plus précisément, il est supposé que les banques doivent disposer d'une certaine quantité de ressources mobilisables pour ensuite financer les projets d'investissements des entreprises. Ces ressources proviennent de leurs fonds propres et de fonds levés auprès des ménages. Comme il existe une asymétrie d'information entre les ménages et les banques, qui ne peut être levée qu'au prix d'un audit coûteux, les intermédiaires financiers doivent supporter une prime d'agence sur leur financement externe, inversement proportionnelle à leurs fonds propres. Et comme les banques répercutent les variations du coût de leur financement sur celui des firmes, la présence du canal des fonds propres bancaires dans ce modèle complet (calibré pour la zone euro) génère une amplification des chocs plus importante que dans le schéma BGG initial.

De plus, conformément aux enseignements du chapitre 5, l'étude de la sensibilité du modèle suivant la structure du bilan des banques et des firmes (à l'équilibre) confirme l'importance du *contexte* financier. À chocs donnés (choc de politique monétaire, choc technologique ou bulle), l'amplitude de variation des primes externes est plus forte quand le contexte financier est fragile *ex ante*. Par ailleurs, preuve que le comportement pro-cyclique des banques concourt à l'amplification des chocs, les primes sont plus sensibles à la structure de bilan des établissements de crédits qu'à celle des firmes. Pour corollaire, la sensibilité de l'output et de l'inflation est d'autant plus forte que les banques et les entreprises sont, initialement, faiblement capitalisées.

Enfin, le modèle complet offre une prise à l'étude des mesures réglementaires d'ordre prudentiel. En effet, dans sa version de base, le cadre théorique développé suppose que les banques observent en matière de dotations pour provisions un comportement pro-cyclique (conformément à la pratique) : un choc négatif, synonyme de chute de l'activité, génère un accroissement conséquent des provisions. Celui-ci pèse sur les fonds propres bancaires et contribue donc au durcissement des conditions de crédit. Or, il est possible de supposer que les banques sont tenues de se conformer à une pratique de provisionnement dynamique. Dans l'esprit, cette mesure réglementaire synthétise les attraits essentiels d'une politique prudentielle préventive : en obligeant les établissements de crédits à provisionner de façon prospective, elle les force à adopter un comportement contra-cyclique et prévient leur vulnérabilité aux chocs.

Toutes les conditions sont dès lors réunies pour apprécier les qualités d'une cible de prix d'actifs et les comparer à celles d'une politique prudentielle contra-cyclique. Cet examen est mené dans le chapitre 7. Il se nourrit à la fois des enseignements des chapitres précédents et des résultats de plusieurs travaux. Ces derniers reconnaissent aux cibles de prix d'actifs les mêmes difficultés que les règles-ICM. D'abord, le comportement des autorités monétaires doit être conditionnel à la nature des chocs. Cette recommandation est d'une application délicate lorsque les chocs sont difficilement identifiables, ou lorsque plusieurs chocs se manifestent simultanément (bulle et choc de productivité par exemple). Ensuite, eu égard aux mécanismes asymétriques d'amplification, l'incertitude encadrant ce type de stratégie est particulièrement importante. Non seulement l'impact des prix d'actifs sur la sphère réelle n'est pas bien connu, mais en plus l'incidence de la politique monétaire sur les prix d'actifs est très aléatoire.

Malgré tout, certaines régularités empiriques, relayées par des arguments théoriques, permettent d'identifier des *contextes* singulièrement propices à l'émergence de bulles et au déclenchement imminent d'une crise financière. Généralement, cet environnement est marqué par une croissance soutenue du crédit, des prix d'actifs et de l'accumulation de capital, dans un système financier initialement fragilisé (fort endettement et faible capitalisation). La réponse potentielle des banques centrales aux mouvements des prix d'actifs pourrait donc être guidée par le *contexte* financier.

Mais, lorsque les autorités monétaires identifient et cherchent à enrayer un déséquilibre financier, elles doivent arbitrer entre un petit sacrifice de croissance et d'inflation aujourd'hui (en termes de variance), contre l'assurance de ne pas avoir à endurer un *credit crunch* demain. Suivant cette logique, Bordo & Jeanne (2002) affirment que les banques centrales ont deux possibilités. D'une part, elles peuvent adopter une politique *réactive*, conforme à une règle de Taylor standard. D'autre part, elles peuvent privilégier une politique *préventive*, plus agressive que celle dictée par la règle de Taylor standard, et intégrant dans son champ de réaction certaines variables réelles ou financières pertinentes (cours boursiers, crédit, *spread* de taux, etc.). C'est l'environnement financier qui prévaudrait alors au basculement d'un régime de politique monétaire à un autre.

S'inspirant de cette réflexion, le chapitre 7 a pour but d'approfondir l'idée de changements de régimes et d'établir précisément à quels *contextes* ces deux types de politique monétaire peuvent être rattachés. *A priori*, on pourrait se dire qu'une cible de prix d'actifs serait particulièrement appropriée en cas d'environnement financier fragilisé, là où la formation puis la menace d'explosion d'une bulle sont les plus susceptibles de dégénérer en *capital crunch*, puis en *credit crunch* (situations dans lesquelles la politique monétaire est impuissante). Les résultats suggèrent le contraire.

En effet, les simulations confirment certes qu'une cible de prix d'actifs est appropriée en cas de bulle, même si le coefficient de réaction optimal associé aux prix d'actifs est faible et si le gain par rapport à une règle de Taylor standard est modeste. Mais une réponse aux cours boursiers, en cas de bulle, n'est pas tolérable dans un *contexte* financier détérioré. Comme les mécanismes amplificateurs de l'accélérateur financier et du canal des fonds propres bancaires sont attisés par la fragilité des bilans, les variables macroéconomiques (et

en premier lieu les primes de financement) sont plus réactives aux chocs. Partant, il est trop coûteux pour les autorités monétaires de se détourner provisoirement de leurs objectifs de stabilité des prix et de l'activité. Le mieux qu'elles puissent faire en pareilles circonstances consiste à réagir avec vigueur à leurs deux seules variables objectifs : l'inflation et l'output gap.

C'est finalement lorsque l'économie est au bord d'une crise financière qu'une réaction directe aux mouvements financiers s'avère être la moins appropriée. Assurément, une politique à changements de régimes répondant à cette exigence poserait des difficultés de communication et de justification. En outre, dans un *contexte* « normal », la prise en compte des multiples formes d'incertitude devrait réduire l'apport d'une cible de prix d'actifs, déjà modeste dans un cadre théorique exempt d'incertitude. Quoique intuitif, ce point mériterait d'être formellement démontré dans le cadre d'analyse retenu.

Or, puisque le *contexte* financier est à ce point déterminant, la nécessité de changements de régimes dans la conduite de la politique monétaire pourrait être abolie si la politique prudentielle parvenait à prévenir la pro-cyclicité des banques et le délitement inhérent de leurs bilans. Les simulations montrent effectivement qu'une politique réglementaire de provisionnement dynamique s'avère comparativement avantageuse. D'abord, elle contribue à lisser les cycles, quelle que soit la nature des chocs. Ensuite, contrairement à une cible de prix d'actifs, c'est lorsque l'économie connaît un *contexte* de fragilité financière que les bénéfices du provisionnement prospectif sont les plus probants.

Au final, une politique de nature prudentielle et contra-cyclique s'avère être plus adaptée qu'une règle de Taylor augmentée des prix d'actifs pour combattre les effets subtils des cycles financiers. Parallèlement, la politique monétaire devrait se contenter d'une règle rigoureuse intégrant ses deux seules variables objectifs dans son champ de réaction, non pas parce qu'une telle politique suffit à assurer la stabilité financière, mais parce que la politique monétaire ne constitue pas un instrument de régulation suffisant pour gérer à la fois la stabilité macroéconomique et la stabilité financière. En adoptant une telle attitude en tout point du cycle, les autorités monétaires signalent leur opiniâtreté à combattre les répercussions réelles des déséquilibres financiers, et se préparent éventuellement à assouplir les conditions monétaires en cas de krach.

Face à l'instabilité des prix d'actifs et au renforcement de leur impact, il est en effet important que la politique monétaire réagisse de manière symétrique. Les estimations figurant dans le chapitre introductif indiquent que cela n'a pas été le cas de la Banque du Japon. Un tel comportement est tout à fait dommageable : il crée un aléa moral, qui encourage les comportements risqués et spéculatifs, et contribue *in fine* à l'amplification des cycles financiers. En revanche, au vu des résultats obtenus, les autorités monétaires des autres pays considérés dans le chapitre introductif ont raison de ne pas cibler les cours boursiers.

Bien entendu, ce travail n'est pas exempt de limites. Outre les extensions déjà suggérées au cours de cette conclusion, plusieurs points mériteraient d'être affinés. Il importe par exemple de souligner que le comportement des banques centrales serait parfaitement satisfaisant (au regard des résultats obtenus) si, parallèlement, les mesures prudentielles

agissaient de façon contra-cyclique. Ce n'est malheureusement pas toujours le cas. La volonté affichée par plusieurs organismes privés de généraliser la comptabilisation des bilans en « juste valeur », y compris pour les intermédiaires financiers, suscite à cet égard des inquiétudes justifiées. Cette procédure reviendrait injustement à renforcer les liens déjà étroits entre les bilans bancaires et les cycles financiers. De même, les seuils d'exigence en fonds propres forcent les bailleurs de fonds à contracter leur offre de financement quand le cycle est bas et autorisent une abondance de prêts lorsque la conjoncture est favorable. Il serait donc intéressant d'étudier, au sein du modèle BGG augmenté du secteur bancaire, les effets d'un seuil réglementaire contra-cyclique, plus laxiste en période de crise et plus rigoureux en phase de croissance. Une telle étude exigerait d'enrichir le modèle, et en particulier les bilans bancaires, de façon à prendre en compte toutes les substitutions possibles entre les éléments du passif d'une part, et les composantes de l'actif d'autre part.

Ensuite, pour des raisons techniques, le modèle ne permet pas de passer de façon continue d'un état de la nature (*contexte* financier) à un autre. De ce fait, l'analyse menée ne prend sans doute pas en compte toutes les vertus des mesures réglementaires qui auraient pour objet d'encadrer les comportements bancaires. Dans la même veine, le *contexte* financier ne détermine pas uniquement la force d'impact des bulles. Au même titre que l'orientation de la politique monétaire, il est très certainement aussi un facteur déclenchant. Parvenir à endogénéiser la formation de bulles en fonction du comportement des firmes, des intermédiaires financiers et des autorités monétaires constitue une voie d'approfondissement nécessaire. Ces arrangements permettraient de justifier d'une part les préjudices d'une politique monétaire asymétrique vis-à-vis des prix d'actifs et, d'autre part, de démontrer comment une politique réglementaire contra-cyclique (de type provisionnement dynamique) neutralise la spirale crédits-prix d'actifs. Ils renforceraient ainsi l'intuition des résultats obtenus.

Enfin, il serait utile d'étudier plus finement les complémentarités et les modes de coopération possibles entre politique monétaire et politique prudentielle. Car l'environnement économique et financier au sein duquel les politiques de régulation s'exercent s'est considérablement transformé en quelques années. Certes, l'interventionnisme qui consiste à rendre compatible des macro-décisions n'a pas perdu tout fondement. Mais il n'est plus suffisant. Les micro-décisions, fragmentées et interdépendantes, créent des externalités aux implications macroéconomiques manifestes, comme en témoignent les effets des comportements des acteurs financiers. Le dénouement des déséquilibres macroéconomiques passerait alors par l'encadrement de ces décisions. Dans cette optique, la régulation macroéconomique et les mesures micro-prudentielles, dont une infime partie seulement a été évoquée dans cette thèse, gagneraient sans doute à être réunies et coordonnées.

Bibliographie

- Abel, A. (1979), *Investment and the Value of Capital*, New-York.
- Abel, A. (1990), 'Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses', *American Economic Review* (80), 38–42.
- Abel, A. & Blanchard, O. (1986), 'The Present Value of Profits and Cyclical Movements in Investment', *Econometrica* (54(2)), 249–273.
- Adolfson, M. (2001), 'Export Price Responses to Exogenous Exchange Rate Movements', *Economics Letters* (71), 91–96.
- Aglietta, M. (1993), 'Crises et cycles financiers, une approche comparative', *Revue d'Économie Financière* (26), 65–89.
- Aglietta, M. (1997), 'La crise bancaire en France et dans le monde', *La lettre du CEPII* (155).
- Akerlof, G. (1970), 'Market for Lemons : Quality Uncertainty and the Market Mechanism', *Quarterly Journal of Economics* (84), 488–500.
- Alchian, A. & Klein, B. (1973), 'On a Correct Measure of Inflation', *Journal of Money, Credit and Banking* (5), 173–191.
- Alesina, A. & Summers, L. (1993), 'Central Bank Independence and Macroeconomic Performance : Some Comparative Evidence', *Journal of Money, Credit, and Banking* (25(2)), 151–162.
- Allen, F. & Gale, D. (2000), 'Asset Price Bubbles and Monetary Policy', *Wharton School Center for Financial Institutions, CFI Working Paper* (01-26).
- Alonso, F., Ayuso, J. & Martínez-Pagés, J. (1998), How Informative Are Financial Asset Prices in Spain?, in BIS Conference Papers, ed., 'The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy', number 5, pp. 64–91.
- Altunbas, Y., Fazylov, O. & Molyneux, P. (2002), 'Evidence on the Bank Lending Channel in Europe', *Journal of Banking and Finance* (26), 2093–2110.
- Andersen, M. & Subbaraman, R. (1996), 'Share Prices and Investment', *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* (9610).
- Ando, A. & Modigliani, F. (1963), 'The Life-Cycle Hypothesis of Saving : Aggregate Implications of Tests', *The American Economic Review* (53), 55–84.
- Angeloni, I., Gaspar, V., Issing, O. & Tristani, O. (2001), *Monetary Policy in the Euro Area : Strategy and Decision Making at the European Central Bank*, Cambridge University Press.

- Artus, P. (1988), 'Une note sur la validité du modèle de Q de Tobin pour la France', *Cahiers Économiques et Monétaires* (29), 33–48.
- Artus, P. (1998a), 'Faut-il introduire les prix d'actifs dans la fonction de réaction des Banques Centrales?', *Document de travail de la CDC* (26).
- Artus, P. (1998b), 'Les Banques Centrales doivent-elles tenir compte des prix des actifs?', *Flash de la CDC* (98-38).
- Artus, P. (1999a), 'D'où vient la corrélation des marchés entre l'Europe et les États-Unis?', *CDC Etude* (14).
- Artus, P. (1999b), 'Pour une théorie macroéconomique qui intègre les prix d'actifs', *Flash Caisse des dépôts et consignations* (99-055).
- Artus, P. (2000), 'Prix des actions et Politique Monétaire', *Document de travail de la CDC* (48).
- Artus, P. (2002), 'Rationnement du crédit ou désendettement?', *Flash CDC* (252).
- Artus, P. (2003), 'Pourquoi la politique monétaire ne réagit-elle pas aux prix d'actifs?', *Économie et Prévision* (à paraître).
- Artus, P. & Kaabi, M. (1998), 'Deux indices des conditions monétaires et un indice du policy mix pour la Zone Euro', *Flash Spécial de la CDC* (98-80).
- Artus, P. & Seltz, V. (1999), 'Ajustement cyclique des ratios de capital : avantages macroéconomiques et problèmes incitatifs', *Document de travail de la CDC*.
- Artus, P., Penot, A. & Pollin, J.-P. (1999), 'Quelle règle monétaire pour la Banque Centrale Européenne?', *Revue d'Économie Politique* (109 (3)), 309–385.
- Asprem, M. (1989), 'Stock Prices, Asset Portfolios, and Macroeconomic Variables in Ten European Countries', *Journal of Banking and Finance* (13), 589–612.
- Attanasio, O., Banks, J. & Tanner, S. (1998), 'Asset Holdings and Consumption Volatility', *NBER Working Paper Series* (6567).
- Auerbach, A. (1985), Saving in the U.S. : Some Conceptual Issues, in P. Hendershott, ed., 'The Level and Composition of Household Saving', Cambridge, Massachussets.
- Avouyi-Dovi, S. (2001), 'Les problèmes de mesure de sensibilité du cycle réel au cycle financier', *Bulletin de la Banque de France* (95), 77–83.
- Avouyi-Dovi, S. & Jondeau, E. (2000), International Transmission and Volume Effects in G5 Stock Market Returns and Volatility, in 'Bis Conference Paper', number 8 in 'International Financial Markets and the Implications for Monetary and Financial Stability', pp. 159–174.
- Babbel, D. (1998), 'Components of Insurance Firm and the Present Value of Liabilities', *Wharton School Center for Financial Institutions Working Paper* (98-18).
- Bacchetta, P. & Caminal, C. (2000), 'Do Capital Market Imperfections Exacerbate Output Fluctuations?', *European Economic Review* (44), 449–468.
- Backus, D. & Driffill, J. (1985), 'Inflation and Reputation', *The American Economic Review* (75), 530–538.
- Baer, H. & McElravey, J. (1992), 'Capital Adequacy and the Growth of U.S. Banks', *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper* (92-11).

