

UNIVERSITE D'EVRY-VAL-D'ESSONNE
UFR DE SCIENCES ECONOMIQUES ET JURIDIQUES

T H E S E

pour le Doctorat en Sciences Economiques
(arrêté du 30 mars 1992, arrêté du 18 janvier 1994)
présentée et soutenue publiquement par

Jean-Guillaume SAHUC

le 19 novembre 2004

POLITIQUE MONETAIRE OPTIMALE
EN ENVIRONNEMENT INCERTAIN :
LE CAS DE LA ZONE EURO

DIRECTEUR

M. Michel Guillard Professeur à l'Université d'Evry

JURY

M. Sanvi Avouyi-Dovi Chef du centre de recherche de la BDF
M. Patrick Fève Professeur à l'Université de Toulouse (Rapporteur)
M. Michel Guillard Professeur à l'Université d'Evry
M. Jean-Pierre Laffargue Professeur à l'Université Paris 1 (Rapporteur)
M. Ferhat Mihoubi Professeur à l'Université d'Evry
M. Frank Smets Chef de la division recherche de la BCE

*A ma mère,
ma famille et Frédérique.*

Remerciements

Cette thèse est le fruit d'une réflexion de quatre années durant lesquelles j'ai pu bénéficier de la culture provenant des milieux institutionnel et universitaire. Ce travail a été élaboré dans le cadre d'un Contrat Industriel de Formation par la REcherche (CIFRE) au sein de la Banque de France contribuant grandement à l'orientation de mes recherches. Evidemment, bien que ce travail soit personnel, beaucoup de personnes y ont largement contribué que ce soit directement ou indirectement.

Je remercie Michel Guillard qui a accepté d'assurer la direction de cette thèse. Après m'avoir initié à la recherche dans le cadre de mon mémoire de DEA, il m'a suggéré l'idée d'un contrat CIFRE pour réaliser ma thèse et m'a alors poussé à présenter un projet à la Banque de France. Il m'a laissé par la suite une complète liberté de choix pour l'orientation de mes recherches. Qu'il trouve ici toute ma reconnaissance pour m'avoir permis de mener ce travail à son terme.

Ma reconnaissance va également à Ferhat Mihoubi pour le vif intérêt qu'il a constamment manifesté à l'égard de ce travail. Il m'a également guidé sur les aspects de modélisation et les méthodes économétriques. Sa générosité sans borne, son aide précieuse et son amitié ont été pour moi des sources de motivation et d'acharnement. Par ailleurs, Ferhat m'a accordé sa confiance en me donnant la responsabilité du cours de programmation économétrique dans son IUP IES.

Passant les quatre cinquième de mon temps au Centre de recherche de la Banque de France, c'est en ce lieu stimulant que se trouvent mes principales sources d'inspiration.

Je voudrais manifester ma profonde gratitude à Sanvi Avouyi-Dovi. Je ne cacherais à personne que Sanvi a été pour moi à la fois un chef unique, m'apprenant le fonctionnement interne d'une institution et l'élaboration des travaux quotidiens, mais bien plus, un vrai père spirituel. En effet, il a toujours

su être proche de moi en m’apportant réconfort par moments et sévérité à d’autres. Il tient une place essentielle dans l’évolution de ma vie professionnelle.

Mes remerciements iront ensuite à mes deux “grands frères”, Hervé Le Bihan et Eric Jondeau, sans qui cette thèse n’existerait peut-être même pas. Ils ont été une source d’inspiration de tous les instants et surtout de vrais compagnons de route sur qui l’on pouvait compter sans hésitation. Grâce à eux j’ai pu construire une vraie rigueur scientifique en m’inspirant de la sagesse et la finesse d’Hervé et la fougue et l’optimisme forcené d’Eric. Leur amitié et leur présence continue dans les moments de joie comme dans les moments plus difficiles furent cruciales. J’espère avoir été digne de la confiance qu’ils ont su m’accorder.

Je remercie également Julien Matheron et Tristan-Pierre Maury pour leur aide inestimable, tant professionnelle que personnelle. Leurs connaissances technique et théorique ont été mainte fois stimulantes et nos discussions interminables ont été de véritables escapades intellectuelles.

Que Stéphane Moyen se trouve ici remercié d’avoir été un interlocuteur attentif, ouvert et constructif pendant toute la durée de ma thèse.

Pour leur soutien et leur aide inconditionnelle, je tiens à témoigner toute ma sympathie à Stéphane Adjémian, Mustapha Baghli, Marc-Arthur Diaye, Fabrice Gilles, Stéphane Grégoir, Pascal Jacquinot, Michel Juillard, Frédéric Karamé, Grégory Levieuge, Claire Loupias, David Neto, Patrick Sevestre et Jean-Pierre Villetelle.

Enfin, je tiens à remercier mes proches pour leur présence, leur fidélité et leur compréhension. Je dois beaucoup à Christiane, Chrystelle, Marcel et Odette pour leur inestimable affection et leur patience. Mille mercis à Annick, François, Henri et Patrice. Frédérique, tu sauras lire entre les lignes pour savoir tout ce que je te dois.

“It seems reasonable to suppose that the consequences of a structural change for the effectiveness of policy should be related to how it affects the policy-makers’s performance in meeting his objectives. If, after some structural change, the policy-maker finds he is able to score higher on his utility function, then presumably the structural change has improved the effectiveness of policy and vice-versa. One of the implications of the “theory of policy” in a world of certainty or “certainty-equivalence” is that structural changes which simply alter the magnitude of the response to policy do not alter effectiveness in the above sense. Another feature of the theory of policy in a world of certainty is that a policy-maker with more instruments that targets is free to discard the excess instruments, and it makes no difference to his performance which ones he discards. These results are crucially dependent on the assumption that the response of target variables to policy instruments is known for certain. Since it is difficult to imagine a real world policy-maker in such an enviable position, it would seem worthwhile to explore the implications of uncertainty in the response to policy actions for the selection of optimal policy.”

WILLIAM BRAINARD (1967, pp. 411-412)

Table des matières

Introduction générale	15
1 Politique monétaire en présence d'incertitude : principes et développements	41
1.1 Introduction	41
1.2 Politique monétaire optimale et incertitude : un cadre simplifié	43
1.3 Incertitude additive : chocs et erreurs de mesure	47
1.3.1 Le principe d'équivalent certain	47
1.3.2 Incertitude sur la mesure des variables	50
1.3.3 Portée empirique de l'incertitude additive	53
1.4 Incertitude sur les paramètres	57
1.4.1 Le principe de prudence	58
1.4.2 Limites du principe de Brainard	60
1.4.3 Pertinence empirique du principe de prudence	62
1.5 Extensions : apprentissage et contrôle robuste	73
1.5.1 La dynamique de l'incertitude et de l'apprentissage	73
1.5.2 La politique monétaire face à une incertitude radicale : l'approche du contrôle robuste	78
1.6 Synthèse à l'aide d'une illustration numérique sur la zone euro	87
1.7 Conclusion	91
1.8 Annexes	93

1.8.1	Annexe A. Le problème de contrôle en incertitude additive (principe d'équivalent certain)	93
1.8.2	Annexe B. Le problème de contrôle avec erreur de mesure sur les variables	94
1.8.3	Annexe C. Le problème de contrôle avec incertitude sur les paramètres	95
1.8.4	Annexe D. Le problème de contrôle avec apprentissage actif	96
1.8.5	Annexe E. Preuve de la proposition 1	98
1.8.6	Annexe F. Probabilité d'erreur de détection	100
2	Politique monétaire et marché du travail européen	103
2.1	Introduction	103
2.2	Quelques faits stylisés concernant le marché du travail de la zone euro	107
2.2.1	Evolutions des principaux indicateurs du marché du travail européen	108
2.2.2	La courbe de Beveridge	111
2.2.3	Synthèse	113
2.3	Modélisation de l'économie	114
2.3.1	Les ménages	116
2.3.2	Appariement sur le marché du travail	119
2.3.3	Les grossistes	121
2.3.4	La détermination des salaires et des heures	125
2.3.5	Les détaillants	127
2.3.6	Politiques fiscale et monétaire	129
2.4	Evaluation quantitative	130
2.4.1	Solution et étalonnage du modèle	131
2.4.2	Les moments inconditionnels du second ordre	135
2.4.3	Fonctions de réponse	144
2.5	Politique monétaire et rigidités sur le marché du travail	152

2.5.1	Propriétés de la règle de taux d'intérêt	152
2.5.2	MEGIS standard <i>vs.</i> MEGIS avec appariement . .	156
2.5.3	Politique monétaire optimale	159
2.6	Conclusion	166
2.7	Annexes	168
2.7.1	Annexe A. L'hypothèse d'assurance parfaite . . .	168
2.7.2	Annexe B. Le modèle log-linéarisé	170
2.7.3	Annexe C. L'équilibre optimal	172
3	Politique monétaire et hétérogénéité de la zone euro	177
3.1	Introduction	177
3.2	Structure du modèle multi-pays	182
3.2.1	Les ménages	184
3.2.2	Les firmes	189
3.2.3	La dynamique du taux de change réel	192
3.2.4	Les conditions d'équilibre du marché	193
3.2.5	L'équilibre log-linéarisé	194
3.3	Estimation	196
3.3.1	Les données	196
3.3.2	Approche économétrique	199
3.3.3	Résultats empiriques	201
3.3.4	Evaluation des performances des modèles estimés	213
3.4	Politique monétaire optimale	220
3.4.1	L'objectif de bien-être social	222
3.4.2	Fonctions de pertes ad hoc	227
3.4.3	Le coût de l'hétérogénéité	232
3.5	Conclusion	240
3.6	Annexes	242
3.6.1	Annexe A. L'équilibre dynamique log-linéarisé . .	242
3.6.2	Annexe B. L'équilibre à prix flexibles log-linéarisé	244
3.6.3	Annexe C. Approximation du critère de bien-être social	246

3.6.4	Annexe D. L'équilibre dynamique log-linéarisé (version 3 pays, $j = 1, 2$ ou 3)	251
	Conclusion générale	253
	Bibliographie	256

Introduction générale

Une grande partie de la recherche récente sur la politique monétaire reflète un consensus reposant sur le fait que les banques centrales doivent minimiser la volatilité de l'inflation et la volatilité de l'écart de la production au niveau de production à l'équilibre avec prix flexibles. Lars Svensson et Michael Woodford s'en font les émissaires en écrivant,

“There is considerable agreement among academics and central bankers that the appropriate loss function both involves stabilizing inflation around an inflation target and stabilizing the real economy, respresented by the output gap.” (Svensson, 1999a)

“A desirable monetary policy is one that achieves a low expected value of discounted-loss function, where the losses each period are a weighted average of terms quadratic in the deviation of inflation from a target rate and in some measure of output relative to potential.” (Woodford, 2003, page 381)

Il n'existe, par contre, aucun consensus quant aux meilleures stratégies pour atteindre ces objectifs. Tandis que Svensson ou Woodford soulignent le rôle des politiques optimales, la recherche s'est également concentrée sur des règles d'instrument simples du type popularisé par Taylor (1993). Le ciblage de la prévision d'inflation, les règles de ciblage d'inflation, le ciblage du niveau des prix, les règles de croissance du revenu nominal, ou le ciblage des taux de change sont des stratégies alternatives qui ont été analysées. Cependant, beaucoup de ce travail ignore

les problèmes de changement structurel et d'incertitude. La banque centrale est censée connaître le véritable modèle représentant l'économie et observer avec exactitude toutes les variables appropriées. Les sources et les propriétés des perturbations économiques sont également censées être connues. L'incertitude surgit seulement en raison des futures réalisations inconnues de ces perturbations.