- Baer, H. & McElravey, J. (1993), 'Capital Shocks and Bank Growth', *Federal Reserve Bank of Chicago Economic Perspectives* pp. 2–21.
- Baker, M., Stein, J. & Wurgler, J. (2002), 'When Does the Market Matter? Stock Prices and Investment of Equity-Dependent Firms', *NBER Working Paper Series* (8750).
- Ball, L. (1997), 'Efficient Rules for Monetary Policy', *NBER Working Paper* (5952).
- Ball, L. (1999), Policy Rules for Open Economies, in J. B. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', University of Chicago Press, pp. 127–144.
- Banque Centrale Européenne (2002), 'The Stock Market and Monetary Policy', *ECB Monthly Bulletin* (février), 39–52.
- Banque de France (2001), 'Le cycle financier : facteurs amplificateurs et réponses envisageables par les autorités monétaires et financières', *Bulletin de la Banque de France* (95), 41–65.
- Banque des Réglements Internationaux (2000), 'Annual Report', pp. 16–18.
- Banque du Canada (2001), 'Reconduite de la cible de maîtrise de l'inflation', *Note d'Information*.
- Bansal, R. (1997), 'An Exploration of the Forward Premium Puzzle in Currency Markets', *Review of Financial Studies* (10), 369–403.
- Bardsen, G., Jansen, E. & Nyomen, R. (2002), Testing the New Keynesian Phillips Curve, in 'The Phillips Curve : New Theory and Evidence', Trade Union Institute for Economic Research, Stockholm.
- Barrell, R., Dury, K. & Hurst, I. (2000), An Encompassing Framework for Evaluating Simple Monetary Policy Rule, in 'The Econometrics of Policy Evaluation', CEPREMAP, CREST and EUREQua-Université de Paris I.
- Barro, R. (1990), 'The Stock Market and Investment', *Review of Financial Studies* (3(1)), 115–131.
- Barro, R. & Gordon, D. (1983), 'Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy', *Journal of Monetary Economics* (12), 101–121.
- Batini, N. & Haldane, A. (1999), Forward-Looking Rules for Monetary Policy, in J. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', University of Chicago Press, pp. 157–92.
- Batini, N. & Nelson, E. (2001), 'Optimal Horizons for Inflation Targeting', *Journal of Economic Dynamics and Control* (25 (6-7)), 891–910.
- Batini, N. & Turnbull, K. (2000), 'Monetary Conditions Indices for the UK : A Survey', *External MPC Unit Discussion Paper* (1).
- Batini, N., Harrison, R. & Millard, S. (2001), 'Monetary Policy Rules for an Open Economy', *Bank of England Working Paper* (149).
- Baude, J. (2001), 'L'effet d'un choc boursier sur les dépenses des ménages américains', *La revue du CEPII* (86), 99–124.
- Bayoumi, T. (1999), 'The Morning After : Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s', *NBER Working Paper* (7350).

- Bean, C. (2003), 'Asset Prices, Financial Imbalances and Monetary Policy : Are Inflation Targets Enough?', *Bank of England Speeches at the Bank for International Settlements, Basel* .
- Beaudu, A. & Heckel, T. (2001), 'Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe?', *Économie et Prévision* (147), 117–139.
- Begg, D., De Grauwe, P., Fabrizi, P., Giavazzi, F., Huertas, T., Portes, R., Uhlig, H. & Wyplosz, C. (1999), 'Monitoring the European Central Bank 1', *CEPR* .
- Beine, M., Benassy-Quéré, A., Dauchy, E. & MacDonald, R. (2002), 'The Impact of Central Bank Intervention on Exchange-Rate Forecast Heterogeneity', *CEPII, Working Paper* (02-04).
- Bellando, R. & Colletaz, G. (1999), 'Peut-on extraire des informations à partir des prix d'options?', *Document de Recherche du LEO, Université d'Orléans* (1999-23).
- Bellando, R. & Pollin, J.-P. (1996), 'Le canal du crédit en France depuis la déréglementation financière, quelques tests exploratoires', *Revue Économique* (3), 731–743.
- Bellando, R. & Pollin, J.-P. (2002), 'Tarification des échanges internationaux et optimalité d'une union monétaire', *Colloque International "Vers des zones monétaires régionales", Santiago du Chili, 26-27 mars* .
- Bénassy-Quéré, A. (1999), 'La BCE et l'Euro', *La lettre du CEPII* (182).
- Berger, A. & Udell, G. (1994), 'Did Risk-based Capital Allocate Bank Credit and Cause a "Credit Crunch" in the U.S.?', *Journal of Money, Credit and Banking* (26), 585–628.
- Berka, M. & Zimmermann, C. (2002), 'Basle Accord and Financial Intermediation : The Impact of Policy', *mimeo* .
- Bernanke, B. (1990), 'On the Predictive Power of Interest Rates and Interest Rate Spreads', *New England Economic Review* pp. 51–68.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1989), 'Agency Costs, Net Worth and Business Fluctuations', *American Economic Review* (79(1)), 14–31.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1999), 'Monetary Policy and Asset Price Volatility, in "New Challenges for Monetary Policy"', Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (2001), 'Should Central Bank Respond to Movements in Asset Prices?', *The American Economic Review* (91(2)), 253–257.
- Bernanke, B. & Lown, C. (1991), 'The Credit Crunch', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 205–247.
- Bernanke, B. & Mihov, I. (1997), 'What Does the Bundesbank Target?', *European Economic Review* (41), 1025–1054.
- Bernanke, B. & Mishkin, F. (1997), 'Inflation Targeting : A New Framework for Monetary Policy?', *NBER Working Paper Series* (5893).
- Bernanke, B. & Woodford, M. (1997), 'Inflation Forecasts and Monetary Policy', *Journal of Money, Credit and Banking* 29(4), 653–686.
- Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1996), 'The Financial Accelerator and the Flight to Quality', *The Review of Economics and Statistics* (LXXVIII(1)), 1–15.

- Bernanke, B., Gertler, M. & Gilchrist, S. (1999), *The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework*, Vol. 1, Amsterdam : North-Holland, Handbook of Macroeconomics, chapter 21, pp. 1341–1393.
- Bertaut, C. (1996), ‘Stockholding Behavior of U.S. Households : Evidence from the 1983-89 Survey of Consumer Finance’, *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers* (558).
- Bertaut, C. (2002), ‘Equity Prices, Household Wealth and Consumption Growth in Foreign Industrial Countries : Wealth Effects in the 1990s’, *International Finance Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System* (724).
- Bertaut, C. & Starr-McCluer, M. (2000), ‘Household Portfolios in the United States’, *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series* (2000-26).
- Binswanger, M. (2000), ‘Stock Market Booms and Real Economic Activity : Is this Time Different?’, *International Review of Economics and Finance* (9), 387–415.
- Blanchard, O. & Khan, C. (1980), ‘The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations’, *Econometrica* (48(5)), 1305–1311.
- Blanchard, O. & Sachs, J. (1982), ‘Anticipations, Recessions, and Policy : An Intemporal Disequilibrium Model’, *NBER Working Paper Series* (971).
- Blanchard, O. & Watson, M. (1982), Bubbles, Rational Expectations and Financial Markets, in Waechtél, ed., ‘Crises in the Economic and Financial Structure : Bubbles, Bursts, and Shocks’, Lexington.
- Blanchard, O., Rhee, C. & Summers, L. (1990), ‘The Stock Market, Profit and Investment’, *NBER Working Paper Series* (3370).
- Blinder, A. (1987), ‘How to Read Wall Street’s Scrambled Messages’, *Business Week*, Novembre, 16 p. 28.
- Blinder, A. (1997), ‘What Central Bankers Could Learn from Academics and Vice Versa’, *Journal of Economic Perspectives* (11(2)), 3–19.
- Bloch, L. & Coeuré, B. (1994), ‘Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers’, *Annales d’Économie et Statistique* (36), 133–167.
- Bloch, L. & Coeuré, B. (1995), ‘Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique’, *Économie et Prévision* (120), 161–185.
- Bloch, L. & Maurel, F. (1991), ‘Consommation - revenu permanent : un regard d’économetre’, *Économie et Prévision* (99).
- Blum, J. & Hellwig, M. (1995), ‘The Macroeconomic Implications of Capital Adequacy Requirements for Banks’, *European Economic Review* (39), 739–749.
- Boldrin, M., Christiano, L. & Fisher, J. (2000), ‘Habit Persistence, Asset Returns and the Business Cycle’, *Research Department Staff Report, Federal Reserve Bank of Minneapolis* (280).
- Bolton, P. & Freixas, X. (2001), ‘Corporate Finance and The Monetary Transmission Mechanism’, *CEPR Discussion Paper Series* (2892).
- Bomfim, A. (2003), ‘Pre-Announcement Effects, New Effects, and Volatility : Monetary Policy and the Stock Market’, *Journal of Banking and Finance* (27(1)), 133–151.

- Bond, S. & Cummins, J. (2001), 'Noisy Share Prices and the Q Model of Investment', *Institute for Fiscal Studies Working Paper* (W01/22).
- Bond, S. & Meghir, C. (1994), 'Dynamic Investment Models and the Firm's Financial Policy', *Review of Economic Studies* (61), 197–222.
- Bond, S., Elston, J., Mairesse, J. & Mulkey, B. (1997), 'Financial Factors and Investment in Belgium, France, Germany and the UK : A Comparison Using Company Panel Data', *NBER Working Paper Series* (5900).
- Bonnet, X. & Dubois, E. (1995), 'Peut-on comprendre la hausse imprévue du taux d'épargne des ménages depuis 1990 ?', *Economie et Prévision* (121).
- Bonser-Neal, C. & Morley, T. (1997), 'Does the Yield Spread Predict Real Economic Activity? A Multicountry Analysis', *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* pp. 37–53.
- Boone, L., Giorno, C. & Richardson, P. (1998), 'Stock Market Fluctuations and Consumption Behaviour : Some Recent Evidence', *OECD Working Paper* (208).
- Boone, L., Girouard, N. & Wanner, I. (2001), 'Financial Market Liberalisation, wealth and Consumption', *OCDE Economics Department Working Papers* (308).
- Bordo, M. & Jeanne, O. (2002), 'Boom-Busts in Asset Prices, Economic Instability, and Monetary Policy', *NBER Working Paper Series* (8966).
- Borio, C. & Lowe, P. (2002), 'Asset Prices, Financial and Monetary Stability : Exploring the Nexus', *BIS Working Paper* (114).
- Borio, C. & Lowe, P. (2003), 'Imbalances or Bubbles? Implications for Monetary and Financial Stability', in M. Press, ed., 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', W. Hunter and G. Kaufman and M. Pomerleano, chapter 17, pp. 247–270.
- Borio, C., Furfine, C. & Lowe, P. (2001), 'Procyclicality of the Financial System and Financial Stability : Issues and Policy Options', *BIS Papers* (1), 1–57.
- Borio, C., Kennedy, N. & Prowse, S. (1994), 'Exploring Aggregate Asset Price Fluctuations across Countries', *BIS Economic Papers* (40).
- Bosworth, B. (1975), 'The Stock Market and the Economy', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 257–300.
- Boubel, A. (2002), 'L'épargne retraite aux États-Unis : quelques éléments d'analyse et de perspectives', *Flash CDC* (167).
- Boubel, A. & Pansard, F. (2002), 'La place des actions dans le patrimoine financier des ménages : comparaison internationale et perspectives pour la zone euro', *Flash CDC* (95).
- Boubel, A., Dauchy, E. & Lecourt, C. (2001), 'How Do Unexpected ECB and FED Actions affect EUR/USD Dynamics?', *Cahiers de la MSE* (2001-63).
- Brainard, W. (1967), 'Uncertainty and the Effectiveness of Policy', *American Economic Review* (57), 411–425.
- Bram, J. & Ludvigson, S. (1998), 'Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race', *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* (4), 59–78.

- Brayton, F. & Tinsley, P. (1996), A Guide to FRB/US - A Macroeconomic Model of the US Federal Reserve Board, Technical report, Division of Research and Statistics.
- Brayton, F., Mauskopf, E., Reifschneider, D., Tinsley, P. & Williams, J. (1997), 'The Role of Expectations in the FRB/US Macroeconomic Model', *Federal Reserve Bulletin* (83(4)), 227-245.
- Brinkmann, E. & Horvitz, P. (1995), 'Risk-Based Capital Standards and the Credit Crunch', *Journal of Money, Credit and Banking* (27(3)), 848-863.
- Brissimis, S., Kamberoglou, N. & Simigiannis, G. (2001), 'Is there a Bank Lending Channel of Monetary Policy in Greece? Evidence from Bank Level Data', *ECB Working Paper* (104).
- Britton, E. (1996), 'The Monetary Policy Transmission Mechanism - Identifying Cross-Country Differences', *Institut Monétaire Européen, mimeo*.
- Brousseau, V. & Detken, C. (2001), 'Monetary Policy and Fears of Financial Instability', *ECB Working Paper* (89).
- Bruno, O. & Prunier, M.-A. (2003), 'Hétérogénéité du système bancaire et "credit crunch"', *mimeo*.
- Bryan, M., Cecchetti, S. & O'Sullivan, R. (2002), 'Asset Prices in the Measurement of Inflation', *NBER Working Paper Series* (8700).
- Bullard, J. & Schaling, E. (2002), 'Why the Fed Should Ignore the Stock Market', *The Federal Reserve Bank of St. Louis Review* (84(2)), 35-42.
- Butzen, P., Fuss, C. & Vermeulen, P. (2001), 'The Interest Rate and Credit Channels in Belgium : An Investigation with Micro-Level Firm Data', *ECB Working Paper* (107).
- Cadiou, L. (1995), 'Le mystère de la consommation perdue', *Revue de l'OFCE* (53), 147-164.
- Cagan, P. (1990), The 1987 Stock Market Crash and the Wealth Effect, in P. Klein, ed., 'Analysing Modern Business Cycles, Essays Honoring G.H. Moore'.
- Calomiris, C. & Hubbard, G. (1995), 'Internal Finance and Investment : Evidence from the Undistributed Profits Tax of 1936-37', *Journal of Business* (68 (4)), 443-482.
- Calomiris, C., Hubbard, R. & Stock, J. (1986), 'The Farm Debt Crisis and Public Policy', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 441-479.
- Calvo, G. (1983), 'Staggered Prices in a Utility-Maximising Framework', *Journal of Monetary Economics* (12), 383-398.
- Campbell, J. (1999), *Asset Prices, Consumption and the Business Cycle*, Vol. 1, Amsterdam : North-Holland, Handbook of Macroeconomics, chapter 19, pp. 1231-1303.
- Campbell, J. & Shiller, R. (1991), 'Yield Spreads and Interest Rate Movements : A Bird's Eye View', *Review of Economic Studies* (58), 495-514.
- Cantor, R. & Johnson, R. (1992), 'Bank Capital Ratios, Asset Growth, and the Stock Market', *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* pp. 10-24.
- Cantor, R. & Wenninger, J. (1993), 'Perspectives on the Credit Slowdown', *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review* (18), 3-36.

- Caporale, G. & Spagnolo, N. (2003), 'Asset Prices and Output Growth Volatility : The Effects of Financial Crises', *Economic Letters* (79), 69–74.
- Caprio, G. & Honohan, P. (2003), Banking Policy and Macroeconomic Stability : An Exploration, in M. Press, ed., 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', W. Hunter and G. Kaufman and M. Pomerleano, chapter 24, pp. 337–359.
- Carlstrom, C. & Fuerst, T. (1997), 'Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations : A Computable General Equilibrium Analysis', *The American Economic Review* (87 (5)), 893–910.
- Carmichael, J. & Esho, N. (2003), Asset Price Bubbles and Prudential Regulation, in M. Press, ed., 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', W. Hunter and G. Kaufman and M. Pomerleano, chapter 34, pp. 481–502.
- Carroll, C., Fuhrer, J. & Wilcox, D. (1994), 'Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending ? If so, Why ?', *American Economic Review* (84), 1397–1408.
- Caruana, J. (2003), Banking Provisions and Asset Price Bubbles, in M. Press, ed., 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', W. Hunter and G. Kaufman and M. Pomerleano, chapter 39, pp. 538–546.
- Casares, M. (2001), 'Business Cycle and Monetary Policy Analysis in a Structural Sticky-Price Model of the Euro Area', *European Central Bank Working Paper Series* (49).
- Case, K. (1992), 'The Real Estate Cycle and the Economy : Consequences of the Massachusetts Boom of 1984-1987', *Urban Studies* (29(2)), 171–183.
- Case, K. (2000), 'Real Estate and the Macroeconomy', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 119–162.
- Case, K., Quigley, J. & Shiller, R. (2001), 'Comparing Wealth Effects : The Stock Market Versus the Housing Market', *NBER Working Paper Series* (8606).
- Cassola, N. & Morana, C. (2002), 'Monetary Policy and the Stock Market in the Euro Area', *ECB Working Paper* (119).
- Castelnuovo, E. (2003), 'Describing the Fed's Conduct with Taylor Rules : Is Interest Rate Smoothing Important?', *ECB Working Paper* (232).
- Cavaglia, S., Verschoor, W. & Wolff, C. (1993), 'Further Evidence on Exchange Rate Expectations', *Journal of International Money and Finance* (12 (1)), 78–98.
- Cecchetti, S. (1998), Central Bank Policy Rules : Conceptual Issues and Practical Considerations, in H. Wagner, ed., 'Current Issues in Monetary Economics', Physica-Verlag, Heidelberg.
- Cecchetti, S., Chu, R. & Steindel, C. (2000a), 'The Unreliability of Inflation Indicators', *Federal Reserve Bank of New York Current Issues in Economics and Finance* (6(4)).
- Cecchetti, S., Genberg, H. & Wadhvani, S. (2003), Asset Prices in a Flexible Inflation Targeting Framework, in M. Press, ed., 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', W. Hunter and G. Kaufman and M. Pomerleano, chapter 30, pp. 427–444.

- Cecchetti, S., Genberg, H., Lipsky, J. & Wadhvani, S. (2000*b*), *Asset Prices and Central Bank Policy*, Geneva Reports on the World Economy 2, International Center for Monetary and Banking Studies (ICMB).
- Cecchetti, S., McConnell, M. & Quiros-Quiros, G. (2002), 'Policymaker's Revealed Preferences and the Output-Inflation Variability Trade-Off : Implications for the European System of Central Banks', *The Manchester School* (70(4)), 596–618.
- Céspedes, L. F., Chang, R. & Velasco, A. (2000), 'Balance Sheets and Exchange Rate Policy', *NBER Working Paper* (7840).
- Chami, R. & Cosimano, T. (2001), 'Monetary Policy with a Touch of Basel', *IMF Working Paper* (151).
- Chan-Lee, J.-M. & Torres, R. (1987), 'Q de Tobin et taux d'accumulation en France', *Annales d'Économie et de Statistiques* (5), 37–48.
- Chatelain, J.-B. & Tiomo, A. (2001), 'Investment, the Cost of Capital, and Monetary Policy in the Nineties in France : A Panel Data Investigation', *ECB Working Paper* (106).
- Chatelain, J.-B., Generale, A., Hernando, I., Von Kalckreuth, U. & Vermeulen, P. (2001), 'Firm Investment and Monetary Transmission in the Euro Area', *ECB Working Paper* (112).
- Chen, N.-K. (2001), 'Bank Net Worth, Asset Prices and Economic Activity', *Journal of Monetary Economics* (48), 415–436.
- Chirinko, R. & Schaller, H. (1996), 'Bubbles, Fundamentals, and Investment : A Multiple Equation Testing Strategy', *Journal of Monetary Economics* (38(1)), 47–76.
- Choi, J., Hauser, S. & Kopecky, K. (1999), 'Does the Stock Market Predict Real Activity? Time Series Evidence from the G-7 Countries', *Journal of Banking and Finance* (23), 1771–92.
- Christiano, L., Eichenbaum, M. & Evans, C. (2001), 'Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy', *Federal Reserve Bank of Chicago, Working Paper* (2001-08).
- Clarida, R. & Gertler, M. (1996), 'How the Fed conducts Monetary Policy?', *NBER Working Paper Series* (5581).
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (1998), 'Monetary Policy Rules in Practice : Some International Evidence', *European Economic Review* (42), 1033–1068.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. (2001), 'Optimal Monetary Policy in Open versus Closed Economies : An Integrated Approach', *The American Economic Review* (91(2)), 248–252.
- Clarida, R., Gertler, M. & Gali, J. (1999), 'The Science of Monetary Policy : A New Keynesian Perspective', *Journal of Economic Literature* (37(4)), 1661–1707.
- Clerc, L. (2001*a*), 'La politique monétaire doit-elle prendre en compte les fluctuations des prix des actifs? Une application à la Zone Euro', *20ème Congrès annuel de l'AFSE, 20-21 septembre, Paris* .

- Clerc, L. (2001*b*), 'Le cycle du crédit, une revue de la littérature : intermédiation, prime de financement externe et politique monétaire', *Bulletin de la Banque de France* (94), 43–61.
- Clerc, L., Drumetz, F. & Jaudoin, O. (2001), 'To What Extend are Prudential and Accounting Arrangements Pro- or Countercyclical with Respect to Overall Conditions?', *BIS Papers* (1), 197–210.
- Coenen, G. & Wieland, V. (2000), 'A Small Estimated Euro Area Model with Rational Expectations and Nominal Rigidities', *European Central Bank Working Paper Series* (30).
- Cogley, T. (1999), 'Should the Fed Take Deliberate Steps to Deflate Asset Price Bubbles', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* (1), 42–52.
- Collins, C. & Senhadji, A. (2003), Lending Booms, Real Estate Bubbles, and the Asian Crisis, in M. Press, ed., 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', W. Hunter and G. Kaufman and M. Pomerleano, chapter 8, pp. 101–125.
- Comité de Bâle (2001), 'Vue d'ensemble du Nouvel Accord de Bâle sur les fonds propres', *Document soumis à consultation*.
- Commission Bancaire (1999), 'Les restructurations bancaires', *Rapport Annuel* pp. 165–187.
- Commission Bancaire (2000), 'Le Nouvel Accord de Bâle sur les fonds propres', *Rapport Annuel* pp. 157–172.
- Commission Bancaire (2002), 'Stabilité financière : le besoin d'Instruments prudentiels et comptables adaptés', *Rapport Annuel* pp. 173–187.
- Corker, R. (1995), *Indicators of Monetary Conditions*, number 125, IMF Occasional Papers, chapter United Germany : The First Five Years - Performance and Policy Issues, pp. 51–61.
- Cornett, M. & Tehranian, H. (1994), 'An Examination of Voluntary versus Involuntary Security Issuances by Commercial Banks : The Impact of Capital Regulations on Common Stock Returns', *Journal of Financial Economics* (35), 99–122.
- Cornett, M., Rezaee, Z. & Tehranian, H. (1996), 'An Investigation of Capital Market Reactions to Pronouncements on Fair Value Accounting', *Journal of Accounting and Economics* (22), 119–154.
- Crépon, B. & Rosenwald, F. (2001), 'Des contraintes financières plus lourdes pour les petites entreprises', *Économie et Statistique* (341-342), 29–46.
- Cummins, J., Hassett, K. & Hubbard, R. (1994), 'A Reconsideration of Investment Behavior using Tax Reforms as Natural Experiments', *Brookings Papers on Economic Activity* (1994(2)), 1–74.
- Cummins, J., Hassett, K. & Oliner, S. (1999), 'Investment Behavior, Observable Expectations, and Internal Funds', *Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series* (27).
- Cushman, D. & Zha, T. (1997), 'Identifying Monetary Policy in a Small Open Economy under Flexible Exchange Rates', *Journal of Monetary Economics* (39), 433–448.

- Davies, E. & Steil, B. (2001), *Institutional Investors*, Massachusetts Institute of Technology.
- Davis, E. (1992), *Debt, Financial Fragility and Systemic Risk*, Clarendon Press, Oxford.
- Davis, M. & Palumbo, M. (2001), 'A Primer on the Economics and Time Series Econometrics of Wealth Effects', *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series* (2001-09).
- de Bâle, C. (1999), 'Sound Practices for Loan Accounting and Disclosure', *Basel Committee Publications* (55).
- De Haan, L. (2001), 'The Credit Channel in the Netherlands : Evidence from Bank Balance Sheets', *ECB Working Paper* (98).
- Deaton, A. (1987), Life-cycle Models of Consumption : is the Evidence Consistent with the Theory ?, in Bewley, ed., 'Advances in Econometrics, Fifth World Congress', number 2, University of Chicago Press.
- Dennis, R. (1997), 'A Measure of Monetary Conditions', *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series* (G97/1).
- Dennis, R. (2000), 'Optimal Simple Targeting Rules for Small Open Economies', *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper* (2000-20).
- Dennis, R. (2001), 'Monetary Policy and Exchange Rates in Small Open Economies', *FRBSF Economic Letter* (16).
- Desnoyers, Y. (1999), 'Revue de la littérature concernant l'effet de richesse sur la consommation aux États-Unis', *Note interne du Département des Relations Internationales de la Banque du Canada*.
- Desnoyers, Y. (2001), 'L'effet de la richesse sur la consommation aux États-Unis', *Document de travail, Banque du Canada* (2001-14).
- Deutsche Bundesbank (1999), 'Taylor Interest Rate and Monetary Conditions Index', *Deutsche Bundesbank Monthly Report* **51**(4), 47-62.
- Diamond, D. (1984), 'Financial Intermediation and the Delegated Monitoring', *Review of Economic Studies* (51), 393-414.
- Docking, D., Hirschey, M. & Jones, E. (1997), 'Information and Contagion Effects of Bank Loan-Loss Reserve Announcements', *Journal of Financial Economics* (43), 219-239.
- Dolado, J., Maria-Dolores, R. & Naveira, M. (2000), 'Asymetries in Monetary Policy : Evidence for four Central Banks', *CEPR Discussion Paper Series* (2441).
- Dor, E. & Durré, A. (2001), 'Monetary Policy and the New Economy : Between Supply Shock and Financial Bubble', *Document de travail, Université Catholique de Lille* (2001-06).
- Dornbush, R., Favero, C. & Giavazzi, F. (1998), 'Immediate Challenges for the European Central Bank', *Economic Policy* (26), 15-64.
- Dotsey, M. (1998), 'The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth', *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* (84/3), 31-51.

- Dow, J. (1994), 'Measuring Inflation Using Multiple Price Indexes', *University of California - Riverside Mimeo* .
- Dubois, E. & Janci, D. (1994), 'Prévision du PIB par la courbe des taux : une constatation empirique en quête de théorie', *Economie et Prévision* (112), 69–85.
- Duguay, P. (1994), 'Empirical Evidence on the Strength of the Monetary Transmission Mechanism in Canada, an Aggregate Approach', *Journal of Monetary Economics* (33), 39–61.
- Duhautois, R. (2001), 'Le ralentissement de l'investissement est plutôt le fait des petites entreprises tertiaires', *Économie et Statistique* (341-342), 47–66.
- Dupor, B. (2002), 'Nominal Price versus Asset Price Stabilization', *mimeo* .
- Durré, A. (2001), 'Would It Be Optimal for Central Banks to Include Asset Prices in their Loss Function?', *Université Catholique de Louvain, IRES Discussion Paper* (13).
- Dwyer, J., Kent, C. & Pease, A. (1994), 'Exchange Rate Pass-Through : Testing the Small Country Assumption for Australia', *The Economic Record* (70), 408–423.
- Dynan, K. & Maki, D. (2001), 'Does Stock Market Wealth Matter for Consumption?', *Federal Reserve Board, mimeo* .
- Eccher, E., Ramesh, K. & Thiagarajan, S. (1996), 'Fair Value Disclosures by Bank Holding Companies', *Journal of Accounting and Economics* (22), 79–117.
- Eckstein, O. & Sinai, A. (1986), The Mechanism of the Business Cycle in the Postwar Era, in R. Gordon, ed., 'The American Business Cycle : Continuity and Change', University of Chicago press, Chicago.
- Edison, H. & Slok, T. (2001), 'Wealth Effects and the New Economy', *IMF Working Paper* (WP/01/77).
- Ehrmann, M., Gambacorta, L., Martínez-Pagés, J., Sevestre, P. & Worms, A. (2001), 'Financial Systems and the Role of Banks in Monetary Policy Transmission in the Euro Area', *ECB Working Paper* (105).
- Eichengreen, B. (2000), 'The Euro One Year On', *Journal of Policy Modeling* (22(3)), 355–368.
- Eichengreen, B. & Arteta, C. (2000), 'Banking Crises in Emerging Markets : Presumptions and Evidence', *Center for International and Development Economic Research, Working Paper* (115).
- Eika, K., Ericsson, N. & Nymoén, R. (1996), 'Hazards in Implementing a Monetary Conditions Index', *Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper* (568).
- Engelhardt, G. (1996), 'House Prices and Home Owner Saving Behavior', *Regional Science and Urban Economics* (26), 313–336.
- Epaulard, A. (1993), 'L'apport du Q de Tobin à la modélisation de l'investissement en France', *Économie et Prévision* (109), 1–12.
- Epaulard, A. (2001), 'À la recherche des déterminants de l'investissement des entreprises', *Économie et Statistique* (341-342), 3–14.

- Estrella, A. (1997), 'Why Do Interest Rates Predict Macro Outcomes? A Unified Theory of Inflation, Output, Interest and Policy', *Federal Reserve Bank of New York Research Paper* (9717).
- Estrella, A. & Fuhrer, J. (1998), 'Dynamic Inconsistencies : Counterfactual Implications of a Class of Rational Expectations Models', *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper* (98-5).
- Estrella, A. & Hardouvelis, G. (1991), 'The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity', *Journal of Finance* (XLVI (2)), 555–576.
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1996), 'Is there a role for Monetary Aggregates in the Conduct of Monetary Policy?', *NBER Working Papers* (5845).
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1997), 'The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States : Implications for the European Central Bank', *European Economic Review* (41), 1375–1401.
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1998), 'Predicting U.S. Recessions : Financial Variables as Leading Indicators', *Review of Economics and Statistics* (LXXX(1)), 45–61.
- Estrella, A. & Mishkin, F. (1999), Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy : Implications of Model Formulation and Uncertainty, in J. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', University of Chicago Press, pp. 405–430.
- Estrella, A., Park, S. & Peristiani, S. (2000), 'Capital Ratios as Predictors of Bank Failure', *FRBNY Economic Policy Review* pp. 33–52.
- Euroframe (2000), 'The Economic Situation of the European Union and the Outlook for 2001-2002', *Economic Affairs Series, Working Paper, Econ 126/EN, European Parliament*.
- Fagan, G., Henry, J. & Mestre, R. (2001), 'An Area-Wide Model (AWM) for the Euro Area', *European Central Bank Working Paper Series* (42).
- Fair, R. (2001), 'Actual Federal Reserve Policy Behavior and Interest Rate Rules', *FRBNY Economic Policy Review* pp. 61–72.
- Fama, E. (1990a), 'Contracting Costs and Financing Decisions', *Journal of Business* (63(1)), 71–91.
- Fama, E. F. (1990b), 'Stock Returns, Expected Returns, and Real Activity', *The Journal of Finance* (45 (4)), 1089–1108.
- Farinha, L. & Marques, C. (2001), 'The Bank Lending Channel of Monetary Policy : Identification and Estimation Using Portuguese Micro Bank Data', *ECB Working Paper* (102).
- Favero, C., Freixas, X., Persson, T. & Wyplosz, C. (2000), 'Monitoring the European Central Bank 2', *CEPR*.
- Fazzari, S., Hubbard, G. & Petersen, B. (1988), 'Financing Constraints and Corporate Investment', *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 141–195.
- Fazzari, S., Hubbard, R. & Petersen, B. (1996), 'Financing Constraints and Corporate Investment : Comments on Kaplan and Zingales', *NBER Working Paper Series* (5462).

- Fernández de Lis, S., Martínez Pagés, J. & Saurina, J. (2000), 'Credit Growth, Problem Loans and Credit Risk Provisioning in Spain', *Banque d'Espagne, Document de travail* (18).
- Filardo, A. (2000), 'Monetary Policy and Asset Prices', *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City* (third quarter), 11–37.
- Filardo, A. (2001), 'Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results', *Research Working Paper, Federal Reserve Bank of Kansas City* (4).
- Fisher, S. & Merton, R. (1984), 'Macroeconomics and Finance : The Role of the Stock Market', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (21), 57–108.
- Flannery, M. & Rangan, K. (2002), 'Market Forces at Work in the Banking Industry : Evidence from the Capital Buildup of the 1990s', *mimeo* .
- Flavin, M. (1981), 'The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income', *Journal of Political Economy* (89), 974–1009.
- Flemming, J. (1999), 'Monetary Policy : Questions of Adequacy, Design and Presentation', *Economic Outlook* (24(1)), 9–13.
- Florens, C., Jondeau, E. & Le Bihan, H. (2001), 'Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function', *Notes d'Etudes et de Recherche, Banque de France* (83).
- FMI (1998), 'The business Cycle, International Linkages, and Exchange Rates', *World Economic Outlook* (Chap. 3).
- FMI (2000), 'Asset Prices and the Business Cycle', *World Economic Outlook* (Chap. 3), 77–112.
- Freedman, C. (1994), 'The Use of Indicators and the Monetary Conditions Index in Canada', in T. Balino & C. Cottarelli, eds, 'Frameworks for Monetary Stability, Policy Issues and Country Experiences', IMF, Washington, pp. 458–476.
- Freedman, C. (1995), 'Le rôle des conditions monétaires et l'Indice des Conditions Monétaires dans la conduite de la politique', *Revue de la Banque du Canada* pp. 53–59.
- Freedman, C. (2000), 'The Framework for the Conduct of Monetary Policy in Canada : Some Recent Developments', *mimeo, disponible sur www.imf.org/external/pubs/ft/seminar/2000/targets/freedmn1.htm* .
- Freixas, X. & Rochet, J.-C. (1997), 'The Macroeconomic Consequences of Financial Imperfections', in 'Microeconomics of Banking', MIT Press, Cambridge, Massachusetts, chapter 6, pp. 159–189.
- Frochen, P. (1996), 'Les Indicateurs des Conditions Monétaires', *Bulletin de la Banque de France* (30), 97–111.
- Froot, K. & Frankel, J. (1987), 'Using Survey Data to Test Standard Propositions regarding Exchange Rate Expectations', *The American Economic Review* (77 (1)), 133–153.
- Froot, K. & Frankel, J. (1989), 'Forward Discount Bias : Is it an Exchange Risk Premium?', *Quarterly Journal of Economics* (104 (1)), 139–161.
- Fuhrer, J. (1997a), 'Towards a Compact, Empirically-Verified Rational Expectations Model for Monetary Policy Analysis', *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* (47), 197–230.