Dans la pratique, les banques centrales doivent prendre des décisions dans un contexte de grande incertitude quant aux conditions économiques actuelles et futures, au fonctionnement de l'économie et aux effets des actions de politique sur l'économie. La citation de William Brainard placée en exergue de cette thèse montre que les incidences de l'incertitude sur la mise en oeuvre optimale des instruments de politique monétaire ont été identifiées dans la littérature économique depuis un demi-siècle au moins. Dès la fin des années quarante et au début des années cinquante, on s'est rendu compte qu'en général on ne disposait pas d'informations fiables sur les délais de transmission de la politique monétaire. Cette constatation a amené un certain nombre d'universitaires à s'élever avec vigueur contre la mise en oeuvre de politiques de réglage conjoncturel fin. Selon eux, ces politiques pouvaient aller à l'encontre du but recherché, faute d'une prise en compte du caractère limité de la connaissance du mécanisme de transmission monétaire. Ils préconisaient une approche "neutre" dans la conception de la politique monétaire, cette dernière devant être moins axée sur la stabilisation des évolutions économiques à court terme et s'appuyer sur la croissance monétaire, point de référence pour l'élaboration d'une politique orientée sur le moyen terme.

En dépit du scepticisme relatif à l'utilité des politiques "actives", compte tenu de l'existence de délais longs et variables, les recherches universitaires des années cinquante et soixante se sont fiées assez largement à la connaissance du processus de transmission monétaire disponible à l'époque. L'une des conclusions importantes de ces recherches est que les recommandations relatives à la mise en place d'un instrument spé-

cifique de politique monétaire ne doivent pas être faites en fonction de chocs imprévus lorsque ces derniers n'affectent l'économie que de façon très limitée. Toutefois, il en va autrement si l'incertitude porte sur la connaissance de la structure de l'économie qu'ont les banques centrales. Ces dernières années, des progrès en matière de recherche économique ont été réalisés en vue de donner un nouvel aperçu des incidences de l'incertitude sur l'élaboration de la politique monétaire. Même si l'intérêt pour cette question a connu des hauts et des bas, il semble incontestable que gérer l'incertitude soit devenu une activité principale des banquiers centraux. Lors d'une conférence sur la politique monétaire et l'incertitude à la Banque Centrale Européenne (BCE), Otmar Issing souligne que,

“Academic economists hardly need any reminding that central bankers have to make decisions in a world of pervasive uncertainty.” (Issing, 1999)

et plus récemment encore, lors d'une conférence à Jackson Hall, Alan Greenspan renchérit en affirmant que,

“Uncertainty is not just an important feature of the monetary policy landscape; it is the defining characteristic of that landscape.” (Greenspan, 2003)

Puisque l'incertitude est dominante, il est important de comprendre comment des politiques alternatives peuvent être choisies lorsque la banque centrale ne peut pas observer avec exactitude des variables macroéconomiques clés ou quand elle utilise un modèle de l'économie qui est incorrect. Il est particulièrement important de rechercher des politiques qui peuvent fournir de bons résultats macroéconomiques alors même que les changements structurels se produisent continuellement et/ou la banque centrale est incertaine quant à la vraie structure de l'économie.

Deux résultats traditionnels sont mis en lumière pour une telle recherche. D'abord, Poole (1970) analyse le choix de politique économique comme la comparaison entre les performances de deux règles alternatives

en environnement aléatoire et montre que la stratégie monétaire optimale est fonction des caractéristiques de l'économie et du type de perturbations qui l'affecte¹. Son approche continue de se refléter au cours des discussions portant sur le choix entre les stratégies de politiques et s'est étendue à l'économie ouverte pour le choix d'un régime de change. L'analyse de Poole incorpore des perturbations additives et la politique optimale dans son modèle satisfait le principe de l'équivalent certain : la banque centrale répond à sa meilleure évaluation des chocs inobservés comme si ceux-ci étaient parfaitement observés. Mais, comme le travail de Poole le démontre également, la politique fondée sur une règle d'instrument simple ou une stratégie de ciblage intermédiaire se modifie en fonction des changements de la structure des perturbations affectant l'économie.

Un deuxième résultat qui a influencé la pensée sur la politique monétaire et l'incertitude est dû à Brainard (1967). Il montre que l'incertitude sur les paramètres-clés décrivant les mécanismes de transmission de la politique monétaire plaide en faveur d'une approche gradualiste de la politique monétaire, au sens d'une réaction moins vigoureuse aux nouvelles informations que ne le serait une réponse optimale en l'absence de cette incertitude. Ce résultat a été utilisé pour expliquer la politique de "petits-pas" observée habituellement chez les banquiers centraux en matière de taux d'intérêt. La figure 1 illustre ce phénomène en représentant l'évolution quotidienne des taux directeurs de la BCE depuis le 1er janvier 1999. On note cependant que durant la première année d'existence de

¹Poole cherche à savoir quel instrument choisir lorsque les autorités ont le choix : faut-il que la banque centrale cherche à piloter l'offre de monnaie ou faut-il plutôt qu'elle contrôle le taux d'intérêt ? Dans un cadre IS-LM, une stratégie de contrôle de l'offre de monnaie permet de mieux stabiliser la production si la demande de biens est aléatoire ; une stratégie de contrôle de taux d'intérêt est à l'inverse préférable si l'aléa porte sur la demande de monnaie. Il formule ensuite un modèle à deux équations qui comporte des aléas sur la demande de biens et la demande de monnaie, et étudie l'espérance de la fonction de perte avec l'une ou l'autre stratégie. Il montre que le choix entre les deux stratégies dépend des paramètres du modèle.

la BCE, les taux étaient plutôt volatiles malgré la forte incertitude liée à la “jeunesse” de la banque centrale. La BCE cherchait-elle à appréhender les comportements du secteur privé (phénomène d’apprentissage) ? Les chocs macroéconomiques étaient-ils plus volatiles ? Ou cette évolution était-elle simplement due à la plus faible crédibilité de la BCE ? Comme nous le verrons tout au long de cette thèse, ce principe n’est pas d’une robustesse sans faille, mais dépend plutôt des relations entre l’ensemble des paramètres de la structure économique.

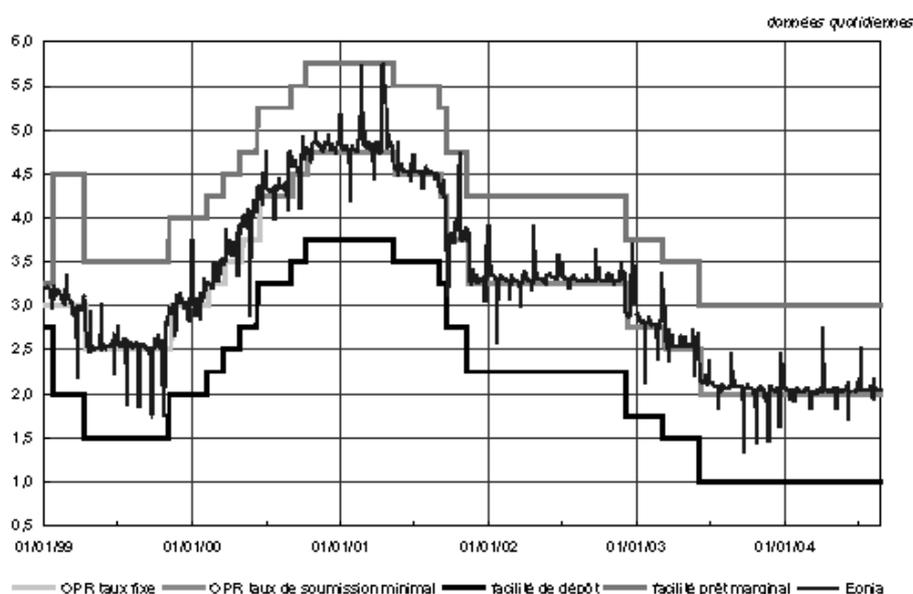


Fig. 1 - Taux des opérations principales de refinancement de l’Eurosystème et Eonia

La recherche récente a offert de nouvelles perspectives sur ces principes traditionnels. Par exemple, des règles qui sont robustes aux modifications de la structure des perturbations économiques ont été proposées, et les notions de prudence et d’agressivité ont été généralisées par l’idée qu’adopter des politiques robustes peut mener les autorités à utiliser un modèle de l’économie délibérément mal spécifié. L’approche bayésienne

traditionnelle de l'incertitude exige que la banque centrale évalue la distribution de probabilité jointe sur toutes les possibilités puis maximise la valeur espérée de sa fonction objectif. Mais définir les probabilités d'événements peu communs, uniques, ou inobservés (un taux d'intérêt nominal nul, l'impact des technologies de l'information, une guerre prolongée, ou l'occurrence d'événements comme les crises russe ou asiatique de 1997 et 1998 ou les attentats terroristes de septembre 2001) est une tâche difficile, voire impossible. La recherche sur le contrôle robuste a examiné comment l'incertitude représentée par ces types d'événements peut affecter les décisions d'une banque centrale. Nous discuterons plus amplement dans le premier chapitre de cette thèse ces nouvelles perspectives et leurs implications pour la politique monétaire.

Dans un environnement en perpétuel changement structurel et rempli d'incertitudes, prendre de bonnes décisions n'est donc pas chose aisée. Dans cette thèse on tentera de répondre à plusieurs questions : quel doit être le comportement du banquier central face aux différents types d'incertitude ? Quel est le niveau de gravité à sous-estimer le problème d'incertitude ? En quoi les spécificités de la zone euro créent d'avantage d'incertitude ?

Avant de définir de façon plus précise le contenu de cette thèse, il convient (i) de rappeler les différents facteurs d'incertitude qui influent sur l'élaboration de la politique monétaire (ii) de revenir sur la stratégie de politique monétaire axée sur la stabilité de l'Eurosystème et (iii) de présenter le cadre théorique sur lequel se fonde l'analyse monétaire en présence d'incertitude.