- Fuhrer, J. (1997b), 'The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Setting', *Journal of Money, Credit and Banking* (29), 338–50.
- Fuhrer, J. (1998), 'An Optimisation-Based Model for Monetary Policy Analysis : Can Habit Formation Help?', *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper* (98-1).
- Fuhrer, J. (2000), 'Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models', *American Economic Review* (3(90)), 367–390.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1992), 'Monetary Policy Rules and the Indicator Properties of Asset Prices', *Journal of Monetary Economics* (29), 303–336.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995a), 'Inflation Persistence', *Quarterly Journal of Economics* (110), 127–159.
- Fuhrer, J. & Moore, G. (1995b), 'Monetary Policy Trade-offs and the Correlation between Nominal Interest Rates and Real Output', *The American Economic Review* (85(1)), 219–239.
- Furfine, C. (2000), 'Evidence on the Response of U.S. Banks to Changes in Capital Requirements', *BIS Working Papers* (88).
- Furlong, F. (1992), 'Capital Regulation and Bank Lending', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* (3), 23–33.
- Gagnon, E. & Khan, H. (2001), 'New Phillips Curve with Alternative Marginal Cost Measures for Canada, the United States and the Euro Area', *Bank of Canada Working Paper* (2001-25).
- Gaiotti, E. & Generale, A. (2001), 'Does Monetary Policy Have Asymmetric Effects? A Look at the Investment Decisions of Italian Firms', *ECB Working Paper* (110).
- Gali, J. & Gertler, M. (1999), 'Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis', *Journal of Monetary Economics* (44), 195–222.
- Gali, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, D. (2001), 'European Inflation Dynamics', *European Economic Review* (45), 1237–1270.
- Gambacorta, L. (2001), 'Bank Specific Characteristics and Monetary Policy Transmission : The Case of Italy', *ECB Working Paper* (103).
- Garner, A. (1989), 'Commodity Prices : Policy Target or Information Variable?', *Journal of Money, Credit and Banking* (21), 508–514.
- Gerlach, S. & Schnabel, G. (1999), 'The Taylor Rule and Interest Rates in the EMU Area : A Note', *BIS Working Papers* (73).
- Gerlach, S. & Smets, F. (1997), 'The Term Structure of Euro-Rates : Some Evidence in Support of the Expectations Hypothesis', *Journal of International Money and Finance* (16 (2)), 305–321.
- Gerlach, S. & Smets, F. (1999), 'Output Gaps and Monetary Policy in the EMU area', *European Economic Review* (43), 801–812.
- Gerlach, S. & Smets, F. (2000), 'MCIs and Monetary Policy', *European Economic Review* (44), 1677–1700.
- Gertler, M. (1992), 'Financial Capacity and Output Fluctuations in an Economy With Multi-Period Financial Relationships', *Review of Economic Studies* (59), 455–472.

- Gertler, M. & Gilchrist, S. (1993), 'The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism : Arguments and Evidence', *Scandinavian Journal of Economics* (95(1)), 43–64.
- Gertler, M. & Gilchrist, S. (1994), 'Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms', *Quarterly Journal of Economics* pp. 309–340.
- Gertler, M. & Hubbard, G. (1988), 'Financial Factors in Business Fluctuations', *NBER Working Paper Series* (2758).
- Gertler, M., Gilchrist, S. & Natalucci, F. (2001), 'External Constraints on Monetary Policy and the Financial Accelerator', *Conference on "Asset Prices, Exchange Rates and Monetary Policy"*, *Stanford University, 2-3 mars* .
- Gertler, M., Goodfriend, M., Issing, O. & Spaventa, L. (1998), *Asset Prices and Monetary Policy : Four views*, CEPR London, Centre for Economic Policy Research and Bank for International Settlements.
- Ghosh, A. & Wolf, H. (2001), 'Imperfect Exchange Rate Pass-Through : Strategic Pricing and Menu Costs', *CESifo Working Paper* (436).
- Gibson, M. (1995), 'Can Bank Health Affect Investment ? : Evidence from Japan', *Journal of Business* (68), 281–308.
- Gilchrist, S. & Himmelberg, C. (1995), 'Evidence on the role of cash-flow for Investment', *Journal of Monetary Economics* (36(3)), 541–72.
- Gilchrist, S. & Leahy, J. (2002), 'Monetary Policy and Asset Prices', *Journal of Monetary Economics* (49), 75–97.
- Gilchrist, S., Hairault, J.-O. & Kempf, H. (2001), 'The Financial Accelerator and International Business Cycles under Alternative Monetary Regimes', *mimeo* .
- Girouard, N. & Blondal, S. (2001), 'House Prices and Economic Activity', *Economic Department Working Papers OECD* (ECO/WKP(2001)5).
- Gluck, H. & Mader, R. (1998), Information Content and Wealth Effects of Asset Prices - The Austrian Case, *in* C. p. BIS, ed., 'The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy', number 5, pp. 196–209.
- Goodfriend, M. (1993), 'Interest Rate Policy and the Inflation Scare Problem 1979-1992', *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* (79), 1–24.
- Goodfriend, M. (1995), Acquiring and Maintaining Credibility for Low Inflation : the US Experience, *in* L. Leiderman & L. Svensson, eds, 'Inflation Targets'.
- Goodfriend, M. (2003), Interest Rate Policy Should not React Directly to Asset Prices, *in* M. Press, ed., 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', W. Hunter and G. Kaufman and M. Pomerleano, chapter 31, pp. 445–457.
- Goodfriend, M. & King, R. (1997), 'The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy', *NBER Macroeconomics Annual 1997* (12), 231–283.
- Goodhart, C. (1995), Price Stability and Financial Fragility, *in* S. M. Press, ed., 'Financial Stability in a Changing Environment', K. Sawamoto and Z. Nakajima and H. Taguchi.

- Goodhart, C. (1999), Time, Inflation and Asset Prices, *in* 'The Measurement of Inflation', (Conférence), Cardiff Business School.
- Goodhart, C. & Hofmann, B. (2000), 'Do Asset Prices Help Predict Consumer Price Inflation?', *Manchester School Journal*.
- Goodhart, C. & Hofmann, B. (2001), Asset Prices, Financial Conditions and the Transmission of Monetary Policy, *in* Stanford University, ed., 'Asset Prices, Exchange Rate and Monetary Policy'.
- Goodhart, C. & Huang, H. (1999), 'A Model of the Lender of Last Resort', *IMF Working Paper* (WP/99/39).
- Gordon, M. (1962), *The Investment, Financing and Valuation of the Corporation*, R. Irwin.
- Gorton, G. & Winton, A. (1998), 'Liquidity Provision, the Cost of Bank Capital, and the Macroeconomy', *Carlson School of Management Working Paper, University of Minnesota* (9805).
- Graham, F. & Himarios, D. (1996), 'Consumption, Wealth, and Finite Horizons : Tests of Ricardian Equivalence', *Economic Inquiry* (34), 527–544.
- Graham, J. (1999), 'Herding among Investment Newsletters : Theory and Evidence', *Journal of Finance* (4), 237–268.
- Graham, J. & Harvey, C. (2001), 'The Theory and Practice of Corporate Finance : Evidence from the Field', *Journal of Financial Economics* (60), 187–244.
- Gramlich, E. (2001), Asset Prices and Monetary Policy, *in* 'Speech at the New Technologies and Monetary Policy International Symposium, Bank of France, november 30', www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2001/20011130.
- Greenwald, B. & Stiglitz, J. (1990), Macroeconomic Models with Equity and Credit Rationing, *in* G. Hubbard, ed., 'Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment', University of Chicago Press.
- Gropp, R., Vesela, J. & Vulpes, G. (2002), 'Equity and Bond Market Signals as Leading Indicators of Bank Fragility', *ECB Working Paper* (150).
- Grouard, M.-H., Lévy, S. & Lubochinsky, C. (2003), 'La Volatilité boursière : des constats empiriques aux difficultés d'interprétation', *Revue de la Stabilité Financière, Banque de France* (2), 61–79.
- Grunspan, T. (1998), 'Vingt ans de prix d'actifs', *Bulletin de la Banque de France* (59), 109–125.
- Grunspan, T. (1999), 'Volatilité des marchés financiers et interdépendance des grandes places financières', *Note de la Banque de France, non publiée*.
- Grunspan, T. & Verdelhan, A. (1998), 'Indice du prix des actifs et effets de richesse', *Banque de France* p. 32.
- Guender, A. (2001), 'On Optimal Monetary Policy Rules and the Role of MCIs in the Open Economy', *University of Canterbury Discussion Paper* (2001-03).
- Haas, F. (2001), 'La gestion indicielle', *Bulletin de la Banque de France* (95), 105–108.
- Hall, B. (1995), 'How has the Basle Accord Affected Bank Portfolios?', *Japanese and International Economies* (7), 408–440.

- Hall, S. (2001), 'Financial Accelerator Effects in UK Business Cycles', *Bank of England Working Paper* (150).
- Hancock, D. & Wilcox, J. (1992), The Effects on Bank Assets of Business Conditions and Capital Shortfalls, in Proceedings of the 28th Annual Conference on Bank Structure and Competition, ed., 'Credit Markets in Transition', Chicago : Federal Reserve Bank of Chicago, pp. 505–520.
- Hancock, D., Laing, A. & Wilcox, J. (1995), 'Bank Capital Shocks : Dynamic Effects on Securities, Loans, and Capital', *Journal of Banking and Finance* (19), 661–677.
- Hansen, L. (1982), 'Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators', *Econometrica* (50), 1029–1054.
- Hansson, B. (1993), A Structural Model, in S. Riksbank, ed., 'Monetary Policy Indicators', pp. 55–64.
- Hart, O. & Moore, J. (1994), 'A Theory of Debt Based on the Inalienability of Human Capital', *Quarterly Journal of Economics* (109(4)), 841–879.
- Harvey, C. (1988), 'The Real Term Structure and Consumption Growth', *Journal of Financial Economics* (22), 305–33.
- Haubrich, J. & Dombrosky, A. (1996), 'Predicting Real Growth Using the Yield Curve', *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* (32), 26–34.
- Haubrich, J. & Wachtel, P. (1993), 'Capital Requirements and Shifts in Commercial Bank Portfolios', *Federal Reserve Bank of Cleveland Economic Review* (29), 2–15.
- Hayashi, F. (1982), 'Tobin's Marginal Q and Average Q : a Neoclassical Interpretation', *Econometrica* (50), 213–224.
- Hayashi, F. (1997), 'The Main Bank System and Corporate Investment : An Empirical Reassessment', *NBER Working Paper Series* (6172).
- Hayashi, F. & Inoue, T. (1991), 'The Relation between Firm Growth and Q with Multiple Capital Goods : Theory and Evidence from Panel Data on Japanese Firms', *Econometrica* (59(3)), 731–753.
- Herbet, J. (2001), 'Peut-on expliquer l'investissement à partir de ses déterminants traditionnels au cours de la décennie 90 ?', *Économie et Statistique* (341-342), 85–106.
- Herrera, S. & Perry, G. (2003), Tropical Bubbles : Asset Prices in Latin America, 1980-2001, in W. Hunter, G. Kaufmann & M. Pomerleano, eds, 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', MIT Press, chapter 9, pp. 127–162.
- Herring, R. (1999), 'Credit Risk and Financial Instability', *Oxford Review of Economic Policy* (15 (3)), 63–79.
- Herring, R. & Wachter, S. (2003), Bubbles in Real Estate Markets, in W. Hunter, G. Kaufman & M. Pomerleano, eds, 'Asset Prices Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', MIT Press, chapter 14, pp. 217–229.
- Higgins, M. & Osler, C. (1998), Asset Market Hangovers and Economic Growth : US Housing Markets, in C. P. BIS, ed., 'The Role of Asset Prices in the Formulation of Monetary Policy', number 5, pp. 220–238.

- Hofmann, B. (2001), 'The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries : Do Property Prices Matter?', *BIS Working Papers* (108).
- Honda, Y., Kawahara, F. & Kohara, H. (1995), 'Credit Crunch in Japan', *Ministry of Posts and Communications, Research Institute, Discussion Paper* (8).
- Horioka, C. (1996), 'Capital Gains in Japan : Their Magnitude and Impact on Consumption', *Economic Journal* (106 (436)).
- Hoshi, T., Kashyap, A. & Scharfstein, D. (1991), 'Corporate Capital Structure, Liquidity and Investment : Evidence from Japanese Industrial Groups', *Quarterly Journal of Economics* (106(1)), 33–60.
- Houizot, C., Baudchon, H., Mathieu, C. & Serranito, F. (2000), 'Plus-values, consommation et épargne, une estimation de l'effet richesse aux États-Unis et au Royaume-Uni', *Revue de l'OFCE* (73), 197–240.
- Hubbard, G., Kuttner, K. & Palia, D. (1999), 'Are There "Bank Effects" in Borrowers' Costs of Funds? : Evidence from a Matched Sample of Borrowers and Banks', *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports* (78).
- Hubbard, R. (1998), 'Capital Market Imperfections and Investment', *Journal of Economic Literature* (XXXVI), 193–225.
- Hubbard, R. & Kashyap, A. (1992), 'Internal Net Worth and the Investment Process : An Application to U.S. Agriculture', *Journal of Political Economic* (100(3)), 506–34.
- Hubbard, R., Kashyap, A. & Whited, T. (1995), 'Internal Finance and the Firm Investment', *Journal of Money, Credit and Banking* (27(3)), 681–701.
- Iacoviello, M. (2000), 'House Prices and the Macroeconomy in Europe : Results from a Structural Var Analysis', *European Central Bank Working Paper Series* (18).
- Illing, G. (2001), 'Financial Fragility, Bubbles and Monetary Policy', *Center for Economic Studies Papers* (449).
- Ito, T. (1990), 'Foreign Exchange Rate Expectations : Micro Survey Data', *The American Economic Review* (80 (3)), 434–449.
- Ito, T. & Sasaki, Y. (1998), 'Impacts of the Basle Capital Standard on Japanese Banks' Behavior', *NBER Working Paper Series* (6730).
- Jacques, K. & Nigro, P. (1997), 'Risk-Based Capital, Portfolio Risk and Bank Capital : A Simultaneous Equations Approach', *Journal of Economics and Business* (49), 533–547.
- Jaffee, D. & Stiglitz, J. (1990), *Credit Rationing*, Handbook of Monetary Economics, North-Holland, pp. 838–888.
- Jaillet, P. & Sicsic, P. (1998), 'Prix d'actifs, relations avec les facteurs de la demande et le crédit : quelques implications pour la politique monétaire', *Bulletin de la Banque de France* (53).
- Jaillet, P. & Verdelhan, A. (1999), 'Innovations, instabilité financière et efficacité de la politique monétaire', *Contribution à la réunion des Gouverneurs des Banques Centrales de la Zone Franc (Yamoussoukro)*.

- Jansen, W. & Nahuis, N. (2003), 'The Stock Market and Consumer Confidence : European Evidence', *Economics Letters* (79), 89–98.
- Jaudoin, O. (2001), 'Une proposition pour améliorer la stabilité : le provisionnement dynamique', *Bulletin de la Banque de France* (95), 109–120.
- Jeanne, O. (1998), 'Generating Real Persistent Effects of Monetary Shocks : How Much Nominal Rigidity Do We Really Need?', *European Economic Review* (6), 1009–1032.
- Jensen, M. & Meckling, W. (1976), 'Theory of the Firm : Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure', *Journal of Financial Economics* (3), 305–360.
- Jondeau, E. (2001a), 'Le comportement mimétique sur les marchés de capitaux', *Bulletin de la Banque de France* (95), 85–95.
- Jondeau, E. (2001b), 'Volatilité et mésalignement sur les marchés financiers', *Bulletin de la Banque de France* (95), 67–76.
- Jondeau, E. & Le Bihan, H. (2000), 'Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models : A Comparison of US and German Monetary Policies', *Notes d'Étude et de Recherche, Banque de France* (76).
- Jondeau, E. & Le Bihan, H. (2001), 'Testing for a Forward-Looking Phillips Curve : Additional Evidence from European and US Data', *Notes d'Études et de Recherche, Banque de France* (86).
- Jondeau, E. & Rockinger, M. (1997), 'Estimation et Interprétation des densités neutres au risque', *Note d'Études et de Recherche de la Banque de France* (47).
- Judd, J. P. & Rudebusch, G. D. (1998), 'Taylor's Rule and the Fed : 1970-1997', *FRBSF Economic Review* (3), 3–16.
- Juillard, M. (1996), 'Dynare : A Program for the Resolution and Simulation of Dynamic Models with Forward Variables through the Use of a Relaxation Algorithm', *Cepremap Working Paper* (9602).
- Kaminsky, G. & Reinhart, C. (1999), 'The Twin Crises : the Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems', *The American Economic Review* (89(3)), 473–500.
- Kaplan, S. (2003), Valuation and New Economy, in W. Hunter, G. Kaufmann & M. Pomerleano, eds, 'Asset Price Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', MIT Press, chapter 27, pp. 391–401.
- Kaplan, S. & Zingales, L. (1997), 'Do Investment-Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?', *Quarterly Journal of Economics* (62(1)), 169–216.
- Kaplan, S. & Zingales, L. (2000), 'Investment-Cash Flow Sensitivities are not Valid Measures of Financing Constraints', *Quarterly Journal of Economics* (115(2)), 707–712.
- Kashyap, A. & Stein, J. (1994), Monetary Policy and Bank Lending, in G. Mankiw, ed., 'Monetary Policy', University of Chicago Press, number 29, NBER Studies in Business Cycles, chapter 7, pp. 221–261.
- Kashyap, A. & Stein, J. (1997), 'The Role of Banks in Monetary Policy : A Survey with Implications for the European Monetary Union', *Economic Perspectives, Federal Reserve Bank of Chicago* (21), 2–19.

- Kashyap, A. & Stein, J. (2000), 'What Do a Million Observations on Banks Say about the Transmission of Monetary Policy?', *The American Economic Review* (90 (3)), 407–428.
- Kashyap, A., Lamont, O. & Stein, J. (1994), 'Credit Conditions and the Cyclical Behavior of Inventories : A Case Study of the 1981-82 Recession', *Quarterly Journal of Economics* pp. 565–592.
- Kashyap, A., Stein, J. & Wilcox, D. (1993), 'Monetary Policy and Credit Conditions : Evidence from the Composition of External Finance', *American Economic Review* (83), 78–93.
- Kaufman, G. (1998), 'Central Banks, Asset Bubbles, and Financial Stability', *Federal Reserve Bank of Chicago, Working paper* (98-12).
- Kennedy, M., Palerm, A., Pigott, C. & Terribile, F. (1998), 'Asset Prices and Monetary Policy', *OECD Working Paper* (188).
- Kennedy, N. & Andersen, P. (1994), 'Household Saving and Real House Prices : An International Perspective', *BIS Working Paper* (20).
- Kennedy, N. & Van Riet, A. (1995), 'A Monetary Condition Index for the Major EU Countries : A Preliminary Investigation', *Institut Monétaire Européen, MESD*.
- Kent, C. & Lowe, P. (1997), 'Asset Price Bubbles and Monetary Policy', *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* (9709).
- Kerr, W. & King, R. (1996), 'Limits on Interest Rate Rules in the IS Model', *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly* (82(2)), 47–75.
- Kim, S. & Moreno, R. (1994), 'Stock Prices and Bank Lending Behavior in Japan', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* (1), 31–42.
- Kindelberger, C. (1996), *Manias, Panics and Crashes : A History of Financial Crises*, 3rd ed., New York : Wiley.
- King, M. (1999), Challenges for Monetary Policy : New and Old, *in* 'New Challenges for Monetary Policy', Federal Reserve Bank of Kansas City, Jackson Hole.
- Kishan, R. & Opiela, T. (2000), 'Bank Size, Bank Capital and the Bank Lending Channel', *Journal of Money, Credit and Banking* (32(1)), 121–141.
- Kiyotaki, N. & Moore, J. (1997), 'Credit Cycle', *Journal of Political Economy* (105(2)), 211–248.
- Knetter, M. (1989), 'Price Discrimination by U.S and German Exporters', *American Economic Review* (79), 198–210.
- Kozicki, S. (2000), 'Why Do Central Banks Monitor So Many Inflation Indicators?', *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City* (Third Quarter), 5–42.
- Kremp, E. & Stöss, E. (2001), 'L'endettement des entreprises industrielles françaises et allemandes : des évolutions distinctes malgré des déterminants proches', *Économie et Statistique* (341-342), 153–175.
- Laeven, L. & Majnoni, G. (2003), 'Loan Loss Provisioning and Economic Slowdowns : Too Much ,Too Late ?', *Journal of Financial Intermediation* (12 (2)), 178–197.

- Lambert, T., Le Cacheux, J. & Mahuet, A. (1997), 'L'épidémie des crises bancaires dans les pays de l'OCDE', *Revue de l'OFCE* (61), 93–138.
- Lange, J., Sack, B. & Whitesell, W. (2001), 'Anticipations of Monetary Policy in Financial Markets', *Finance and Economics Discussion Series, Board of Governors of The Federal Reserve System* (2001-24).
- Lansing, K. & Trehan, B. (2001), 'Forward-Looking Behavior and the Optimality of the Taylor Rule', *Federal Reserve Bank of San Francisco, mimeo*.
- Laskar, D. (2003), 'Réaction des Banques Centrales aux prix des actifs financiers et au taux de change', *Revue Économique* (à paraître).
- Le Bihan, H. & Sahuc, J.-G. (2002), 'Règles de Politique Monétaire en présence d'incertitude : une synthèse', *Revue d'Économie Politique* (3), 349–386.
- Leeper, E., Sims, C. & Zha, T. (1996), 'What Does Monetary Policy Do?', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 1–78.
- Leitemo, K. (1999), 'Inflation Targeting Strategies in Small Open Economies', *University of Oslo, Department of Economics, Working Paper* (21-99).
- Leitemo, K. (2000), 'The Performance of Inflation Forecast Feedback Rules in Small Open Economies', *mimeo*.
- Leitemo, K. & Soderstrom, U. (2001), Simple Monetary Policy Rules and Exchange Rate Uncertainty, in 'Asset Prices, Exchange Rates and Monetary Policy', The Stanford Institute for Economic Policy Research and The Federal Reserve Bank of San Francisco.
- Lettau, M. & Ludvigson, S. (2002), 'Understanding Trend and Cycle in Asset Values : Bulls, Bears and the Wealth Effect on Consumption', *New York University, mimeo*.
- Levieuge, G. (2002), 'Banques Centrales et Prix d'Actifs : une étude empirique', *Revue Française d'Économie* (XVI), 25–59.
- Levieuge, G. (2003), 'Politique monétaire avec information de marché : application au spread de taux', *Revue d'Économie Politique* (113(2)), 233–254.
- Levin, A. & Williams, J. (2003), 'Robust Monetary Policy with Competing Reference Models', *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper* (03-10).
- Levin, A., Wieland, V. & Williams, J. C. (1998), 'Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty', *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series* (1998-45).
- Levin, L. (1998), 'Are Assets Fungible? Testing the Behavioral Theory of Life-Cycle Savings', *Journal of Economic Organization and Behavior* (36), 59–83.
- Lévy-Garboua, V. (1993), 'Le ratio Cooke et les fonds propres des banques', *Revue d'Économie Financière* (27), 47–73.
- Lindé, J. (2002), Estimating New-Keynesian Phillips Curves : A Full Information Maximum Likelihood Approach, in 'The Phillips Curve : New Theory and Evidence', Trade Union Institute for Economic Research, Stockholm.
- Loan, T., Litterman, R. & Sims, C. (1983), 'Forecasting and Conditional Projection Using Realistic Prior Distributions', *NBER Working Paper Series* (1202).

- Lohman, S. (1992), 'Optimal Credibility in Monetary Policy : Credibility versus Flexibility', *The American Economic Review* (82), 273–286.
- Loupias, C., Savignac, F. & Sevestre, P. (2001), 'Monetary Policy and Bank Lending in France', *ECB Working Paper* (101).
- Lowe, P. & Rohling, T. (1993), 'Agency Costs, Balance Sheets and the Business Cycle', *Reserve Bank of Australia, Research Discussion Paper* (9311).
- Lown, C. & Morgan, D. (2002), 'Credit Effects in the Monetary Mechanism', *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* pp. 217–235.
- Lown, C. & Peristiani, S. (1996), 'The behavior of Consumer Loan Rates during the 1990 Credit Slowdown', *Journal of Banking and Finance* (20), 1673–1694.
- Lucas, D. & McDonald, R. (1989), 'Equity Issues and Stock Market Dynamics', *NBER Working Paper Series* (3169).
- Lucas, D. & McDonald, R. (1990), 'Equity Issues and Stock Price Dynamics', *Journal of Finance* (45), 1019–1043.
- Lucas, R. (1976), 'Econometric Policy Evaluation : A Critique', *Journal of Monetary Economics* (1), 19–46.
- Ludvigson, S. & Steindel, C. (1999), 'How Important is the Stock Market Effect on Consumption?', *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* (5(2)), 29–52.
- Ludvigson, S., Steindel, C. & Lettau, M. (2002), 'Monetary Policy Transmission Through the Consumption-Wealth Channel', *FRBNY Economic Policy Review* (8(1)), 117–133.
- Lünneman, P. & Mathä, T. (2001), 'Monetary Transmission : Empirical Evidence from Luxembourg Firm Level Data', *ECB Working Paper* (111).
- MacDonald, R. (1990), 'Are Foreign Exchange Market Forecasters "Rational"? Some Survey-Based Tests', *Manchester School of Economics and Social Studies* (43 (3)), 229–241.
- MacKinnon, J. (1991), Critical Values for Co-Integration Tests, in O. U. Press), ed., 'Long-Run Economic Relationships', R. Engle and C. Granger, pp. 267–276.
- Mairesse, J., Mulkay, B. & Hall, B. (1999), 'Firm-Level Investment in France and United States : An Exploration of What we Have Learned in Twenty Years', *NBER Working Paper Series* (7437).
- Mairesse, J., Mulkay, B. & Hall, B. (2001), 'Investissement des entreprises et contraintes financières en France et aux États-Unis', *Économie et Statistique* (341-342), 67–84.
- Maki, D. & Palumbo, M. (2001), 'Disentangling the Wealth Effect : A Cohort Analysis of Household Saving in the 1990s', *Federal Reserve Board Finance and Discussion Series* (21).
- Mankiw, G. (2000), 'The Inexorable and Mysterious Tradeoff Between Inflation and Unemployment', *NBER Working Paper Series* (7884).
- Mankiw, G. & Zeldes, S. (1991), 'The Consumption of Stockholders and Nonstockholders', *Journal of Financial Economics* (29), 97–112.

- Marquis, M. (2002), 'What's Behind the Low U.S. Personal Saving Rate?', *FRBSF Economic Letter* (2002-09).
- Martin, B. (1999), 'Caution and Gradualism in Monetary Policy under Uncertainty', *Bank of England Working Paper* (105).
- Martin, B. & Salmon, C. (1999), 'Should Uncertain Monetary Policy-Makers do Less?', *Bank of England Working Paper* (99).
- Martins, M. (2002), 'Macroeconomic Performance and Policymakers' Preferences in the Euro Area, 1972-2001', *34ème Conférence Annuelle de Macro, Money and Finance Research Group, Université de Warwick, 4-6 septembre*.
- Matherat, S. (2003), 'Normalisation comptable internationale et stabilité financière', *Revue de la Stabilité Financière, Banque de France* (2).
- Mauro, P. (2000), 'Stock Returns and Output Growth in Emerging and Advanced Economies', *IMF Working Paper* (WP/00/89).
- Mayes, D. & Razzak, W. (1998), 'Transparency and Accountability : Empirical Models and Policy Making at the Reserve Bank of New Zealand', *Economic Modelling* (15), 377–394.
- McCallum, B. (1988), 'Robustness Properties of a Rule for Monetary Policy', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (29), 173–204.
- McCallum, B. (1997), 'Issues in the Design of Monetary Policy Rules', *NBER Working Paper Series* (6016).
- McCallum, B. (2001), 'Should Monetary Policy Respond Strongly to Output Gaps?', *The American Economic Review* (91(2)), 258–262.
- McCallum, B. & Nelson, E. (1997), 'An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis', *NBER Working Paper* (5875).
- McCallum, B. & Nelson, E. (1999a), 'Performance of Operational Policy Rules in an Estimated Semi-Classical Structural Model', in J. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', University of Chicago Press, pp. 15–45.
- McCallum, B. & Nelson, E. (1999b), 'Timeless Perspective vs. Discretionary Monetary Policy in Forward-Looking Models', *NBER Working Paper Series* (7915).
- McCallum, B. & Nelson, E. (2001), 'Monetary Policy for an Open Economy : An Alternative Framework with Optimizing Agents and Sticky Prices', *NBER Working Paper Series* (8175).
- McCarthy, J. & Peach, R. (2002), 'Monetary Policy Transmission to Residential Investment', *FRBNY Economic Policy Review* (8(1)), 139–158.
- Meese, R. & Rogoff, K. (1983), 'Empirical Exchange Rate Models of the Seventies : Do They Fit Out of Sample?', *Journal of International Economics* (14), 3–24.
- Meh, C. & Moran, K. (2003), 'Bank Capital and Monetary Policy', *"Dynamic Models Useful for Policy"*, Conference organized jointly by the Bank of Canada, the Federal Reserve Bank of Cleveland, and the Swiss National Bank, Bank of Canada July 10-11.

- Mehra, Y. (2001), 'The Bond Rate and Estimated Monetary Policy Rules', *Journal of Economics and Business* (53), 345–358.
- Millard, S. & Wells, S. (2002), 'How Can we Use Asset Price Movements to Aid Monetary Policy?', *Bank of England, mimeo*.
- Miller, M., Weller, P. & Zhang, L. (2002), 'Moral Hazard and the US Stock Market : Analysing the "Greenspan Put"', *Economic Journal* (112), 171–186.
- Minczeles, A. & Sicsic, P. (1988), 'Incidence de la désinflation et des plus-values sur les variations de richesse et la consommation des ménages', *Cahiers Economiques et Monétaires* (29), 5–31.
- Minsky, H. (1980), 'Capitalist Financial Processes and the Instability of Capitalism', *Journal of Economic Issue* (14).
- Miotti, L. & Plihon, D. (2001), 'Libéralisation financière, spéculation et crises bancaires', *La Revue du CEPII* (85), 3–36.
- Mishkin, F. (1977), 'What Depressed the Consumer? The Household Balance Sheet and the 1973-75 Recession', *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 123–174.
- Mishkin, F. (1996), 'Les canaux de transmission monétaire : leçons pour la politique monétaire', *Bulletin de la Banque de France* (27), 91–103.
- Mishkin, F. (1999a), 'Global Financial Instability : Framework, Events, Issues', *Journal of Economic Perspectives* (13(4)), 3–20.
- Mishkin, F. (1999b), 'International Experiences with different Monetary Policy Regimes', *Journal of Monetary Economics* (43), 579–605.
- Mishkin, F. (2001), 'The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy', *NBER Working Paper* (8617).
- Mishkin, F. & White, E. (2003), U.S. Stock Market Crashes and Their Aftermath : Implications for Monetary Policy, in W. Hunter, G. Kaufmann & M. Pomerleano, eds, 'Asset Price Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', MIT Press, chapter 6, pp. 53–79.
- Mishkin, S. (1991), Asymmetric Information and Financial Crises : A Historical Perspective, in R. Hubbard, ed., 'Financial Markets and Financial Crises', Chicago University Press, NBER, pp. 69–108.
- Modigliani, F. & Miller, M. (1958), 'The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment', *The American Economic Review* (48), 261–297.
- Monacelli, T. (1999), 'Open Economy Policy Rules under Imperfect Pass-Through', *mimeo, New York University*.
- Moore, R. (1992), 'The Role of Bank Capital in Bank Loan Growth', *Federal Reserve Bank of Dallas Financial Industry Studies* pp. 11–18.
- Morck, R., Shleifer, A. & Vishny, R. (1990), 'The Stock Market and Investment : Is the Market a Sideshow?', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 157–215.
- Moreno, R. (2003), Comments on "Asset Price Bubbles and Prudential Regulation", in W. Hunter, G. Kaufmann & M. Pomerleano, eds, 'Asset Price Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', MIT Press, chapter 37, pp. 524–527.

- Mörttinen, L. (1999), 'Credit Channel of Monetary Policy and Inventory Investment', *Chapter 3 Ph.D.*
- Mottet, S. (2000), 'L'accélérateur financier : Fondements théoriques et vérifications empiriques', *Thèse de Doctorat, Université d'Orléans*.
- Moyen, S. & Sahuc, J.-G. (2003), 'Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model', *EPEE Working Paper Series* (03).
- Mulkay, B., Hall, B. & Mairesse, J. (2000), 'Firm Level Investment and R&D in France and the United States : A Comparison', *NBER Working Paper Series* (8038).
- Mullins, M. & Wadhvani, S. (1989), 'The Effect of the Stock Market on Investment : A Comparative Study', *European Economic Review* (33(5)), 939–961.
- Mussa, M. (2003), Asset Prices and Monetary Policy, *in* W. Hunter, G. Kaufmann & M. Pomerleano, eds, 'Asset Price Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', MIT Press, chapter 5, pp. 35–39.
- Mutoh, H., Kawai, H. & Sano, M. (1993), 'Consumption and Adverse Wealth Effect', *Nihon Keizei Kenkyu* (26), 57–92.
- Myers, S. & Majluf, N. (1984), 'Corporate Finance and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have', *Journal of Financial Economics* (13), 187–221.
- Mylonas, P. & Schich, S. (1999), 'The Use of Financial Market Indicators by Monetary Authorities', *OECD Working Papers* (223).
- Nadal-De Simone, F., Dennis, F. & Redward, P. (1996), 'A Monetary Conditions Index for New Zealand', *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper* (G96/2).
- Nasse, P. & Santini, J.-J. (1989), Le krach du 19 octobre 1987 et après, *in* *Economica*, ed., 'Théorie Economique et crises des marchés financiers', Henri Bourguinat and Patrick Artus, chapter 1, pp. 7–27.
- Naug, B. & Nymoen, R. (1996), 'Pricing to Market in a Small Open Economy', *Scandinavian Journal of Economics* (98(3)), 329–350.
- Newey, W. & West, K. (1994), 'Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimations', *Review of Economics Studies* (61), 631–653.
- Nimiera, M. (1997), 'The Wealth Effect', *Bank of Tokyo-Mitsubishi Economic Research*.
- Norman, B., Sebastia-Barriel, M. & Weeken, O. (2002), 'Equity Wealth and Consumption : The Experience of Germany, France and Italy in an International Context', *Bank of England Quarterly Bulletin* pp. 78–85.
- Observatoire de l'Épargne Européenne (2001), 'La détention d'actions par les ménages européens : tendances récentes', (6), 6–9.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995), 'The Mirage of Fixed Exchange Rates', *Journal of Economic Perspectives* (9 (4)), 73–96.
- OCDE (2000), Prix des logements et activité économique, *in* 'Perspectives Économiques', number 68, pp. 195–211.
- Ogawa, K. (1992), 'An Econometric Analysis of Japanese Households Behaviour', *Financial Review* (25), 112–134.