LES FACTEURS D'INCERTITUDE

Avant d'entamer toute discussion sur l'analyse de l'incertitude, il convient de présenter les trois grandes catégories d'incertitude : l'incertitude pesant sur l'état de l'économie, sur la structure de l'économie et celle résultant des relations d'interdépendance stratégiques entre banques centrales et agents privés.

L'incertitude concernant l'état de l'économie. Un défi auquel toutes les banques centrales doivent faire face consiste à évaluer avec précision les conditions économiques du moment, que l'on qualifie parfois d'état de l'économie. Cette évaluation est essentielle, dans la mesure où elle permet d'identifier la nature des chocs qui affectent l'économie et les risques qui en résultent pour la stabilité des prix. Elle sert ainsi de base aux décisions de politique monétaire nécessaires pour garantir le maintien de la stabilité des prix à moyen terme. L'incertitude qui entoure l'analyse de la situation économique du moment se manifeste à deux niveaux.

En premier lieu, les informations qui sous-tendent cette analyse sont souvent imparfaites. Ces imperfections portent sur des données relatives à une large gamme de variables monétaires, financières et économiques. La disponibilité et la qualité de ces données, y compris leur rapidité d'obtention et leur fiabilité, varient d'un type de données à l'autre. Certaines données, telles que les prix d'actifs financiers, sont disponibles de façon continue et rapide et ne font généralement pas l'objet d'une révision. Toutefois, la plupart des données économiques et financières ne sont disponibles qu'avec un certain décalage et peuvent donner lieu à révision après avoir été publiées. En général, ces révisions résultent de la mise à disposition d'autres informations (dont la mise à jour des pondérations et des échantillons), de la correction des erreurs de mesure ou, moins fréquemment, de reclassements et de changements de méthodes et définitions.

En second lieu, les données relatives aux indicateurs économiques, monétaires et financiers peuvent être distinguées des variables d'indica-

teurs "synthétiques" inobservables, qui ont pour but de structurer et de synthétiser un volume de données observables susceptible d'être élevé. Un exemple d'indicateur de ce type est le PIB potentiel, qui mesure la capacité productive de l'économie. D'autres exemples d'indicateurs inobservables portent, notamment, sur les différentes notions de taux d'intérêt réels d'équilibre, de taux de change d'équilibre, ainsi que les diverses mesures d'une situation de liquidité excessive. L'incertitude qui entoure ces variables d'indicateurs inobservables devrait, semble-t-il, être beaucoup plus importante que pour les informations observables, dans la mesure où ces indicateurs doivent être estimés ou construits. Ces estimations sont influencées non seulement par l'incertitude concernant les données utilisées mais également, et parfois de façon importante, par les méthodes statistiques employées. En outre, les concepts sur lesquels leurs définitions se fondent peuvent être controversés.

En dernier lieu, pour interpréter l'état de l'économie et ses incidences sur la stabilité future des prix, il est essentiel que les banques centrales examinent les données disponibles et les indicateurs permettant d'identifier la nature et la persistance des chocs spécifiques qui guident les évolutions économiques observées. Le fait que les chocs affectent l'offre ou la demande dans l'économie, qu'ils soient d'origine intérieure ou étrangère, qu'ils soient considérés comme passagers ou durables, aura une incidence sur l'évaluation de l'état de l'économie et sur la réaction appropriée de la politique monétaire. Alors que certains chocs, comme la variation inattendue des cours du pétrole, sont directement observés, d'autres, comme la modification des préférences ou l'évolution de la technologie, ne le sont pas. De telles évolutions peuvent modifier, durablement ou de façon permanente, la capacité productive de l'économie, mais elles sont intrinsèquement difficiles à identifier à partir des données historiques, ce qui accroît considérablement les incertitudes entourant l'élaboration de la politique monétaire.

L'incertitude relative à la structure de l'économie. Un autre facteur intimement lié à l'incertitude relative à l'état de l'économie concerne le fait que les banques centrales ont également une connaissance limitée de la structure et du fonctionnement de l'économie. Une bonne compréhension du mode de propagation des chocs économiques au fil du temps et du mécanisme de transmission des politiques monétaires à l'évolution des prix permet à la banque centrale de prendre des décisions appropriées afin de contrecarrer longtemps à l'avance les éventuelles menaces pesant sur la stabilité des prix.

L'incertitude relative à la structure de l'économie provient de deux sources. Premièrement, il existe une incertitude fondamentale quant au choix des modèles devant fournir une description appropriée des relations structurelles au sein de l'économie. Si plusieurs modèles ont contribué à approfondir la compréhension du fonctionnement de l'économie, aucun n'a encore offert de description totalement satisfaisante, unifiée et non controversée du mécanisme de transmission. Cela tient non seulement à la complexité des divers canaux de transmission au sein des économies de marché modernes, mais également à l'absence de consensus parmi les économistes quant au mode de fonctionnement de ces économies. Étant donné que chaque modèle constitue, en soi, une simplification qui ne rend pas compte de tous les aspects pertinents de la réalité, les banques centrales sont toujours confrontées au problème lié au choix du modèle ou de la classe de modèles qui convient le mieux, compte tenu de la situation économique existante. Par conséquent, les banques centrales ne peuvent se permettre de s'en tenir à un modèle unique de l'économie, mais elles doivent avoir à leur disposition d'autres outils de modélisation.

Par exemple, parmi les nombreuses liaisons structurelles qui constituent les canaux de transmission de la politique monétaire, la connaissance de la relation entre l'inflation et ses déterminants reste limitée, en dépit des nombreuses études qui ont été effectuées dans ce domaine. Il est largement admis que l'inflation est un phénomène monétaire à long

terme. Parallèlement, il existe une multiplicité d'approches différentes pour modéliser le processus inflationniste à court et moyen termes. On peut distinguer deux traditions principales (ou paradigmes) en matière de modélisation. Une approche assigne un rôle important aux évolutions monétaires comme déterminant de l'inflation future. Dans d'autres modèles, tels que ceux reposant sur une courbe de Phillips, l'excès de demande sur les marchés de biens et du travail constitue le facteur principal des variations de prix et de salaires.

Deuxièmement, même s'il existait un consensus sur l'existence d'un modèle adapté de l'économie, une incertitude de taille subsisterait quant à la force des liaisons structurelles au sein de ce modèle spécifique. Cette forme d'incertitude a trait aux paramètres des relations structurelles qui doivent être estimés. Les estimations disponibles des paramètres sont toujours, inévitablement, influencées par l'imperfection des données et par les techniques spécifiques d'économétrie utilisées. Un problème encore plus fondamental réside dans le fait que les paramètres peuvent varier au fil du temps, à la suite d'une modification structurelle de l'économie. Les sources d'incertitude concernant les paramètres nuisent à l'analyse économique, dans la mesure où elles compliquent l'évaluation des relations entre variables économiques.

L'incertitude relative aux paramètres concerne toutes les banques centrales, mais semble particulièrement marquée dans le cas des modèles empiriques de la zone euro, dans la mesure où leur estimation doit être effectuée à partir des données historiques qui portent sur la période antérieure à la création de l'Union Economique et Monétaire (UEM), lorsque les pays membres disposaient de régimes de politique monétaire différents au sein de dispositifs institutionnels spécifiques. En outre, dans la mesure où les modèles sont estimés pour la zone euro dans son ensemble, à partir de données agrégées sur les pays membres, passer d'une analyse empirique à la définition de liaisons structurelles peut également donner lieu à des problèmes d'agrégation. Ces problèmes sont liés aux

méthodes d'agrégation des données sur les pays membres qui peuvent, dans certains cas, ne pas être suffisamment harmonisées, et à l'agrégation des liaisons structurelles elles-mêmes, qui peuvent différer d'un pays à l'autre et conduire ainsi à des relations complexes, éventuellement non linéaires, à l'échelle de la zone euro.

L'incertitude stratégique. Une autre forme d'incertitude à laquelle les banques centrales sont confrontées est parfois qualifiée d'incertitude stratégique. Cette forme d'incertitude a trait à l'interaction entre les agents privés et les autorités monétaires et, notamment, au rôle des anticipations, qui peuvent considérablement influencer les canaux de transmission de la politique monétaire. Il est important d'être conscient du fait que la banque centrale fait face à un certain degré d'incertitude quant à la réaction des agents économiques et des marchés financiers à ses propres décisions et déclarations (autrement dit un problème de crédibilité). Inversement, les agents économiques peuvent douter des motivations, actions et intentions des banques centrales.

En général, l'élaboration de la politique monétaire aura tendance à être facilitée si l'incertitude stratégique est réduite dans les deux sens, c'est-à-dire si les agents économiques tout comme les banques centrales font montre d'un profil de comportement stable, fiable et globalement prévisible. Une définition claire de l'objectif principal de la politique monétaire et l'annonce d'une stratégie en vue de guider et d'expliquer ses choix sont des instruments-clés pour réduire cette incertitude et améliorer la crédibilité de la banque centrale. Par conséquent, les banques centrales ont toujours été particulièrement soucieuses de conserver leur crédibilité en termes de capacité et d'engagement à réaliser leurs objectifs. La crédibilité tend à susciter un cercle vertueux. Si les agents économiques peuvent, en toute confiance, s'en remettre à la banque centrale pour maintenir la stabilité des prix à moyen terme, ils seront eux-mêmes plus enclins à adopter un comportement plus stable, davantage axé sur des relations de long terme et propice au maintien de la stabilité des prix.

En particulier, en cas de chocs temporaires affectant l'évolution des prix, si les anticipations d'inflation de la part de la population, des partenaires sociaux et des opérateurs de marché demeurent fermement ancrées à des niveaux compatibles avec la stabilité des prix, la politique monétaire tendra à être plus efficace à moyen terme. En outre, si les marchés anticipent correctement le comportement des banques centrales, les prix des actifs financiers peuvent évoluer en favorisant le maintien de la stabilité des prix de manière autocorrectrice, ce qui est susceptible de réduire nettement l'ampleur des variations nécessaires des instruments auxquels elles ont recours pour mettre en œuvre leur stratégie.

Ainsi, face à une grande incertitude concernant l'économie, il est important que les banques centrales ne constituent pas elles-mêmes une source d'incertitude supplémentaire à cet égard. Cela confirme le fait que l'objectif principal de stabilité des prix à moyen terme doit faire l'objet d'une attention claire, stable, cohérente et fiable, et prévient contre les tentatives, excessivement ambitieuses et potentiellement déstabilisantes, de réglage fin, à plus court terme, de la conjoncture économique.