- Ogawa, K., Kitasaka, S., Yamaoka, H. & Iwata, Y. (1996), 'An Empirical Re-Evaluation of Wealth Effect in Japanese Household Behaviour', *Japan and the World Economy* (8), 423–442.
- Okina, K. & Shiratsuka, S. (2003), Japan's Experience with Asset Price Bubbles : Is it a Case for Inflation Targeting?, in W. Hunter, G. Kaufmann & M. Pomerleano, eds, 'Asset Price Bubbles : The Implications for Monetary, Regulatory, and International Policies', MIT Press, chapter 7, pp. 81–99.
- Okina, K., Shirakawa, M. & Shiratsuka, S. (2000), 'The Asset Price Bubble and Monetary Policy', *IMES Discussion Paper, Bank of Japan* (12).
- Oliner, S. & Rudebusch, G. (1989), 'Internal Finance and Investment : Testing the Role of Asymmetric Information and Agency Costs', *Board of Governors of the Federal Reserve System, Working Paper Series* (101).
- Oliner, S. & Rudebusch, G. (1995), 'Is There a Bank Lending Channel for Monetary Policy?', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* (2), 3–20.
- Oliner, S. & Rudebusch, G. (1996), 'Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?', *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review* (1), 5–13.
- Orlean, A. (1986), 'Mimétisme et anticipations rationnelles : une approche keynésienne', *Recherche Économique de Louvain* (52(1)), 45–66.
- Orlean, A. (1992), 'Contagion des opinions et fonctionnement des marchés financiers', *Revue Économique* (43(4)), 685–698.
- Orphanides, A. (1998), 'Monetary Policy Evaluation with Noisy Information', *Finance and Economics Discussion Paper, Board of Governors of the Federal Reserve System* (1998-50).
- Orphanides, A. & Wieland, V. (1999), 'Inflation Zone Targeting', *European Central Bank Working Paper Series* (8).
- Otoo, M. (1999), 'Consumer Sentiment and the Stock Market', *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series* (1999-60).
- Oung, V. (2001), 'Considérations prudentielles sur la comptabilisation en "juste valeur" pour les établissements de crédit', *Bulletin de la Banque de France* (95), 121–130.
- Pagano, M., Panetta, F. & Zingales, L. (1998), 'Why do Companies Go Public? An Empirical Analysis', *Journal of Finance* (53), 27–64.
- Passmore, W. & Sharpe, S. (1994), 'Optimal Bank Portfolios and the Credit Crunch', *Federal Reserve Board, Finance and Economic Discussion Series* (94-19).
- Patelis, A. (1997), 'Stock Return Predictability and the Role of Monetary Policy', *Journal of Finance* (52), 1951–1972.
- Pazarbasioglu, C. (1996), 'A Credit Crunch? A Case Study of Finland in the Aftermath of the Banking Crisis', *IMF Working Paper* (96/135).
- Peek, J. & Rosengren, E. (1995a), 'Bank Regulation and the Credit Crunch', *Journal of Banking and Finance* (19), 679–692.
- Peek, J. & Rosengren, E. (1995b), 'The Capital Crunch : Neither a Borrower nor a Lender Be', *Journal of Money, Credit and Banking* (27 (3)), 625–638.

- Peek, J. & Rosengren, R. (1997), 'The International Transmission of Financial Shocks : The Case of Japan', *The American Economic Review* (87 (4)), 495–505.
- Peek, J., Rosengren, E. & Tootell, G. (1999a), 'Is Bank Supervision Central to Central Banking?', *The Quarterly Journal of Economics* (114(2)), 629–653.
- Peek, J., Rosengren, E. & Tootell, G. (1999b), 'Using Bank Supervisory Data to Improve Macroeconomic Forecasts', *New England Economic Review* pp. 21–32.
- Peek, J., Rosengren, E. & Tootell, G. (2000), 'Identifying the Macroeconomic Effect of Loan Supply Shocks', *Federal Reserve of Bolton Working Paper* (2).
- Peersman, G. & Smets, F. (1998), Uncertainty and the Taylor Rule in a Simple Model of the Euro-Area Economy, in 'Monetary Policy of the ESCB : Strategic and Implementation Issues', Milan, 6-7 juillet.
- Peersman, G. & Smets, F. (1999), 'The Taylor Rule : A Useful Monetary Policy Benchmark for the Euro Area?', *International Finance* (2 (1)), 85–116.
- Penot, A. (2002), 'Principes et construction des règles de politique monétaire, une application à la Banque Centrale Européenne', *Thèse de Doctorat, Orléans* .
- Persson, T. & Tabellini, G. (1993), 'Designing Institutions for Monetary Policy', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (39), 53–84.
- Pichette, L. (2000), 'Les effets réels du cours des actions sur la consommation', *Document de travail, Banque du Canada* (2000-21).
- Plihon, D. (1996), La montée en puissance de la finance spéculative, in A. Cartapanis, ed., 'Turbulences et spéculations', *Economica*.
- Plihon, D. (1999), *Les banques, nouveaux enjeux, nouvelles stratégies*, 2nde ed., La documentation française.
- Plosser, C. & Rouwenhorst, G. (1994), 'International Term Structures and Real Economic Growth', *Journal of Monetary Economics* (33), 133–56.
- Poole, W. (1970), 'Optimal Choice of Monetary Policy Instruments in a Simple Stochastic Macro Model', *Quarterly Journal of Economics* (88), 197–216.
- Poole, W. (2001), 'What Role for Asset Prices in U.S. Monetary Policy?', *Speech at Bradley University, Sept. 5, Federal Reserve Bank of ST. Louis* .
- Poterba, J. (2000), 'Stock Market Wealth and Consumption', *Journal of Economic Perspectives* (14(2)), 99–118.
- Poterba, J. (2001), 'The Rise of the "Equity Culture" : U.S. Stockownership Patterns, 1989-1998', *mimeo* .
- Poterba, J. & Samwick, A. (1995), 'Stock Ownership Patterns, Stock Market Fluctuations, and Consumption', *Brookings Papers on Economic Activity* (2), 295–372.
- Rajan, R. (1994), 'Why Bank Credit Policies Fluctuate : A Theory and Some Evidence', *Quarterly Journal of Economics* (CIX (2)), 407–443.
- Raynaud, E. (2001), 'Fonctions de réaction des Banques Centrales : États-Unis, Allemagne, Royaume-Uni, Japon', *Document de travail de l'OFCE* (2001-01).

- Reifchneider, D., Tetlow, R. & Williams, J. (1999), 'Aggregate Disturbances, Monetary Policy and the Macroeconomy : The FRB/US Perspective', *Federal Reserve Bulletin* pp. 1–19.
- Reiffers, V. (1995), 'Une mise en perspective des déterminants de l'investissement : rôle du ratio Q de Tobin sur la période 1972-1991 en France', *Revue Économique* (46(4)), 1167–1187.
- Rhoades, S. (1998), 'The Efficiency Effects of Bank Mergers : An Overview of Case Studies of Nine Mergers', *Journal of Banking and Finance* (22 (3)), 273–291.
- Rigobon, R. & Sack, B. (2001), 'Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market', *NBER Working Paper Series* (8350).
- Rigobon, R. & Sack, B. (2002), 'The Impact of Monetary Policy on Asset Prices', *NBER Working Paper* (8794).
- Roberts, J. (1997), 'Is Inflation Sticky?', *Journal of Monetary Economics* (39), 173–196.
- Roberts, J. (2001), 'How Well Does the New Keynesian Sticky-Price Model Fit the Data?', *Finance and Economics Discussion Series, Board of Governors of The Federal Reserve System* (2001-13).
- Rodrigues, A. (1993), 'Government Securities Investments of Commercial Banks', *Reserve Bank of New York Quarterly Review* (Issue June), 39–53.
- Roger, S. & Sterne, G. (1999), 'The Devil in the Detail Monetary Policy Frameworks : Issues and Measurements of Monetary Framework Characteristics', in M. in Fry et al., eds, 'Monetary Policy Frameworks in a Global Context', CCBS, Bank of England.
- Rogoff, K. (1985), 'The Optimal Degree of Commitment to an Intermediate Monetary Target', *Quarterly Journal of Economics* (100), 1169–1190.
- Roley, V. & Sellon, G. (1998), 'Market Reaction to Monetary Policy Nonannouncements', *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper* (98-06).
- Romer, C. (1990), 'The Great Crash and the Onset of the Great Depression', *Quarterly Journal of Economics* (105(3)), 597–624.
- Romer, C. & Romer, D. (1990), 'New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism', *Brookings Papers on Economic Activity* (1), 149–213.
- Rondi, L., Sack, B., Schiantarelli, F. & Sembenelli, A. (1998), 'Firms' Financial and Real Responses to Monetary Tightening : Evidence for Large and Small Italian Companies', *Giornale degli Economisti e Annali di Economia* (57), 35–64.
- Rosenwald, F. (1995), 'L'influence de la sphère financière sur la sphère réelle : les canaux du crédit', *Bulletin de la Banque de France, Supplément Etudes* pp. 105–121.
- Rosenwald, F. (1998), 'Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en termes de canal large du crédit', *Revue Économique* (49(4)), 1103–1127.
- Rosenwald, F. (2001), 'L'impact des conditions financières sur la décision d'investissement', *Économie et Statistique* (341-342), 15–28.
- Rossi, N. & Visco, I. (1995), 'National Savings and Social Security in Italy', *Ricerca Economica* (49), 329–356.

- Rotemberg, J. & Woodford, M. (1997), 'An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy', *NBER Macroeconomics Annual* pp. 297–346.
- Rudd, J. & Whelan, K. (2001), 'New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve', *Financial and Economics Discussion Series, Board of Governors of the Federal Reserve System* (2001-30).
- Rudebusch, G. (2000), 'Assessing Nominal Income Rules for Monetary Policy with Model and Data Uncertainty', *European Central Bank Working Paper* (14).
- Rudebusch, G. & Svensson, L. (1999), Policy Rules for Inflation Targeting, in J. B. Taylor, ed., 'Monetary Policy Rules', University of Chicago Press, NBER, pp. 203–246.
- Sack, B. & Wieland, V. (1999), 'Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy : A Review of Recent Empirical Evidence', *Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series* (1999-39).
- Sahuc, J.-G. (2002), 'A Hybrid Monetary Policy Model : Evidence from the Euro Area', *Applied Economics Letters* (9), 949–955.
- Sarno, L. & Taylor, M. (2001), 'Official Intervention in the Foreign Exchange Market : Is it Effective and, if so, How Does it Work?', *Journal of Economic Literature* (39(3)), 839–868.
- Scharfstein, D. & Stein, J. (2000), 'Herd Behavior and Investment', *The American Economic Review* (80), 465–479.
- Schich, S. (2000), 'What the Yield Curves Say about Inflation : Does it Change over Time?', *OECD Working Paper* (227).
- Schwert, G. (1990), 'Stock Returns and Real Activity : A Century of Evidence', *Journal of Finance* (45(4)), 1237–1257.
- Sédillot, F. (1999), 'La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future?', *Banque de France Note d'Etude et de Recherche* (67).
- Sharpe, S. (1995), 'Bank Capitalization, Regulation, and the Credit Crunch : A Critical Review of the Research Findings', *Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board* (95-20).
- Shibuya, H. (1992), 'Dynamic Equilibrium Price Index : Asset Price and Inflation', *Monetary and Economic Studies (Bank of Japan)* (10(1)), 95–109.
- Shiller, R. (1989), *Market Volatility*, Cambridge, MIT Press.
- Shiller, R. (2000), *Irrational Exuberance*, Princeton, N.J.
- Shiratsuka, S. (1999), 'Asset Price Fluctuation and Price Indices', *Institute for Monetary and Economic Studies, Discussion Paper, Bank of Japan* (21).
- Shiratsuka, S. (2000), 'Asset Prices, Financial Stability, and Monetary Policy : Based on Japan's Experience of the Asset Price Bubble', *Institute for Monetary and Economic Studies, Discussion Paper, Bank of Japan* (34).
- Shirvani & Wilbratte (2000), 'Does Consumption Respond More Strongly to Stock Market Declines than to Increases?', *International Economic Journal* (14(3)), 41–49.
- Shrieves, R. & Dahl, D. (1995), 'Regulation, Recession, and Bank Lending Behavior : The 1990 Credit crunch', *Journal of Financial Services Research* (9), 5–30.

- Sill, K. (1999), 'Forecasts, Indicators and Monetary Policy', *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*.
- Skinner, J. (1996), 'Is Housing Wealth a Sideshow?', in D. Wise, ed., 'Advances in the Economics of Aging', Chicago : University of Chicago Press, pp. 241–268.
- Smets, F. (1997), 'Financial Asset Prices and Monetary Policy : Theory and Evidence', *CEPR Discussion Paper* (1751).
- Smets, F. (1998), 'Output Gap Uncertainty : Does it Matter for the Taylor Rule?', *Bank of International Settlements Working Paper* (60).
- Smets, F. (2000), 'What Horizon for Price Stability?', *European Central Bank Working Paper Series* (24).
- Smets, F. & Tsatsanoris, K. (1997), 'Why Does the Yield Curve Predict Economic Activity? Dissecting the Evidence for Germany and the United States', *CEPR Discussion Paper* (1758).
- Smets, F. & Wouters, R. (2002), 'Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy', *European Central Bank Working Paper* (128).
- So, R. (2001), 'Price and Volatility Spillovers between Interest Rate and Exchange Value of the US Dollar', *Global Finance Journal* (12), 95–107.
- Soderstrom, U. (1999), 'Should Central Banks be more Aggressive?', *Working Paper in Economics and Finance, Stockholm School of Economics* (309).
- Sommerville, T. (1996), 'The Contribution of Land and Structure to Builder Profits and House Prices', *Journal of Housing Research* (7).
- Soto, M. (1999), 'Can the Fed Change the Valuation of the Market?', *mimeo*, <http://msoto.8m.com/estudios/stockprices/stockprices.html>.
- Srour, G. (1999), 'Inflation Targeting under Uncertainty', *Bank of Canada, Technical Report* (85).
- Starr-McCluer, M. (1998), 'Stock Market Wealth and Consumer Spending', *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series* (1998-20).
- Stein, J. (1996), 'Rational Capital Budgeting in an Irrational World', *Journal of Business* (69), 429–455.
- Stein, J. (1998), 'An Adverse Selection Model of Bank Asset and Liability Management With Implications for the Transmission of Monetary Policy', *RAND Journal of Economics* (29 (3)), 466–486.
- Stein, J. (2002), 'Commentary on "Does Bank Capital Matter for Monetary Transmission?"', *Federal Reserve Bank of New York Policy Review* (8 (1)), 267–270.
- Sterne, G. (1999), 'The Use of Explicit Targets for Monetary Policy : Practical Experiences of 91 Economies in the 1990s', *CCBS Quarterly Bulletin* pp. 272–281.
- Stevens, G. (1998), 'Pitfalls in the Use of Monetary Conditions Indexes', *Reserve Bank of Australia Bulletin* pp. 34–43.
- Stiglitz, J. & Weiss, A. (1981), 'Credit Rationing in Models with Imperfect Information', *The American Economic Review* pp. 393–410.

- Stock, J. & Watson, M. (1989), New Indexes of Coincident and Leading Indicators, in O. Blanchard & S. Fisher, eds, 'NBER Macroeconomic Annual', Cambridge, MA : MIT Press, pp. 351–394.
- Stock, J. & Watson, M. (2001), 'Forecasting Output and Inflation : The Role of Asset Prices', *NBER Working Paper Series* (8180).
- Sutton, G. (2000), 'A Defence of the Expectations Theory as a Model of U.S. Long-Term Interest Rates', *BIS Working Paper* (85).
- Svensson, L. (2000), 'Open-Economy Inflation Targeting', *Journal of International Economics* (50), 155–183.
- Syron, R. (1991), 'Statement Before the Subcommittee on Domestic Monetary Policy of the Committee on Banking, Finance and Urban Affairs', *Federal Reserve Bank of Boston New England Economic Review* pp. 3–10.
- Tanaka, M. (2002), 'How Do Bank Capital And Capital Adequacy Regulation Affect the Monetary Transmission Mechanism?', *CESifo, Venice Summer Institute* .
- Taylor, J. (1980), 'Aggregate Dynamics and Staggered Contracts', *Journal of Political Economy* (88), 1–23.
- Taylor, J. (2001), 'The Role of the Exchange Rate in Monetary Policy Rules', *The American Economic Review* (91(2)), 263–267.
- Taylor, J.-B. (1993), 'Discretion versus Policy Rules in Practice', *Carnegie-Rochester Conference on Public Policy* (39), 195–214.
- Taylor, J.-B. (1999), 'The Robustness and Efficiency of Monetary Policy Rules as Guidelines for Interest Rate setting by the European Central Bank', *Journal of Monetary Economics* (43), 655–679.
- Tease, W. (1993), 'The Stock Market and Investment', *OECD Economic Studies* (20), 41–63.
- Thakor, A. (1996), 'Capital Requirements, Monetary Policy, and Aggregate Bank Lending : Theory and Empirical Evidence', *Journal of Finance* (51).
- Thakor, A. & Furlong Wilson, P. (1995), 'Capital Requirements, Loan Renegotiation and the Borrower's Choice of Financing Source', *Journal of Banking and Finance* (19), 693–711.
- Theil, H. (1958), 'Economic Forecasts and Policy', *North-Holland, Amsterdam* .
- Thorbecke, W. (1997), 'On Stock Returns and Monetary Policy', *Journal of Finance* (52), 635–654.
- Tinsley, P. (1993), 'Fitting both Data and Theories : Polynomial Adjustment Costs and Error-Correction Decision Rules', *Finance and Economic Discussion Series, Federal Reserve Board* (93-21).
- Tobin, J. (1969), 'A General Equilibrium Approach to Monetary Theory', *Journal of Money, Credit and Banking* (1(1)), 15–29.
- Townsend, R. (1979), 'Optimal Contracts and Competitive Markets with Costly State Verification', *Journal of Economic Theory* (21), 265–293.

- Tracy, J., Schneider, H. & Chan, S. (1999), 'Are Stock Overtaking Real Estate in Household Portfolios', *Current Issues in Economics and Finance* (5(5)).
- Trichet, J.-C. (2002), 'Les bulles financières et leurs conséquences sur la politique monétaire et la stabilité financière', *Bulletin de la Banque de France* (102), 37–46.
- Valderrama, M. (2001), 'Credit Channel and Investment Behavior in Austria : A Micro-Econometric Approach', *ECB Working Paper* (108).
- Van Damme, E. (1994), 'Banking : A Survey of Recent Microeconomic Theory', *Oxford Review of Economic Policy* (10(4)), 14–33.
- Van Den Heuvel, J. (2002a), 'The Bank Capital Channel of Monetary Policy', *The Wharton School, Univ. of Pennsylvania, mimeo* .
- Van Den Heuvel, J. (2002b), 'Banking Conditions and the Effects of Monetary Policy : Evidence from U.S. States', *The Wharton School, Univ. of Pennsylvania, mimeo* .
- Van Den Heuvel, S. (2002c), 'Does Bank Capital Matter for Monetary Transmission?', *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* (8 (1)), 259–265.
- Verdelhan, A. (1998), 'Construction d'un Indicateur des Conditions Monétaires pour la zone euro', *Bulletin de la Banque de France* (58), 75–82.
- Vermeulen, P. (2000), 'Business Fixed Investment : Evidence of a Financial Accelerator in Europe', *ECB Working Paper* (37).
- Vickers, J. (1999), Monetary Policy and Asset Prices, in 'Money, Macro and Finance Group 31st Annual conference', Oxford University.
- Vihriala, V. (1996), 'Credit Crunch and Collateral Squeeze? An Empirical Study of the Credit Supply of the Finnish Local Banks in 1990-1992', *Bank of Finland Working Paper* (11/96).
- Villieu, P. (2000), *Macroéconomie, L'investissement*, La Découverte, Collection Repères.
- Von Kalckreuth, U. (2001), 'Monetary Transmission in Germany : New Perspectives on Financial Constraints and Investment Spending', *ECB Working Paper* (109).
- Wagster, J. (1999), 'The Basle Accord of 1988 and the International Credit Crunch of 1989-1992', *Journal of Financial Services Research* (15 (2)), 123–143.
- Wall, L. & Peterson, D. (1995), 'Bank Holding Company Capital Targets in the Early 1990s : The Regulators Versus the Market', *Journal of Banking and Finance* (19), 563–574.
- Walsh, C. (1995), 'Optimal Contracts for Central Bankers', *The American Economic Review* (85), 150–167.
- Walsh, C. (1998), *Monetary Theory and Policy*, Cambridge, Massachusetts, chapter 7 - The Credit Channel of Monetary Policy, pp. 285–320.
- Walsh, C. (1999), 'Monetary Policy Trade-offs in the Open Economy', *mimeo* .
- Weerapana, A. (2000), 'The Performance of Simple Monetary Policy Rules in a Large Open Economy', *Wellesley College Working Paper* (2000-05).
- Welch, I. (2000), 'Herding among Security Analysts', *Journal of Financial Economics* (58(3)), 369–396.

- Wermers, R. (1999), 'Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices', *Journal of Finance* (54), 581–622.
- White, W. (2000), 'What Have we Learned from Recent Financial Crises and Policy Responses?', *BIS Working Papers* (84).
- Whited, T. (1991), 'Investment and Financial Asset Accumulation', *Journal of Financial Intermediation* (1), 307–334.
- Whited, T. (1992), 'Debt, Liquidity Constraints and Corporate Investment : Evidence from Panel Data', *The Journal of Finance* (47), 1425–1460.
- Williams, J.-C. (1999), 'Simple Rules for Monetary Policy', *Finance and Economics Discussion Paper Series, Federal Reserve Board* (1999-12).
- Williamson, S. (1987), 'Costly Monitoring, Loan Contracts and Equilibrium Credit Rationing', *Quarterly Journal of Economics* pp. 135–145.
- Wolff, E. & Marley, M. (1989), Long Term Trends in U.S. Wealth Inequality : Methodological Issues and Results, in R. Lipsey & H. Tice, eds, 'The Measurement of Saving, Investment and Wealth', Chicago : University of Chicago Press, pp. 765–839.
- Woodford, M. (1994), *Nonstandard Indicators for Monetary Policy : Can their Usefulness be judged from Forecasting Regressions ?*, Vol. 29, in NBER Studies in Business Cycles, Monetary Policy.
- Woodford, M. (1996), 'Control of the Public Debt : A Requirement for Price Stability', *NBER Working Paper Series* (5684).
- Woodford, M. (2001), 'The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy', *The American Economic Review* (91(2)), 232–237.
- Worms, A. (2001), 'The Reaction of Bank Lending to Monetary Policy Measures in Germany', *ECB Working Paper* (96).
- Wynne, M. (1999), 'Core Inflation : A Review of some Conceptual Issues', *Federal Reserve Bank of Dallas, mimeo* .
- Yuan, M. & Zimmermann, C. (1999), 'Credit Crunch, Bank Lending, and Monetary Policy : A Model of Financial Intermediation with Heterogeneous Projects', *CREFE Working Papers* (89).
- Zandi, M. (1999), 'Wealth Worries', *Regional Financial Review* pp. 1–8.
- Zeira, J. (1999), 'Informational Overshooting, Booms, and Crashes', *Journal of Monetary Economics* (43), 237–257.

Table des figures

1	Taux de change euro/dollar	7
2	Cycles des cours boursiers	8
3	Série effective et série estimée - États-Unis	36
4	Série effective et série estimée - Japon	37
5	Série effective et série estimée - Allemagne	38
6	Série effective et série estimée - Nouvelle - Zélande	38
7	Série effective et série estimée - Canada	40
8	Série effective et série estimée - Australie	41
9	Evolution des paramètres de la règle de base (Pays du G3)	42
1.1	Mécanisme de politique monétaire en économie ouverte	61
1.2	<i>ICM</i> canadien officiel et ses deux composantes	72
1.3	Evolution des <i>ICM</i> : Canada et Nouvelle-Zélande	72
1.4	Simulation d'un choc de taux de change dans le modèle de Ball (1999)	82
1.5	Règle <i>IFB</i> et choc financier d'après Cecchetti & Al (2000b)	90
1.6	Règle <i>IFB</i> et choc de demande d'après Cecchetti & Al (2000b)	91
2.1	Output gap (filtre HP vs. fonction Cobb-Douglas)	104
2.2	Dynamique de court terme du VAR structurel	108
2.3	Réponse de l'output gap et de l'inflation à un choc de taux court réel	110
2.4	Décomposition de variance	111
2.5	Décomposition de variance avec taux court réel	112
2.6	Comparaison des réponses VAR / Modèle structurel	120
2.7	Courbes IS « hybride » vs Courbe IS autorégressive	123
2.8	Comparaison des réponses VAR / Modèle structurel à long terme	129
3.1	Niveau du taux de change (s) et sa composante « non fondamentale » (ε_s)	143
3.2	Taylor vs Règle- <i>ICM</i> (1) <i>ad hoc</i> : conflit d'objectif (choc de demande)	151
3.3	<i>Taylor dom</i> vs <i>Ball-ICM</i> (1) <i>dom.</i> (choc de demande) - zone euro	152
3.4	<i>Taylor dom</i> vs <i>Ball-ICM</i> (1) <i>dom.</i> (choc d'offre) - zone euro	153
3.5	<i>Taylor</i> vs <i>Ball-ICM</i> (2) <i>dom.</i> (choc d'offre) - Éco. « plus » ouverte	153
3.6	Évolution de β_3 avec l'incertitude - zone euro	156
3.7	Évolution de la perte en fonction de l'incertitude - zone euro	156
3.8	<i>Ball-ICM</i> (1) et incertitude - Éco. « plus » ouverte	157
3.9	<i>Taylor</i> vs <i>Règle-chocs</i> (choc d'offre, ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte	159
3.10	<i>ICM-Ball</i> (1) et incertitude (ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte	160

3.11	<i>Ball-ICM (2) dom</i> et incertitude - Éco. « plus » ouverte	165
3.12	<i>ICM-Ball (1) dom</i> et incertitude (ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte	165
4.1	Taux d'épargne et ratio richesse nette / revenu (USA)	195
4.2	Cours boursiers et indice de confiance des ménages	199
4.3	Amplification d'un choc dans le cadre de l'accélérateur financier	207
4.4	Offre et demande de capital en information parfaite et imparfaite	209
4.5	Ratio Q et taux d'investissement (source : Épaulard (1993))	225
5.1	Fusions & Acquisitions dans le secteur financier européen (en volume)	233
5.2	Portefeuille d'actions à l'actif des banques U.S.	235
5.3	Composantes du <i>mix</i> , <i>mix</i> et composantes de l'actif des banques	247
5.4	Durcissement des conditions de crédit aux entreprises	248
5.5	Lien entre crédits et nombre de banques contraintes	254
5.6	Distribution des banques selon la valeur de leur ratio Cooke - États-Unis	258
5.7	Indicateur de demande de crédits	269
5.8	Taux d'intérêt nominal sur obligation d'État à 10 ans	269
5.9	Cohérence du ratio de capital calculé avec la dummy (2000)	271
6.1	Réponse à un choc de politique monétaire : avec/sans effets amplificateurs	297
6.2	Choc de politique monétaire (règle : 0.8 ; 3.0 ; 0.2)	298
6.3	Choc technologique (règle : 4.5 ; 0.25 ; 0.0)	300
6.4	Bulle financière - Règle accommodante (0.8 ; 1.2 ; 0.0)	301
6.5	Bulle financière - Règle agressive (0.8 ; 3.0 ; 0.0)	303
6.6	« <i>Boom and Bust</i> » - Règle accommodante	305
6.7	« <i>Boom and Bust</i> » - Règle agressive	306
6.8	Sensibilité des primes suivant la structure de bilan d'équilibre des banques	307
6.9	Sensibilité des primes suivant la structure de bilan d'équilibre des firmes	308
6.10	Volatilité de l'output et de l'inflation suivant le contexte financier	309
6.11	Influence du <i>contexte</i> bancaire (choc de politique monétaire)	311
6.12	Principales connexions entre les agents du modèle	314
6.13	Ratio actifs / fonds propres des banques européennes	333
6.14	Ratio actifs / richesse nette des firmes américaines	333
7.1	Type de stratégie optimale selon le degré d'optimisme des agents	355
7.2	Développement d'une bulle partiellement endogène	365
7.3	Évolution des provisions statiques et dynamiques avec le cycle	371
7.4	Incidence de la politique de provisionnement sur les primes	372
7.5	Gains en variance liés au provisionnement dynamique selon f^ε	374

Liste des tableaux

1	Volatilité des cours boursiers, des taux d'intérêt et des taux de change . . .	9
2	Coefficients de corrélation : output gap et croissance des cours immobiliers	11
3	Estimation de la règle (4) pour les États-Unis ($n = 0$)	27
4	Estimation de la règle (4) pour le Japon ($n = 0$)	28
5	Estimation de la règle (4) pour l'Allemagne ($n = 0$)	29
6	Estimation de la règle (6) pour la Nouvelle - Zélande ($n = 0$)	32
7	Estimation de la règle (6) pour le Canada ($n = 0$)	33
8	Estimation de la règle (4) pour l'Australie ($n = 0$)	33
9	Estimation de la règle (4) pour les pays du G3 ($n = 12$)	35
10	Estimation de la règle des pays à cible d'inflation ($n = 12$)	39
11	Robustesse des résultats ($n = 12$)	43
12	Récapitulatif des résultats	44
13	Comportement asymétrique de la Banque du Japon	46
14	Définition des variables	50
15	Détermination d'un effet différencié du taux de change	51
16	Résultat des estimations avec effets différenciés – Nouvelle-Zélande & Canada	51
17	Corrélation entre taux longs domestiques et américains	52
1.1	Valeur des pondérations des ICM de quatre pays « ouverts »	70
1.2	Pondérations des pays dans le taux de change $C6$ (en 2001)	71
1.3	Valeur des pondérations des ICM pour l'Europe, les États-Unis et le Japon	73
1.4	Pondérations d'un <i>ICM</i> relatif au PIB	74
1.5	Pondérations d'un <i>ICM</i> relatif à l'inflation	74
1.6	Partage entre Taux d'intérêt de court et de long terme dans les ICM	75
1.7	Pondérations d'un <i>ICF</i> pour les pays du G7	76
1.8	Pondérations d'un <i>ICMD</i> pour le Royaume-Uni	78
1.9	Cibles d'inflation optimales en économie ouverte chez Svensson (2000) . . .	84
1.10	Variances sous différentes règles chez Svensson (2000)	85
1.11	Comparaison des règles optimales chez Batini & Al (2001)	86
1.12	Règle <i>IFB</i> avec / sans taux de change (Cecchetti & Al (2000b))	90
2.1	Pondération des séries nationales (en %)	103
2.2	Estimation du VAR - Tests de Fisher	106
2.3	Résultats de l'estimation des deux blocs	119
2.4	Calibration définitive	119
2.5	Relevé des calibrations / estimations pour la zone euro	121

2.6	Tests d'indépendance des résidus du VAR (Ljung & Box)	125
2.7	Tests de racines unitaires sur les résidus du VAR	126
2.8	Estimation de la matrice A	128
3.1	Variance des chocs	145
3.2	Coefficients optimaux & classement - zone euro	146
3.3	Coefficients optimaux & classement - Éco. plus ouverte	148
3.4	Taylor vs Règle-ICM (1) <i>ad hoc</i> : valeur de la perte	150
3.5	Classement des règles optimales suivant la nature des chocs	154
3.6	Coefficients optimaux & classement - ZE - $Var(s_t)$ dans la perte	158
3.7	Classement selon la nature des chocs - ZE - $Var(s_t)$ dans la perte	159
3.8	Valeur de la perte suivant la nature des chocs - zone euro	164
3.9	Valeur de la perte suivant la nature des chocs - Éco. « plus » ouverte	164
3.10	Perte suivant la nature des chocs (ZE) - $Var(s_t)$ dans la perte	164
4.1	Estimation du modèle- Q pour la France	176
4.2	Corrélation entre l'investissement résidentiel et sa profitabilité	180
4.3	Détention directe et indirecte de titres par les ménages (fin 2000)	184
4.4	Détention indirecte de titres : répartition par type d'intermédiaires (fin 2000)	186
4.5	Distribution de la richesse boursière - États-Unis	186
4.6	Distribution de la richesse boursière - Europe	187
4.7	Contribution des ménages à la richesse nette totale et au taux d'épargne	188
4.8	Propension à consommer la richesse aux États-Unis : une synthèse	192
4.9	Propension à consommer la richesse dans les pays du G7	194
4.10	Estimation quantifiée de l'effet de richesse aux États-Unis	196
4.11	Décroissance de la propension marginale à consommer la richesse	197
4.12	Bilan agrégé des entreprises (en proportion des dettes totales)	204
4.13	Poids de l'immobilier dans le patrimoine des ménages	218
4.14	Composition du bilan des ménages - pays du G7	227
5.1	Corrélation output gap - crédits/PIB (États-Unis)	231
5.2	Bilan agrégé de l'ensemble des établissements de crédit (France)	234
5.3	Corrélation entre output gap et provisions/prêts	237
5.4	Quelques caractéristiques bancaires du Japon entre 1990 et 1993	243
5.5	Proportion des grandes banques dont le Cooke est inférieur à 8.5%	243
5.6	Corrélations entre indices boursiers et variables <i>mix</i>	249
5.7	Tests de causalité : DSF , $DSNF$ et <i>mix</i>	250
5.8	Tests de causalité entre DSF , $DSNF$ et crédits	250
5.9	Tests de causalité : DSF , $DSNF$ et <i>standards</i>	251
5.10	Robustesse de la causalité entre DSF , $DSNF$ et <i>standards</i>	252
5.11	Pourcentage des banques contraintes d'après les critères de BHCD	253
5.12	Corrélation entre crédits et pourcentage de banques contraintes	254
5.13	Corrélation entre crédits et ratio de solvabilité	254
5.14	Évolution moyenne du taux de croissance des crédits C&I	255
5.15	Taux de croissance moyen des banques contraintes en 1996	255
5.16	Corrélation entre crédits et ratio de capital suivant la position initiale	256