LA BCE FACE À L'INCERTITUDE : CONSTATS ET STRATÉGIE MONÉTAIRE

L'activité de banque centrale s'exerce donc dans l'incertitude. Si cette assertion a une portée générale, elle est encore plus vraie pour la BCE. Nous proposons tout d'abord une série de constats quant aux implications de l'incertitude sur le comportement du banquier central. Ensuite, nous présentons brièvement "l'approche de pleine information" de la BCE choisie sous la forme de la stratégie à deux piliers, qui se veut une arme pour affronter l'incertitude. Enfin, nous concluons sur la difficulté d'évaluer l'amplitude des changements structurels, le niveau d'incertitude et la rapidité de leurs effets sur la croissance à moyen terme et les choix de politique monétaire.

Constats sur l'attitude des banques centrales. Les principales conclusions des recherches sur la conduite appropriée de la politique monétaire dans un environnement incertain sont de trois ordres. Premièrement, dans un grand nombre de cas, la banque centrale a tout intérêt à poursuivre des politiques gradualistes et neutres, orientées à moyen terme, quand les données ou les caractéristiques essentielles du processus de transmission de la politique monétaire sont entachées d'incertitude. Le degré de gradualisme est, en général, lié à l'ampleur et à la nature de l'incertitude.

Deuxièmement, un bon nombre de contributions semblent s'accorder sur le caractère souhaitable de la robustesse de la politique monétaire face à l'incertitude relative aux données et aux modèles. Cela donne à penser que les banques centrales ne devraient pas, en règle générale, s'appuyer exclusivement sur un indicateur ou un modèle particulier considéré isolément (qu'il s'agisse d'un agrégat monétaire spécifique, d'une mesure de l'écart de production ou d'une prévision de l'inflation élaborée à partir d'un modèle). Il faut, au contraire, que les banques centrales recourent des informations en provenance de différentes sources avec la totalité des informations disponibles. La robustesse peut aussi être considérée comme provenant de l'adoption de politiques permettant d'obtenir des résultats d'une qualité raisonnablement bonne, dans le cadre d'une série de modèles alternatifs plausibles des structures économiques et non d'une politique uniquement axée sur un résultat optimal dans le cadre d'un seul modèle dominant.

Troisièmement, les banques centrales ont toujours souligné l'importance de la crédibilité dans le cadre de la politique monétaire. La crédibilité, par rapport à un objectif bien compris, contribue à fournir un point d'ancrage clair et fiable des anticipations, de sorte que l'on peut donc considérer qu'elle réduit les incertitudes stratégiques dans l'économie.

Objectif et stratégie de la BCE. Selon la BCE, la sensibilisation à la présence et aux incidences des diverses formes d'incertitude

constitue un facteur essentiel qui sous-tend la conception de la stratégie de politique monétaire. La BCE a énoncé une définition de son objectif de stabilité des prix, à savoir “une hausse de l’IPCH de la zone euro inférieure à 2 % en rythme annuel”, qui doit être maintenu à moyen terme. Pour atteindre son objectif de stabilité des prix, la BCE fonde son analyse sur deux catégories d’approches analytiques distinctes, mais complémentaires, appelés les deux piliers de la stratégie. La structure à deux piliers fournit le cadre de l’analyse et la gamme d’outils permettant d’atteindre l’objectif de stabilité des prix. Leur organisation tient compte de deux classes larges d’approches de modélisation (ou paradigmes) du mécanisme de transmission en l’absence de consensus relatif à un seul “vrai” modèle unifié de l’économie. Le recours à deux piliers distincts permet de favoriser une approche robuste et diversifiée de l’élaboration de la politique monétaire, ce qui nécessite un recoupement approfondi des informations selon des approches analytiques différenciées.

Le premier pilier englobe une série d’analyses et de modèles qui mettent en priorité l’accent sur l’origine monétaire de l’inflation. Ils ont tous une caractéristique en commun : les agrégats monétaires et de crédit ou, de façon plus générale, les évolutions monétaires jouent un rôle central dans la détermination des évolutions de prix à moyen terme. Cette approche est fondée sur la relation de long terme entre la monnaie et les prix, qui caractérise pratiquement tous les modèles économétriques et qui a été largement mise en évidence dans des études empiriques.

Le second pilier comprend une série d’analyses et de modèles qui font ressortir l’interaction entre les facteurs essentiellement non monétaires dans la détermination de l’inflation. Certains de ces facteurs, tels que les variations des cours du pétrole et des matières premières, influent sur l’évolution des prix à court terme. Néanmoins, ces évolutions sont importantes pour la politique monétaire étant donné que leurs effets peuvent perdurer et risquent, par conséquent, de compromettre les perspectives de stabilité des prix à moyen terme. D’autres indicateurs, tels que les

pénuries observées sur le marché du travail, qui ont tendance à entraîner des tensions sur les coûts salariaux, peuvent aussi constituer une menace pour la stabilité des prix à moyen terme. Les projections macroéconomiques bi-annuelles élaborées par les services de l'Eurosystème font partie de l'analyse conduite dans le cadre du second pilier.

Stratégie monétaire et environnement incertain. La BCE essaie de prendre en compte les trois messages-clés émanant des travaux de recherche décrits plus haut dans l'élaboration de sa stratégie. Tout d'abord, en étant axée sur le moyen terme, qui constitue l'horizon temporel durant lequel la stabilité des prix doit être atteinte, la stratégie conduit implicitement à attacher une moindre importance aux évolutions à court terme d'indicateurs qui sont davantage susceptibles d'être brouillés et soumis à des incertitudes statistiques et des révisions de données. Deuxièmement, l'examen des évolutions monétaires et économiques relevant des premier et second piliers fournit un cadre robuste qui permet de recouper les informations pertinentes au travers de différentes approches de modélisation. Cette stratégie permet de ne pas dépendre d'un seul indicateur, modèle ou prévision dont la sensibilité à l'incertitude relative aux données ou à la structure de l'économie est probablement forte. Troisièmement, la définition quantitative de la stabilité des prix est une expression claire et perceptible de l'engagement pris par la BCE de réaliser son objectif principal à moyen terme. Cet engagement public devrait renforcer la crédibilité et réduire l'incertitude relative aux évolutions de prix à moyen terme.

Cependant, les implications des diverses incertitudes pour la politique monétaire sont loin d'être claires. Pour les responsables de la politique monétaire qui se sont fixé pour objectif le maintien de la stabilité des prix, une prudence particulière est requise dans un tel environnement de changements. Bien entendu, non seulement les banques centrales, mais aussi les agents du secteur privé sont aux prises avec l'incertitude. Dans ce genre de situation, la banque centrale elle-même se doit d'être d'autant

plus une source de stabilité. Elle doit non seulement éviter toute décision propre à aggraver les incertitudes affectant l'économie, mais aussi s'employer à stabiliser les anticipations des agents du secteur privé. Si ceux-ci sont dans l'incertitude quant aux objectifs et à l'attachement de la banque centrale à cet objectif, ils auront tendance à raccourcir leur horizon de prévision. Leurs décisions deviennent par conséquent moins prévisibles, ce qui au bout du compte conduit à un environnement économique moins lisible. On comprend donc que la stratégie monétaire de la BCE se veut assez générale pour lutter contre l'incertitude, ou tout du moins en minimiser ses conséquences. Malgré tout, la BCE fait face à bien plus d'incertitude que les autres banques centrales en ce sens qu'elle doit prendre des décisions de politique monétaire au sein d'une zone composée de pays dont les structures économiques ne sont pas forcément identiques. Nous verrons que ces défis supplémentaires peuvent contredire les résultats standard en terme de comportement en présence d'incertitude.

LE CADRE D'ANALYSE OU LES MODÈLES MACRO-ÉCONOMIQUES

De manière générale, l'analyse de la politique monétaire s'effectue à l'aide de modèles macro-économiques, versions réduites et artificielles de la réalité. Ces modèles permettent de mieux comprendre le fonctionnement de l'économie, en déterminer les mécanismes essentiels et en prévoir, autant que possible, le comportement futur. C'est à l'aide des modèles économiques qu'une banque centrale renforce sa capacité d'identifier ces chocs et améliore sa compréhension des mécanismes par lesquels l'incidence de ses actions se propage aux divers secteurs de l'économie.

Les modèles ne peuvent pas rendre entièrement compte de la réalité, de sorte que chacun d'eux doit mettre l'accent sur certaines caractéristiques de l'économie, en faisant abstraction de plusieurs autres. Ainsi, les secteurs de l'économie qui y sont étudiés diffèrent souvent d'un modèle à

un autre. Les modèles diffèrent également du point de vue de la méthodologie qui a guidé leur construction. À cet égard, un élément important de distinction réside dans l'importance accordée par les constructeurs à la théorie et à l'observation empirique. Ainsi, certains modèles s'appuient principalement sur l'étude des données et interprètent les fluctuations économiques à la lumière de leurs propriétés statistiques. D'autres types de modèles tentent plutôt d'interpréter ces fluctuations en utilisant des théories du comportement des agents économiques. Ces deux types de modèles, issus de stratégies différentes, peuvent ensuite servir à examiner la même question, en y apportant chacun un éclairage différent. Il ressort de ce qui précède qu'un modèle économique est à toutes fins utiles une méthode d'analyse qui offre un tableau extrêmement simplifié du monde réel. Aussi l'étude d'un type de modèle revient-elle à l'examen de la méthodologie qui y est associée.

Dans le cadre de l'étude du comportement du banquier central en environnement incertain, deux méthodologies sont généralement employées. La première consiste à construire un modèle très simple de l'économie dont la manipulation sera aisée. On utilise alors des modèles keynésiens qui posent directement des relations dynamiques entre grandeurs globales. L'analyse de la politique monétaire optimale nécessite uniquement la présence de deux courbes : la courbe IS, qui relie la production au taux d'intérêt réel (dans sa forme la plus simple) et la courbe de Phillips qui relie l'inflation à la production. Le haut degré d'abstraction n'est pas en soi un indice de faiblesse. Ce raccourci méthodologique se fonde sur trois arguments. D'une part il permet de simplifier : en effet, alors que les solutions des modèles à anticipations rationnelles les plus sommaires sont complexes et nécessitent habituellement le recours aux méthodes numériques, les modèles keynésiens de base peuvent être analysés graphiquement et résolus algébriquement. D'autre part, de nombreux traits de l'économie globale sont conformes aux réalités microéconomiques. Enfin, il peut être avantageux de laisser à un modèle sa simplicité et sa petite

taille, de manière à le manipuler plus facilement et à pouvoir approfondir notre compréhension des mécanismes économiques fondamentaux. Ce type de modèle permet ainsi d'introduire facilement une incertitude additive en ajoutant des aléas au niveau de chacune des équations (ou des variables) ou une incertitude multiplicative en supposant une distribution sur les paramètres du modèles. Puisque les mécanismes sont réduits à leur plus simple appareil, il est possible d'étudier avec précision l'effet d'un type d'incertitude.

Naturellement, l'approche keynésienne de la modélisation comporte aussi des inconvénients. Sans fondements microéconomiques, l'analyse normative est impossible. Plus important encore, le fait de formuler directement des relations macroéconomiques peut conduire à négliger certains effets importants et donc accroître l'incertitude. Enfin, les relations globales peuvent changer en fonction de la structure de l'économie et des politiques économiques. Donc, travailler sur des relations agrégées plutôt que sur des postulats microéconomiques peut fausser l'évaluation des conséquences des changements de politiques économiques : telle est en substance la critique de Lucas (1976) des modèles macroéconomiques traditionnels.

C'est la raison de l'attrait pour la deuxième méthodologie qui repose sur l'utilisation de modèles d'équilibre général intertemporel stochastique (MEGIS). Le principe de base des MEGIS est que la modélisation de l'activité économique, même à l'échelle d'un grand espace économique comme un pays, devrait partir d'une série de problèmes microéconomiques (à l'échelle des individus) qui, une fois résolus, sont agrégés pour former la réalité macroéconomique décrite par le modèle. Un MEGIS consiste donc d'abord en un exposé précis des choix qui s'offrent aux différents acteurs économiques (entreprises et ménages, gouvernements et banque centrale) mis en scène dans le modèle, des préférences de ces acteurs, de l'horizon de planification qu'ils retiennent et, finalement, de la spécification de l'incertitude avec laquelle ils doivent composer.

Pour en arriver à un choix judicieux, les agents économiques doivent donc se faire une opinion sur la trajectoire probable qu'emprunteront ces variables c'est ce qu'on appelle les anticipations). Ces anticipations sont supposées "rationnelles", terme technique qui exprime l'idée selon laquelle les ménages sont des observateurs avertis de la scène économique, qui peuvent, certes, être surpris par des événements inattendus, mais qui, le cas échéant, ne seront pas constamment étonnés de voir ces événements se répéter avec une certaine régularité.

Remarque Dans toute la thèse, nous notons \mathbb{E}_t l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'information disponible jusqu'à la période t . L'expression \mathbb{E} représente alors l'opérateur d'espérance inconditionnelle.

On fait ensuite l'hypothèse que, tenant compte de ces différents paramètres, les agents individuels élaborent des règles de décision qui maximisent leur utilité (terme d'économie désignant le niveau de bien-être d'un agent) pour les ménages, et les profits, dans le cas des entreprises. Ces règles de décision individuelles sont ensuite agrégées et ce sont ces agrégations qui représentent, une fois que l'on s'est assuré de l'équilibre des différents marchés, les implications du modèle en ce qui a trait aux grandes variables habituellement étudiées en macroéconomie, la consommation, l'investissement, etc.

Les MEGIS ont connus des évolutions au cours des vingt dernières années pour arriver aujourd'hui à un mouvement consensuel appelé "Nouvelle Synthèse", décrit par Goodfriend et King,

"The New Neoclassical Synthesis was advertised as an engine of analysis which offered a Keynesian view of the determination of national income - business cycles arising from changes in aggregate demand because of wage and price stickiness - and neoclassical principles to guide microeconomics analysis." Goodfriend et King (1997)

Ce mouvement est donc la synthèse entre l'analyse keynésienne du court terme et l'analyse néo-classique du long terme proposée par Hicks

et Samuelson. Ainsi, on s'est rendu compte que le principal apport de ces nouveaux modèles se situait sur le plan de la méthodologie et, tout au long de la dernière décennie, des économistes des milieux universitaires et des banques centrales ont utilisé avec succès la nouvelle méthodologie pour aborder une grande variété de questions macroéconomiques, notamment l'étude du marché du travail, les liens entre l'activité économique d'un pays et celle d'un autre, l'influence des politiques budgétaires ou la possibilité de relâcher les hypothèses de concurrence parfaite et d'équilibre sur tous les marchés. Parallèlement, les nouveaux modèles étaient dotés d'éléments représentant un éventail de sources de fluctuations économiques, provenant notamment du côté de la demande. Dans un domaine présentant un intérêt particulier pour les banques centrales, des chercheurs ont de plus construit — en incorporant dans la structure de leurs économies artificielles des rigidités nominales à l'échelle des décisions individuelles — des modèles où certains prix sont visqueux et les chocs provenant de la politique monétaire constituent une source importante de fluctuations économiques. Dans ce genre de modèle, les banques centrales peuvent influencer l'activité économique et même, dans des cas particuliers, y opérer une stabilisation opportune.

Les MEGIS sont de parfaits outils pour analyser l'incertitude relative à la structure de l'économie ou l'incertitude stratégique. Il est possible d'introduire une source d'incertitude au niveau d'un paramètre structurel donné ou encore comparer l'incertitude liée à des différences de blocs de modélisation.

PLAN DE LA THÈSE

Dans cette thèse on s'intéresse essentiellement aux effets de l'incertitude liés aux caractéristiques intrinsèques de la zone euro sur la prise de décision du banquier central européen.

Dans le chapitre 1, nous faisons le point sur les implications de l'incertitude pour la conduite de la politique monétaire. On s'attache à exposer

les principes normatifs traditionnels ainsi que les développements plus récents dans un cadre simple, en fournissant au passage un aperçu des résultats empiriques. La littérature présente traditionnellement deux enseignements principaux assez clairs sur ces implications. En premier lieu, le principe d'équivalent certain indique que la politique optimale n'est pas affectée par l'ampleur de l'incertitude dite "additive", *i.e.* celle portant sur des chocs temporaires. Ce principe reçoit une application importante dans le cas de variables mesurées avec erreur, comme le PIB dans les versions préliminaires des comptes de la Nation, et celui des variables inobservables, comme le NAIRU. En effet, un principe de séparation prévaut : la stratégie optimale de la banque centrale est de s'efforcer de formuler une évaluation optimale de ces variables, puis de mettre en oeuvre ensuite une politique optimale comme si elle disposait de la vraie valeur des variables, quelle que soit l'incertitude attachée à cette évaluation. En second lieu, le principe de prudence, associé au nom de Brainard, énonce qu'en présence d'une incertitude sur les mécanismes de transmission, la politique monétaire doit être moins agressive qu'en univers certain.

Ces deux principes ont été revisités par un ensemble de travaux récents dans le sillage de la littérature sur les règles de taux d'intérêt. Les travaux en question ont emprunté des directions assez variées et ont produit un nombre important de résultats. Sur le plan empirique, plusieurs études ont tenté de montrer que la prise en compte de l'incertitude pouvait rapprocher les politiques optimales, plutôt agressives, des politiques observées historiquement, souvent graduelles. Ils ne parviennent que partiellement à rendre compte du caractère atténué des politiques monétaires observées historiquement. Pour justifier le caractère graduel des évolutions de taux d'intérêt il est nécessaire de se tourner vers d'autres motifs, comme la volonté intrinsèque de modérer la variabilité des taux d'intérêt ou la possibilité qu'offre une règle de taux inertielle d'influencer les anticipations des agents. Sur le plan théorique certains travaux ont avancé que, face à une incertitude forte, il peut être optimal pour la banque

centrale de suivre une règle agressive, soit pour se prémunir contre les situations particulièrement défavorable (approche du contrôle robuste), soit pour améliorer sa connaissance de l'économie (dans une logique d'apprentissage "actif"). Ce résultat n'est toutefois pas général et demeure contingent aux modèles et aux représentations de l'incertitude utilisées.

Au total, nous montrons dans ce chapitre que si les travaux récents ont apporté des éclairages nouveaux, ils n'ont pas abouti à ce jour à une vision consensuelle des implications de l'incertitude pour la politique monétaire. L'ajustement souhaitable de la politique monétaire face à une incertitude accrue dépend du type d'incertitude considéré.

Dans le chapitre 2, nous revenons sur la prise en compte des caractéristiques particulières de la zone euro. On a vu plus haut que ces caractéristiques créent des défis supplémentaires pour le banquier central et donc engendre tout naturellement de l'incertitude. Etant donné que chaque modèle constitue, en soi, une simplification qui ne rend pas compte de tous les aspects pertinents de la réalité, les banques centrales sont toujours confrontées au problème lié au choix du modèle ou de la classe de modèles qui convient le mieux, compte tenu de la situation économique existante. Par conséquent, les banques centrales doivent avoir à leur disposition les outils de modélisation les plus précis. Jusqu'à présent, la plupart des travaux émanant de la littérature des MEGIS ont permis d'obtenir des descriptions raisonnables des données concernant les variables réelles. Cependant, ces travaux ne capturent pas ou alors très mal les faits stylisés provenant du marché du travail, alors même que nous savons que le fonctionnement du marché du travail affecte la dynamique de toutes les autres variables, et qu'il est crucial pour les décisions de politique monétaire. Le taux de chômage constamment élevé (8,4% en 2002), le faible niveau de participation (68,2% en 2002) et les performances inégales des marchés du travail entre les pays de la zone euro indiquent que les frictions du marché du travail ne peuvent pas être négligées et qu'il est nécessaire de modéliser le chômage comme la résul-

tante d'un processus d'équilibre. Ce chapitre tente de combler ce vide en développant un modèle d'équilibre général à prix visqueux incluant du capital et un marché du travail non-walrasien sous la forme d'un mécanisme d'appariement. Cela permet notamment d'étudier le rôle respectif des frictions sur le marché du travail et des frictions nominales à l'aide des moments empiriques du second-ordre sur les données de la zone euro.

En choisissant de forts degrés de rigidités nominales et réelles, nous montrons que les moments inconditionnels du second ordre générés par le modèle sont proches de ceux des données de la zone euro, exception faite pour la dynamique des salaires réels. Cela indique que les frictions sur le marché du travail ne sont pas un substitut des rigidités nominales mais un complément nécessaire. Nous mettons en avant les aspects positifs de la modélisation qui permettent de reproduire les faits stylisés du marché du travail européen, notamment par la représentation des courbes de Beveridge et de Phillips, mais aussi sa faiblesse à répliquer la dynamique des salaires réels. Nous montrons que l'oubli des rigidités sur le marché du travail introduit à la fois une incertitude supplémentaire et des comportements sous-optimaux des autorités monétaires. A la différence d'un modèle dans lequel le marché du travail est concurrentiel, le modèle avec appariement montre que la dynamique de l'ensemble des variables macroéconomiques est plus persistante et que le choix du taux d'intérêt ne peut donc être similaire. Si les autorités monétaires ne prennent pas en compte la rigidité sur le marché du travail ou croient que la rigidité est faible, elles adoptent un comportement optimiste en modifiant peu les taux d'intérêt alors que ces derniers devraient être modifiés plus vigoureusement et sur plus long terme. Cela entraîne par conséquent un retard dans la stabilisation de l'économie.