5.17	Source des données	265
5.18	Tests de racine unitaire (Dickey-Fuller Augmenté)	267
5.19	Tests de cointégation (Engle & Granger)	267
5.20	Tests de causalité entre <i>DSB</i> et <i>mix2</i>	268
5.21	Tests de causalité entre <i>DSB</i> et crédits	268
5.22	Tests de causalité entre <i>DSB</i> et conditions de crédit (<i>standards</i>)	268
5.23	Robustesse de la causalité entre <i>DSB</i> et <i>standards</i>	269
5.24	Causalité entre <i>DSNF</i> et conditions de crédit aux petites entreprises	269
5.25	Actif total des banques - statistiques	270
5.26	Liste des variables utilisées et codes correspondants	271
6.1	Calibration du modèle de base	334
7.1	Récapitulatif des résultats	375
7.2	Caractéristiques principales des 15 krachs boursiers identifiés par Mishkin & White (2003)	383
7.3	Performances des règles - choc de politique monétaire - Contexte de base	384
7.4	Performances des règles - choc de politique monétaire - Contexte de fragilité	385
7.5	Performances des règles - choc technologique - Contexte de base	386
7.6	Performances des règles - choc technologique - Contexte de fragilité	387
7.7	Performances des règles - Bulle - Contexte de base	388
7.8	Performances des règles - Bulle - Contexte de fragilité	389
7.9	Performances des règles - Bulle avec prise - Contexte de base	390
7.10	Performances des règles - Bulle avec prise - Contexte de fragilité	391
7.11	Prov. statique <i>vs</i> prov. dyna. - choc pol. mon. - Contexte de base	392
7.12	Prov. statique <i>vs</i> prov. dyna. - choc techno. - Contexte de base	392
7.13	Prov. statique <i>vs</i> prov. dyna. - Bulle - Contexte de base	393
7.14	Prov. statique <i>vs</i> prov. dyna. - choc pol. mon. - Contexte de fragilité	393
7.15	Prov. statique <i>vs</i> prov. dyna. - choc techno.- Contexte de fragilité	394
7.16	Prov. statique <i>vs</i> prov. dyna. - Bulle - Contexte de fragilité	394

Table des matières

Introduction Générale	1
Le contenu en information des prix d'actifs	3
Volatilité des prix d'actifs et crises financières	6
Règles monétaires : la traduction pratique des avancées théoriques	13
Les banques centrales doivent-elles cibler les prix d'actifs ?	16
Chapitre Introductif Les banques centrales réagissent-elles aux mouvements des prix d'actifs ?	19
1 Spécification et méthode d'estimation des fonctions de réaction	20
1.1 Définition de la fonction de réaction estimée	20
1.2 Les variables financières considérées	23
1.3 Le principe des tests	25
2 Règle de type Taylor et prix d'actifs	26
3 Cibles d'inflation et prix d'actifs	30
3.1 Indices des Conditions Monétaires	30
3.2 Résultats des estimations	31
4 Indicateurs de politique monétaire ou objectifs ?	34
4.1 Passage de π_t à π_{t+12}	34
4.2 Étude de la robustesse des résultats	41
5 Comportement asymétrique des banques centrales ?	45
6 Conclusion	47
7 Annexe du Chapitre Introductif	50
7.1 Définition des variables	50
7.2 Étude des configurations alternatives pour la Nouvelle-Zélande et le Canada	50
I Règles monétaires optimales et taux de change	53
1 Taux de change et politique monétaire : théorie et pratique	57
1.1 Instrument optimal en économie ouverte	59
1.1.1 Canaux de transmission et instruments d'intervention	59
1.1.1.1 L'importance du taux de change pour la conduite de la politique monétaire	59
1.1.1.2 Les instruments pour agir sur le taux de change	61

1.1.2	Les Indicateurs de Conditions Monétaires comme cible opérationnelle de politique monétaire	63
1.1.2.1	Justification théorique	63
1.1.2.2	L'exemple du Canada	65
1.1.3	Définition et construction des ICM dans la pratique	67
1.1.3.1	Construction des ICM standards	68
1.1.3.2	Application aux pays européens	73
1.1.3.3	Limites et extensions des <i>ICM</i>	75
1.2	Règle optimale en économie ouverte : revue de littérature	79
1.2.1	Règles monétaires avec taux de change : quels résultats?	80
1.2.1.1	Modèles <i>backward-looking</i>	80
1.2.1.2	Modèles avec anticipations rationnelles	82
1.2.2	Pourquoi l'apport du taux de change est-il négligeable?	87
1.2.2.1	Une réaction optimale conditionnelle à la nature des chocs	88
1.2.2.2	Réponses aux évolutions du taux de change et incertitude	92
1.3	Conclusion	96
1.4	Annexe du chapitre 1	98
	La règle-ICM optimale selon Gerlach & Smets (2000)	98
2	Calibration d'un modèle zone euro / États-Unis	101
2.1	Modélisation VAR de la zone euro	103
2.1.1	Définition et estimation du VAR	103
2.1.1.1	Les données	103
2.1.1.2	Estimation du VAR	105
2.1.2	Décomposition structurelle des chocs et fonctions de réponse	107
2.2	Un modèle sous forme réduite de la zone euro	112
2.2.1	Présentation du modèle	112
2.2.2	Calibration du modèle sous forme réduite	117
2.2.3	Discussion	121
2.3	Conclusion	123
2.4	Annexes du chapitre 2	125
2.4.1	Propriétés du VAR structurel	125
2.4.1.1	Test d'auto-corrélation des résidus du VAR	125
2.4.1.2	Stationnarité des résidus du VAR structurel	125
2.4.1.3	Détails sur la décomposition structurelle	126
2.4.1.4	Dynamique de long terme du VAR et du modèle sous forme réduite	129
2.4.2	Fondements théoriques d'un modèle mixte	130
2.4.2.1	Détermination d'une fonction de Demande Agrégée mixte	130
2.4.2.2	Détermination d'une courbe de Phillips mixte	132
3	Règle de Taylor vs Règle-ICM : Application à la zone euro	139
3.1	Règles simples optimales en économie ouverte	141
3.1.1	Plusieurs règles monétaires concurrentes	141
3.1.2	Méthode de détermination de règles optimales	144

3.1.3	Résultats pour la zone euro	145
3.1.4	Généralisation à une économie « plus » ouverte	148
3.2	Sensibilité des règles monétaires à la nature des chocs	149
3.3	Incertitude sur le taux de change d'équilibre	154
3.4	Taux de change dans la fonction de perte	158
3.5	Conclusion	160
3.6	Annexe du chapitre 3	164
3.6.1	Détail des résultats	164
3.6.2	Graphiques complémentaires	165

II Cycles de prix d'actifs et Politique Monétaire 167

4	Les canaux de transmission des prix d'actifs sur la sphère réelle	171
4.1	Le canal du ratio Q de Tobin	173
4.1.1	Principe et fondements	173
4.1.1.1	Définition	173
4.1.1.2	Fondements microéconomiques du Q de Tobin	173
4.1.2	Résultats empiriques	175
4.1.2.1	Construction et principes des tests	175
4.1.2.2	Bilan nuancé des modèles- Q	175
4.1.3	Les investisseurs sont-ils sensibles aux déséquilibres boursiers ?	177
4.1.3.1	Q de Tobin et mésalignements boursiers	177
4.1.3.2	Cours boursiers et structure du passif des firmes	179
4.1.4	Q de Tobin et investissement immobilier	180
4.2	Les effets de richesse	181
4.2.1	Le cadre théorique de référence	181
4.2.2	Une évolution des portefeuilles des ménages favorable aux effets de richesse ?	183
4.2.2.1	L'essor de la détention d'actions	183
4.2.2.2	Une forte concentration...	185
4.2.2.3	...Qui justifie un examen sur le plan individuel	187
4.2.3	Méthodes et résultats sur le plan macroéconomique	189
4.2.3.1	Expériences historiques et impact supposé des transformations structurelles récentes	189
4.2.3.2	Méthode d'estimation des effets de richesse	190
4.2.3.3	Bilan des estimations d'effets de richesse	192
4.2.3.4	Dynamique des effets de richesse	197
4.2.4	L'impact des cours boursiers sur le moral des ménages	198
4.3	Coûts d'agence, bilans et cycle d'activité	200
4.3.1	L'hypothèse centrale d'asymétrie d'information	200
4.3.1.1	Les différents types d'asymétrie d'information	200
4.3.1.2	Des entreprises tributaires du crédit bancaire	202
4.3.2	Le cadre théorique de l'accélérateur financier	204
4.3.2.1	Les mécanismes d'amplification financière des chocs	204

4.3.2.2	Le principe de l'accélérateur financier : un cadre simplifié .	206
4.3.2.3	L'asymétrie de l'amplification financière	208
4.3.3	Bilan empirique	210
4.3.3.1	Principe des tests	210
4.3.3.2	Des preuves empiriques qui s'accumulent	212
4.3.3.3	Limites des études empiriques	216
4.3.4	Canal du bilan des ménages	217
4.4	Conclusion	219
4.5	Annexes du chapitre 4	222
4.5.1	Détermination du Q de Tobin	222
4.5.2	Graphique : évolution du Q de Tobin en France	225
4.5.3	Détermination de la relation d'Euler de l'investissement	225
4.5.4	Bilan des ménages (pays du G7)	227
5	Les banques comme vecteurs et amplificateurs des chocs financiers	229
5.1	Sensibilité accrue des banques aux cycles financiers	231
5.1.1	La procyclicité du crédit	231
5.1.2	Comportement « excessif » des banques	232
5.1.3	Les effets de la libéralisation financière	234
5.1.4	La gestion procyclique des pertes attendues	236
5.2	L'influence des fonds propres bancaires sur l'offre de crédit	237
5.2.1	Définition des fonds propres bancaires et principe du canal des fonds propres bancaires	237
5.2.2	Relations théoriques entre capital bancaire et crédits	239
5.2.3	Accumulation d'indices empiriques	241
5.2.3.1	Impact sur les volumes octroyés	241
5.2.3.2	Impact sur le coût du crédit bancaire	244
5.3	Le canal du capital bancaire : un examen empirique	245
5.3.1	Examen sur le plan agrégé	245
5.3.1.1	Baisse de l'offre de crédit ?	245
5.3.1.2	Manifestation conjointe de l'accélérateur financier et du ca- nal du capital bancaire ?	247
5.3.1.3	Mise en évidence des effets imputables au seul canal du capital bancaire	248
5.3.2	Examen sur données individuelles	252
5.4	Un canal de transmission de la politique monétaire ?	256
5.4.1	Un mécanisme de transmission de politique monétaire secondaire ? .	257
5.4.2	Un mécanisme de transmission non linéaire	259
5.4.2.1	Efficacité de la politique monétaire en <i>temps normal</i> . . .	259
5.4.2.2	Inefficacité de la politique monétaire en périodes de troubles financiers aigus	260
5.4.3	Quelle politique face à un <i>capital crunch</i> ?	260
5.5	Conclusion	262
5.6	Annexe 1 : Précisions sur les tests agrégés	265
5.6.1	Source des données	265

5.6.2	Précisions sur les données du <i>Senior Loan Officer Opinion survey</i>	265
5.6.3	Précisions sur les VAR	266
5.6.4	Tableaux et graphiques complémentaires	268
5.7	Annexe 2 : Source des données individuelles	270
6	Un modèle d'équilibre général avec canal du capital bancaire	273
6.1	Optimisation du comportement des agents	275
6.1.1	Détermination des contrats financiers	275
6.1.1.1	Relation financière entre les ménages et les banques	275
6.1.1.2	Relation financière entre les banques et les firmes	279
6.1.2	Équilibre général	282
6.1.2.1	Secteurs des grossistes et des producteurs de capital physique	282
6.1.2.2	Le secteur des détaillants	284
6.1.2.3	Les ménages	286
6.1.2.4	Définition des chocs et comportement de l'État	287
6.1.2.5	Présence et développement d'une bulle financière	288
6.2	Le modèle calibré sous forme linéaire	288
6.2.1	Équilibre stationnaire	288
6.2.2	Le modèle log-linéarisé	290
6.2.3	Calibration	293
6.3	Dynamique et enseignements du modèle	295
6.3.1	Les mécanismes d'amplification	295
6.3.2	Dynamique du modèle suite à un choc de politique monétaire	298
6.3.3	Dynamique du modèle suite à un choc technologique	299
6.3.4	Les effets d'une bulle financière	300
6.3.4.1	Bulle et politique monétaire accommodante	301
6.3.4.2	Bulle et politique monétaire agressive	302
6.3.4.3	Scénario de <i>Boom and Bust</i>	304
6.4	L'incidence du « contexte financier »	306
6.4.1	La sensibilité des primes selon le contexte financier	306
6.4.2	Volatilité de l'output et de l'inflation suivant le contexte	309
6.5	Conclusion	311
6.6	Annexe du chapitre 6	313
6.6.1	Principales connexions entre les agents du modèle	313
6.6.2	Passage de (6.7) à (6.8)	315
6.6.3	Contrat financier optimal ménages/banques	316
6.6.3.1	Effets des variations de \bar{e}^j sur les gains espérés par les prêteurs et unicité de l'équilibre partiel	316
6.6.3.2	Hypothèses, calculs préliminaires et propriétés des fonctions	317
6.6.3.3	Programme de maximisation	320
6.6.3.4	Résultat : la prime de financement externe	325
6.6.4	Contrat financier optimal banques/entreprises	326
6.6.5	Le programme du secteur des détaillants	329
6.6.6	Détails sur la bulle	331
6.6.7	Détails sur la log-linéarisation	331

6.6.8	Détails sur la calibration	332
7	Cibles de prix d'actifs ou politique prudentielle contra-cyclique?	335
7.1	Cibles de prix d'actifs : bilan et interprétation de la littérature	337
7.1.1	L'importance de la nature des chocs	337
7.1.2	Incertitude quant à la valeur d'équilibre des prix d'actifs	339
7.1.2.1	Le problème du diagnostic des bulles	339
7.1.2.2	Les enseignements des modèles simples	341
7.1.2.3	Expérimentations autour du modèle BGG	342
7.1.3	Impact incertain de la politique monétaire et des prix d'actifs . . .	346
7.1.3.1	L'impact incertain des prix d'actifs sur l'activité et l'inflation	346
7.1.3.2	Le contrôle incertain de la politique monétaire sur les prix d'actifs	347
7.1.4	La nécessité d'une politique monétaire préventive	349
7.1.4.1	La stabilité macroéconomique garantit-elle la stabilité fi- nancière?	349
7.1.4.2	Les autorités monétaires doivent-elles chercher à crever les bulles?	351
7.1.4.3	Devancer le risque systémique : Bordo & Jeanne (2002) . .	353
7.2	Cible de prix d'actifs <i>vs</i> politique prudentielle contra-cyclique	358
7.2.1	Étude des gains associés à une cible de prix d'actifs	358
7.2.1.1	Cible de prix d'actifs et choc de politique monétaire	359
7.2.1.2	Cible de prix d'actifs et choc technologique	360
7.2.1.3	Cible de prix d'actifs et bulle	361
7.2.1.4	Pourquoi l'apport d'une cible de prix d'actifs est-il faible même en présence d'une bulle?	363
7.2.2	Un exemple de réponse prudentielle : la prise en compte plus pros- pective du risque de crédit	367
7.2.2.1	Concilier objectifs micro et macro-prudentiels : le provi- sionnement dynamique	367
7.2.2.2	Un contre-exemple : la comptabilisation des bilans ban- caires à la « juste valeur » (<i>fair value</i>)	369
7.2.3	Étude des gains associés à une politique de provisionnement dynamique	371
7.2.3.1	Dynamique du modèle complet avec provisionnement dy- namique	371
7.2.3.2	Détermination de l'apport d'une politique de provisionne- ment dynamique	373
7.2.3.3	Les avantages du provisionnement dynamique suivant la cyclicité de l'économie	374
7.2.4	Bilan de l'analyse et extensions possibles	375
7.2.4.1	Récapitulatif des résultats	375
7.2.4.2	Interprétation et portée des résultats	376
7.3	Conclusion	378
7.4	Annexes du chapitre 7	382
7.4.1	Les caractéristiques des krachs boursiers américains	382

7.4.2	Détails des résultats de la section 7.2	382
	Conclusion Générale	395
	Bibliographie	404
	Liste des figures	438
	Liste des tableaux	441
	Table des matières	444