Dans le chapitre 3, nous étudions les implications de l'hétérogénéité des comportements dans la zone euro pour la conception de la politique monétaire optimale. En effet, comme il est stipulé dans le Traité de Maastricht (art. 105), le premier objectif de la BCE est de formuler et de

mettre en application la politique monétaire qui garantit la stabilité des prix dans l'Union Monétaire Européenne. Pour cela et bien qu'elle puisse utiliser une batterie d'indicateurs économiques (y compris ceux de chacun des membres de l'union), les décisions sont prises sur la base des développements agrégés, laissant les idiosyncrasies nationales au soin des gouvernements nationaux. Malheureusement, une hétérogénéité entre les économies est présente et se produit à travers plusieurs dimensions.

Bien que l'hétérogénéité apparaisse comme un fait empirique, il est légitime de s'interroger sur ses conséquences pour la politique monétaire et se demander si la banque centrale devrait se soucier de cette hétérogénéité. Puisque ses objectifs sont définis en termes de variables agrégées, on peut penser qu'un modèle agrégé est suffisant pour capturer la plupart des caractéristiques de la zone euro. Afin de vérifier cette intuition, nous allons comparer deux modèles, un modèle agrégé et un modèle multi-pays, sur la base de leur capacité à maximiser le bien-être du ménage représentatif. Pour cela, nous développons un modèle multi-pays qui est utilisé pour estimer la dynamique des économies nationales dans la zone euro. Ce modèle incorpore les frictions nécessaires pour reproduire la persistance des données historiques : hypothèses de prix visqueux et de formation externe des habitudes dans la consommation. Mais la caractéristique principale du modèle est l'introduction de comportements hétérogènes entre les pays. À l'aide des techniques bayésiennes, nous estimons les deux modèles et mettons en évidence le fait que les paramètres structurels des économies allemande, française et italienne affichent des différences significatives. Par conséquent, en termes de capacité d'ajustement des données, le modèle multi-pays devrait être préféré au modèle agrégé.

Nos résultats soutiennent la conclusion que l'hétérogénéité des comportements dans la zone euro est non seulement statistiquement observable mais surtout appropriée pour les décisions de politique monétaire. Spécifiquement, puisque nous supposons que la règle de politique de

la BCE dépend uniquement des variables agrégées, les deux modèles peuvent être employés pour déterminer la règle optimale de politique. Les fonctions de bien-être associées aux deux règles optimales sont comparées en permettant une hétérogénéité des comportements. Nous obtenons que le bien-être associé au modèle agrégé est 36% plus faible que le bien-être associé au modèle multi-pays : ceci se traduit par une perte de 2,7% en termes de consommation totale (à l'état stationnaire) de la zone euro. En plus du critère fondé sur l'utilité du ménage, nous étudions également les implications de l'hétérogénéité dans le contexte de fonctions de perte *ad hoc*, qui permettent d'introduire aisément un lissage de taux d'intérêt. Nous montrons que, pour toutes les fonctions de perte incluant un objectif de stabilisation de l'écart de production et de lissage de taux d'intérêt, la perte associée au modèle agrégé est toujours économiquement plus grande que la perte associée au modèle multi-pays.

Chapitre 1

Politique monétaire en présence d’incertitude : principes et développements

1.1 Introduction

La conduite de la politique monétaire s’effectue dans un contexte de grande incertitude¹. Cette proposition peu controversée peut être illustrée par de nombreux exemples récents. Ainsi, le prix du pétrole connaît des fluctuations imprévisibles de grande ampleur, comme en témoignent les évolutions observées en 1999, 2000 et 2004. Un exemple d’incertitude d’une autre nature est fourni par la mesure du taux de croissance potentiel, devenue particulièrement sujette à caution dans le cadre des interrogations sur la “nouvelle économie”. Enfin, l’incertitude entourant les mécanismes de transmission est particulièrement importante dans le contexte de la mise en place de l’Eurosysteme et de la Banque Centrale Européenne. En effet des ruptures structurelles dans les comportements macroéconomiques accompagnent potentiellement la réalisation

¹Ce chapitre est en partie issu d’un travail réalisé en collaboration avec Hervé Le Bihan.

de l'union monétaire.

Dans un environnement incertain, comment l'autorité monétaire doit-elle ajuster son comportement ? Doit-elle se montrer plus prudente ou au contraire plus agressive ? Doit-elle réagir plus rapidement ou au contraire plus graduellement aux chocs ? Ces questions, qui ont fait l'objet de travaux fondateurs dès les années 1960, ont été revisitées dans la seconde moitié des années 1990, souvent à l'instigation des banques centrales. Situé dans la continuité de l'analyse des règles de politique monétaire², ce champ de réflexion a produit de nombreuses contributions normatives, parfois divergentes, dont le présent chapitre vise à proposer une synthèse.

Le principal message de cette littérature est que l'ajustement souhaitable de la politique monétaire face à une incertitude accrue dépend du type d'incertitude considéré. Les trois exemples liminaires illustrent trois catégories d'incertitude qu'il s'avère fondamental de distinguer : l'incertitude portant sur les chocs macroéconomiques, celle portant sur la mesure des variables d'intérêt pour la banque centrale, et enfin celle entourant les mécanismes de transmission. La littérature que nous passons en revue s'organise autour de deux principes traditionnels. Pour les deux premiers types d'incertitude (sur les chocs ou sur la mesure des variables), dits de type additifs, le principe d'équivalent certain (Theil, 1958) indique que la politique monétaire doit agir de la même façon qu'en univers certain. En revanche, lorsque l'incertitude porte sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire, le principe dominant est celui de "conservatisme" ou de prudence (Brainard, 1967), qui énonce que les autorités monétaires doivent avoir une réponse plus modérée aux chocs. Les contributions les plus récentes ont toutefois nuancé ce principe normatif de prudence.

Outre cette dimension normative, la littérature récente relative à l'incertitude a également une visée positive. En effet les estimations économétriques de fonctions de réaction conduisent le plus souvent à qualifier le

²Voir, pour un état de l'art dans ce domaine, l'ouvrage édité par Taylor (1999).

comportement des banques centrales de prudent. Ces estimations entrent en conflit avec la prescription d'une réponse agressive aux fluctuations de l'inflation et de la production, fréquemment obtenue lorsque des règles politiques monétaires optimales sont calculées à l'aide de modèles macroéconométriques. La prise en compte de l'incertitude est apparue dans ce contexte comme une voie possible pour rendre compte de la prudence observée des autorités monétaires, et ainsi réconcilier les fonctions de réaction estimées avec l'idée d'un comportement optimal des banques centrales.

Ce chapitre s'attache à exposer les principes normatifs traditionnels ainsi que les développements plus récents dans un cadre simple (les modèles sont linéaires et les objectifs sont quadratiques), en fournissant au passage un aperçu des résultats empiriques. Pour cela, la section suivante introduit un modèle minimal permettant l'exposition des principaux résultats, et définit les différents types d'incertitude. Les sections 3 et 4 décrivent respectivement les conséquences de l'incertitude additive et multiplicative pour la politique monétaire. Puis la section 5 présente des extensions : la notion d'apprentissage actif et l'incertitude sur le modèle, telle qu'elle est appréhendée par la méthode du contrôle robuste. Un exemple numérique, illustrant les différentes configurations d'incertitude est présenté dans la dernière section. Par ailleurs, nous récapitulons les conclusions obtenues par les études empiriques au sein de chaque section concernée du chapitre.

1.2 Politique monétaire optimale et incertitude : un cadre simplifié

Nous considérons un cadre minimal dans lequel l'objectif de la politique monétaire (l'inflation) et un instrument (le taux d'intérêt) sont liés par une relation linéaire. Ce cadre peut être obtenu comme forme réduite d'un modèle macroéconomique simple, en économie fermée, proche de ce-

lui analysé par Svensson (1999b). Ce modèle est composé d’une courbe IS reliant l’écart de production au taux d’intérêt réel et d’une courbe de Phillips reliant l’inflation à l’écart de production :

$$y_{t+1} = -\gamma_r r_t + \varepsilon_{y,t+1} \quad (\text{IS})$$

$$\pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t + \beta_y y_{t+1} + \varepsilon_{\pi,t+1} \quad (\text{CP})$$

où π_t est le taux d’inflation de la période t , y_t est l’écart de production ou “output gap” (le logarithme du rapport de la production effective à la production potentielle)³, r_t est le taux d’intérêt réel et $\varepsilon_{y,t}$ et $\varepsilon_{\pi,t}$ sont des chocs aléatoires non auto-corrélés et de moyenne nulle. Le taux d’intérêt nominal, i_t , est relié au taux d’intérêt réel et aux anticipations de l’inflation future, π_{t+1} , par l’équation de Fisher⁴ : $r_t = i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1}$. Le taux réel d’équilibre est implicitement supposé nul. La caractéristique principale du modèle est que l’inflation et l’output gap réagissent avec un retard d’une période au taux d’intérêt, ce qui traduit la présence d’un délai de transmission de la politique monétaire. Pour fixer les idées, la période est ici d’un semestre ou d’un an. En raison de ce délai de transmission et de la présence de chocs aléatoires dans l’économie, les autorités monétaires ont un contrôle imparfait de l’inflation.

En substituant la première équation dans la seconde et en notant $\alpha_r \equiv \beta_y \gamma_r$ puis $\varepsilon_{t+1} \equiv \varepsilon_{\pi,t+1} + \beta_y \varepsilon_{y,t+1}$, on obtient une forme réduite (FR) décrivant le processus d’inflation :

$$\pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{t+1} \quad (\text{FR})$$

Dans la suite de l’exposé nous nous préoccupons uniquement des propriétés des paramètres et variables de la forme réduite.

³La production potentielle est le niveau de production qu’une économie peut atteindre compte tenu de la main-d’oeuvre, du capital et de la technologie dont elle dispose, sans créer de pressions durables à la hausse sur l’inflation.

⁴Afin de ne pas ajouter une incertitude liée aux anticipations des agents privés, nous supposons que les agents privés et la banque centrale ont les mêmes anticipations.

Par ailleurs nous faisons l'hypothèse usuelle que l'objectif de la banque centrale est de minimiser une fonction quadratique de l'écart des variables d'intérêt, ici π_t , à la cible. La cible d'inflation est supposée nulle. La banque centrale a pour objectif :

$$\text{Min}_{\{i_t\}} \mathbb{L} = \mathbb{E}_t \left(\sum_{i=0}^{\infty} \phi^i \pi_{t+i}^2 \right)$$

où ϕ est le facteur d'escompte.

Le problème de politique est donc de choisir un sentier temporel pour l'instrument i_t qui minimise \mathbb{L} sous les contraintes résumées par la forme réduite. Etant donné le modèle de l'économie, la condition du premier ordre ($\partial \mathbb{L} / \partial i_t = 0$) de résolution du système, permet de déterminer une fonction de réponse,

$$i_t = f(\Lambda_t)$$

où $f(\cdot)$ représente une fonction de réaction explicite ou implicite dont l'argument, Λ_t , est un vecteur de variables pertinentes, ici la variable d'état $\Lambda_t = \pi_t$.

Pour simplifier l'exposé, on considère que la politique monétaire contrôle le taux d'intérêt réel de court terme $r_t = i_t - \mathbb{E}_t(\pi_{t+1})$. Cette hypothèse est assez peu restrictive : le taux d'inflation est prédéterminé, et une règle de taux réel peut s'écrire comme règle de taux nominal. Par ailleurs, le modèle étant linéaire et la fonction objectif quadratique, la réponse optimale sera une fonction linéaire de la variable d'état :

$$r_t = \psi_{\pi} \pi_t.$$

La présence d'incertitude dans l'économie affecte la résolution du problème d'optimisation des autorités monétaires. Nous distinguerons trois types d'incertitude. L'incertitude de nature additive, portant sur les chocs exogènes affectant l'économie, ici représentée par le choc exogène ε_{t+1} . L'incertitude portant sur la mesure des variables d'intérêt pour la banque centrale, ici l'inflation π_t (dans un modèle plus complet c'est l'incertitude

sur la mesure de l'output gap qui attirerait plus vraisemblablement l'attention). L'incertitude portant sur les mécanismes de transmission de la politique monétaire, représentée ici par l'incertitude sur les paramètres du modèle (α_r, β_π) . Cette incertitude est souvent dite multiplicative car l'impact d'une variation imprévue du paramètre α_r est proportionnel au niveau initial du taux d'intérêt r_t . Pour un taux d'intérêt réel nul, l'économie n'est pas affectée par une variation de α_r .

Le cadre d'analyse retenu est extrêmement simplifié. Il permet toutefois d'illustrer une grande partie des résultats théoriques pour les différentes configurations d'incertitude. Pour des modèles même légèrement plus élaborés, une résolution analytique est souvent hors de portée notamment dans le cas de l'incertitude sur les paramètres. Dans la dernière section de ce chapitre une simulation numérique est utilisée pour illustrer l'impact de différentes formes d'incertitude. Les annexes A à D fournissent par ailleurs un aperçu des méthodes de résolution pour des modèles très généraux.

Il convient de souligner que nous n'abordons pas la question des interactions stratégiques entre la banque centrale et les agents privés. En particulier, le présent chapitre se focalise sur l'incertitude perçue par la banque centrale relativement à l'économie. La question de l'incertitude des agents privés au sujet des préférences et des intentions de la Banque centrale, qui fait l'objet d'une littérature connexe (par exemple Faust et Svensson, 2001, analysent l'opportunité pour une banque centrale de révéler ses intentions au secteur privé) n'est pas considérée. Par ailleurs, la prise en compte de comportements stratégiques et de la crédibilité de la banque centrale modifierait les conséquences de la présence d'incertitude. Les contributions abordant les liens entre ces deux problématiques sont à notre connaissance peu nombreuses et utilisent un cadre différent du schéma règle de taux d'intérêt-courbe de Phillips retenu ici (voir Sénégas et Vilmunen, 2000, et Schellekens, 2000).

1.3 Incertitude additive : chocs et erreurs de mesure

1.3.1 Le principe d'équivalent certain

En présence d'incertitude additive le résultat majeur est le *principe d'équivalent certain*, dû à Theil (1958).

Principe d'équivalent certain. *Face à une incertitude de type additif, la politique optimale est la même qu'en l'absence d'incertitude.*

Ce résultat est établi en exprimant la règle de politique optimale, dont le calcul est ici particulièrement simple. Compte tenu de la structure du modèle, l'objectif des autorités monétaires peut être atteint en minimisant à chaque période $\mathbb{E}_t \pi_{t+1}^2$ comme le note Svensson⁵ (1999). Dans des modèles plus complexes la solution fait appel à la programmation dynamique. Comme la banque centrale contrôle, à court terme, le taux d'intérêt réel, la minimisation du carré de l'écart du taux d'inflation à sa cible est :

$$\begin{aligned} & \underset{\{r_t\}}{\text{Min}} \mathbb{E}_t \pi_{t+1}^2 & (1.1) \\ & = \underset{\{r_t\}}{\text{Min}} \mathbb{E}_t (\beta_\pi \pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{t+1})^2 \end{aligned}$$

⁵Deux conditions permettent ici d'obtenir ce résultat : (i) les autorités monétaires connaissent le niveau du taux d'intérêt qui permet d'atteindre l'objectif et (ii) l'anticipation d'inflation de la période suivante ne dépend que des variables passées : $\mathbb{E}_t \pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t - \alpha_r (i_t - \mathbb{E}_t \pi_{t+1})$, et le problème "d'incohérence temporelle" ne se pose pas. Au total le taux d'intérêt en t n'affecte pas le taux d'inflation en t mais seulement en $t+1, t+2, \dots$ et le taux en $t+1$ n'affectera seulement le taux d'inflation qu'en $t+2, t+3, \dots$. On peut donc trouver la solution du problème d'optimisation en fixant le taux d'intérêt en t pour atteindre en espérance la cible d'inflation en $t+1$, le taux d'intérêt en $t+1$ pour atteindre la cible d'inflation en $t+2$ etc. La banque centrale trouve alors le taux d'intérêt optimal en t comme la solution d'un problème simple d'une seule période.

En différenciant par rapport à r_t et en égalisant le résultat à zéro, l'espérance de ε_{t+1} en t étant nulle, il vient

$$r_t = \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} \pi_t \quad (1.2)$$

Cette règle optimale indique que les autorités monétaires doivent faire varier le taux d'intérêt en fonction du taux d'inflation. Dans le cas présent, le taux d'inflation de la période suivante est, en espérance, égal à la cible (zéro). En ce qui concerne l'impact de l'incertitude, il apparaît que la réponse optimale est indépendante de la variance du choc ε_t . Ainsi la politique optimale n'est en rien modifiée par la présence de l'incertitude additive, ce qui traduit le principe d'équivalent certain. Une conséquence de ce principe est qu'ajouter un choc aléatoire temporaire au modèle n'affecte pas la politique optimale.

Pour illustrer graphiquement le principe d'équivalent certain, considérons (figure 1.1) que le taux d'inflation π_t à la date t est supérieur au niveau d'inflation visé par les autorités monétaires, supposé nul. En l'absence d'incertitude, la réponse de l'inflation au taux d'intérêt est donnée par la forme réduite (FR) figurée par la droite en trait plein foncé. En absence de réaction monétaire, l'économie se situe au point A sur cette droite. La décision de politique optimale à la date t est simple : augmenter le taux d'intérêt jusqu'au point r_1 afin d'atteindre exactement le niveau du taux d'inflation souhaité à la date $t + 1$ (point B). En présence d'incertitude additive, les autorités monétaires prennent une décision sans connaître l'impact de la variable exogène ε_{t+1} sur π_{t+1} . Dès lors, après la réalisation du choc, la forme réduite reliant taux d'inflation et taux d'intérêt se déplacera parallèlement à la courbe FR correspondant au cas certain. Le niveau d'inflation effectivement réalisé sera donné par l'une des lignes grisées et se situera au dessus ou en dessous de ce niveau espéré. Si les autorités monétaires choisissent le niveau r_1 , l'inflation va atteindre le niveau désiré (point B) en moyenne seulement : l'inflation observée peut se trouver n'importe où sur le segment vertical dessiné en

gras (point C ou D par exemple). Cependant, fixer le taux d'intérêt à un autre niveau, par exemple au niveau r_2 , ne permet pas aux autorités de réduire la volatilité de l'inflation. Aussi la politique optimale demeure de fixer le taux d'intérêt au niveau r_1 .

Le résultat d'équivalent certain est en fait général, pour l'ensemble des modèles linéaires avec préférences quadratiques. La dérivation de la politique optimale pour cette vaste classe de modèles est présentée en Annexe A. Il apparaît, comme dans l'exemple précédent, que la règle optimale ne dépend pas de la matrice de variance-covariance des chocs du modèle donc de l'ampleur de l'incertitude additive.

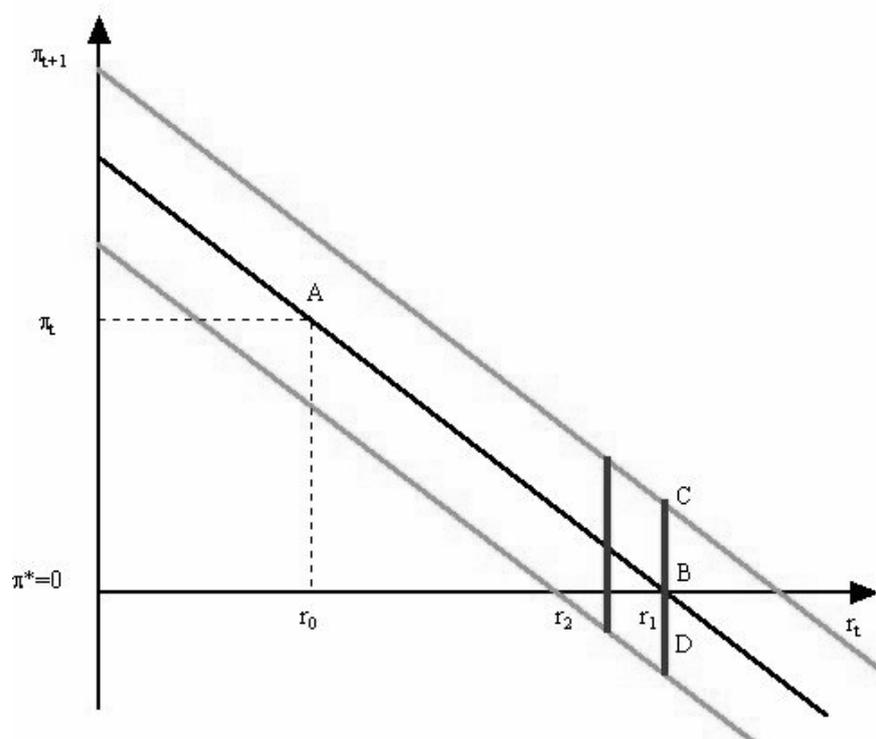


Fig. 1.1 - Incertitude additive

1.3.2 Incertitude sur la mesure des variables

L’incertitude sur la mesure des variables peut provenir par exemple, du fait que de nombreuses données macroéconomiques sont sujettes à révisions, ou que certaines telles que l’*output gap*, la production potentielle, etc., ne sont pas même mesurables directement. Ce type d’incertitude est souvent mentionné comme une source de difficulté pour la politique monétaire. Sur le plan analytique elle s’assimile formellement à une erreur de type additif, et le principe d’équivalent certain s’applique en un certain sens.

Pour introduire de l’incertitude sur la mesure des variables dans notre cadre simple, considérons que le décideur n’observe pas la “vraie” inflation π_t (celle qui est pertinente économiquement) mais une mesure d’inflation π_t^* , potentiellement entachée d’erreur. On suppose donc :

$$\pi_t^* = \pi_t + \eta_t$$

Sur cette base, il faut distinguer deux types d’erreur de mesure, différenciés par les hypothèses relatives à la corrélation entre l’erreur de mesure et l’indicateur dont dispose la banque centrale.

Le premier cas est le suivant :

$$\mathbb{E}(\pi_t \eta_t) = 0$$

π_t est la vraie inflation non observée, que l’on peut interpréter comme l’inflation sous-jacente. Le décideur n’observe qu’un proxy π^* , somme de l’inflation sous-jacente et d’une erreur de mesure η_t , non corrélée avec l’inflation sous-jacente (par exemple liée à un choc sectoriel).

Le second cas correspond à l’hypothèse polaire :

$$\mathbb{E}(\pi_t^* \eta_t) = 0$$

Par construction, dans ce cas, l’erreur de mesure η_t est corrélée avec la vraie mesure de l’inflation π_t . Ce second cas de figure prend sens si l’on

considère l'exemple des données macroéconomiques provisoires : π_t^* est alors l'estimation initiale de l'inflation fournie par les comptes nationaux et π_t est le chiffre révisé définitif – supposé correspondre à la bonne mesure de l'inflation – rendu public en $t + H$. L'aléa η_t est donc une révision statistique⁶ qui n'est pas observée à la date t mais à la date $t + H$. Si l'élaboration des comptes nationaux est rationnelle, la révision η_t n'est pas prévisible sur la base de l'information disponible en t d'où les conditions $\mathbb{E}(\pi_t^* \eta_t) = 0$ et $\mathbb{E}(\eta_t) = 0$.

Dans ces deux cas la résolution du programme (1.1) de la banque centrale conduit à une politique optimale analogue à (1.2), mais qui dépend maintenant de l'espérance de l'inflation et non plus de l'inflation effective :

$$r_t = \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} \mathbb{E}(\pi_t | \pi_t^*) \quad (1.3)$$

En pratique cette politique va différer dans les deux cas considérés.

Cas 1. Le décideur n'observe qu'un *proxy*, π_t^* , de l'inflation π_t . Il se pose un problème d'extraction d'information. Dans ce cas l'expression de l'espérance de l'inflation est obtenue par la régression de π_t sur π_t^* , ce qui donne⁷ :

$$\mathbb{E}(\pi_t | \pi_t^*) = \frac{\text{cov}(\pi_t, \pi_t^*)}{\mathbb{V}(\pi_t^*)} \pi_t^* = \left(\frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_\eta^2} \right) \pi_t^*.$$

La politique optimale est alors :

$$r_t = \left(\frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_\eta^2} \right) \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} \pi_t^* \quad (1.2')$$

Remarque 1 *On observe un résultat “d'atténuation” dans le cas de l'usage d'un proxy et la règle doit être moins réactive à l'inflation (car $\frac{\sigma_\pi^2}{\sigma_\pi^2 + \sigma_\eta^2} < 1$). Le coefficient de réaction décroît lorsque la variance de l'erreur de mesure σ_η^2 s'élève.*

⁶ stricto sensu, la révision est $\pi_t - \pi_t^* = -\eta_t$

⁷ En toute rigueur ce résultat ne vaut que si l'aléa η_t est supposé normal, ou si l'on se limite à l'espérance linéaire. L'étude de Meyer et *al.* (2001), évoquée dans la section suivante relâche cette hypothèse.

Il faut souligner que la règle “naïve” consistant à utiliser la règle de politique optimale du cas certain (1.2), en substituant l’estimation imparfaite π^* à la vraie grandeur de la variable π_t est sous-optimale. Plusieurs études (Orphanides, 1998, Rudebusch 2001) soulignent que l’incertitude sur les variables joue un rôle important dans la pratique, et mettent en garde contre l’utilisation de règles naïves

Cas 2. Le décideur utilise des données d’inflation qui sont *provisoires*. Sachant que l’on utilise à la période t la meilleure information disponible, $\mathbb{E}(\eta_t) = 0$, et comme $\mathbb{E}(\pi_t|\pi_t^*) = \mathbb{E}(\pi_t^*) + \mathbb{E}(\eta_t)$, la politique optimale est la même qu’en l’absence d’incertitude :

$$r_t = \frac{\beta_\pi}{\alpha_r} \pi_t^* \quad (1.2'')$$

Remarque 2 *Un résultat d’équivalent certain s’applique dans le cas de l’usage de données provisoires.*

Finalement, les deux résultats d’équivalent certain et d’atténuation qui précèdent ne sont en fait pas contradictoires. Les deux cas évoqués ci-dessus se distinguent fondamentalement par la nature de la corrélation entre le choc et la variable effectivement observée. Dans le premier cas, la variable observée est fortement influencée par le choc η_t (la révision est de type “**noise**”). Dans le deuxième cas au contraire la variable observée est la meilleure estimation possible de la vraie variable. La révision que formulerait un agent découvrant la vraie valeur n’est pas prévisible sur la base de l’information disponible en t (la révision est de type “**news**”). Au total, deux propriétés coexistent.

D’une part, comme l’illustre l’équation (1.3), le principe d’équivalent certain continue de s’appliquer à la meilleure estimation possible de la variable d’état non observée $\mathbb{E}_t(\pi_t)$. Svensson et Woodford (2000) montrent en outre que ce résultat d’équivalent certain dans les modèles avec variables non observées se généralise au cas où les agents ont un comportement forward-looking. Le problème d’extraction d’information est alors

particulièrement complexe : la meilleure estimation de la variable inobservée se fait en utilisant des variables observées. Mais celles-ci dépendent à leur tour des anticipations des agents relatives aux variables futures et en particulier aux variables non-observées futures.

D'autre part, une propriété d'atténuation s'applique à la règle exprimée comme fonction des indicateurs (imparfaits) observés : en cas d'incertitude sur la mesure d'une variable, le coefficient de cette variable dans la règle doit diminuer. Cette propriété d'atténuation est assez générale : elle est valable dans les modèles linéaires avec préférences quadratiques (voir Swanson, 2000).

1.3.3 Portée empirique de l'incertitude additive

Le principe d'équivalent certain stipule que la présence d'incertitude additive n'affecte pas la règle de politique optimale. Ce type d'incertitude semble donc peu à même d'éclairer l'évaluation des politiques observées. En particulier le principe d'équivalent certain exclut que l'incertitude sur les chocs macroéconomiques puisse justifier les politiques prudentes et graduelles souvent mises en oeuvre en pratique.

Toutefois, ce principe n'est valable que dans des conditions et dans un sens assez précis. D'une part, la section qui précède montre que lorsqu'on s'intéresse à la réponse de la politique en termes de variables observables (et non des indicateurs optimaux), un effet d'atténuation doit être observé. D'autre part, le principe d'équivalent certain n'est établi que dans le cas de la politique globalement optimale. Lorsque la politique monétaire est contrainte à prendre la forme d'une règle simple (par exemple une règle de Taylor dans un modèle macroéconomique de grande taille), une hypothèse du principe d'équivalent certain tombe, et la règle optimale peut être affectée par la présence d'incertitude.

Plusieurs études ont analysé l'impact de l'incertitude additive sur la règle optimale⁸, soit en introduisant des indicateurs imparfaits (Orpha-

⁸Pour donner une idée des méthodes utilisées par ce type d'analyses, une méthode

nides, 1998 et Rudebusch, 2000 et 2001), soit en examinant l'impact de règles simples alors même que la banque centrale utilise des indicateurs optimaux (Peersman et Smets, 1998, et Smets, 2002). Le cas d'indicateurs imparfaits apparaît fréquent en macroéconomie : une variable latente telle que "l'excès de demande" est fréquemment mesurée par des "proxy" comme le TUC (taux d'utilisation des capacités) ou l'écart de production calculé par une décomposition statistique tendance-cycle. De surcroît, Orphanides (1998) montre empiriquement que les estimations préliminaires de l'output gap ne sont pas les extractions optimales des variables : les révisions de cette variable sont en effet fortement autocorrélées. Swanson (2000) souligne toutefois que ce résultat pose un problème conceptuel. L'estimation en temps réel d'une grandeur macroéconomique devrait coïncider avec le meilleur estimateur possible de la vraie valeur, si la construction des variables est rationnelle.

Le tableau 1.1 présente quelques résultats obtenus par ces différentes études. Elles ont en commun de se référer à une règle de Taylor, ce qui permet de comparer les effets d'atténuation obtenus. Orphanides (1998) utilise un petit modèle empirique de l'économie américaine en supposant une erreur de mesure de type "noise". Il suppose que la politique monétaire doit alors répondre à deux indicateurs provisoires d'inflation et d'output gap. En utilisant des estimations des processus suivis par les bruits portant sur l'inflation et l'output gap, il obtient une évaluation quantitative de l'effet d'atténuation. La règle de Taylor optimale dans le modèle sans incertitude (tableau 1.1) implique une pondération de 4,12 sur l'inflation et 2,61 sur l'output gap. En prenant en compte le niveau d'incertitude estimé sur l'évaluation en temps réel de l'inflation et de l'output gap, les poids sur ces indicateurs dans la règle de Taylor optimisée tombent respectivement à 3,21 et 2,05.

de résolution de la politique optimale dans le cas d'erreur de mesure est présentée en annexe B.

<i>Règle de Taylor optimale : $i_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t$</i>			
	Type d'incertitude	ψ_π	ψ_y
Orphanides (1998)	<i>Aucune</i>	4,12	2,61
	<i>Incertitude additive ("noise")</i>	3,21	2,05
Rudebusch (2001)	<i>Aucune</i>	2,83	1,63
	<i>Incertitude additive ("noise")</i>	2,39	1,00
Smets (2002)	<i>Aucune</i>	1,34	2,06
	<i>Incertitude additive ("news")</i>	1,17	1,45
Peersman et Smets (1998)	<i>Aucune</i>	1,53	1,58
	<i>Incertitude additive ("news")</i>	1,65	1,41

Tab 1.1 - Effet d'atténuation : quelques résultats empiriques

La démarche de Rudebusch (2001) est similaire, le modèle utilisé se distinguant principalement par une périodicité et une période d'estimation différente. Les écarts-types des erreurs de mesure sont obtenus en comparant les estimations historiques aux estimations finales des variables. Dans le cas sans incertitude, les coefficients optimaux de la règle de Taylor sont 2,83 sur l'inflation et 1,63 sur l'output gap. Dans le cas d'une incertitude "forte" à la fois sur l'inflation et l'output gap, les poids sur les indicateurs observés deviennent respectivement 2,39 et 1. L'effet d'atténuation est plus faible que celui estimé par Orphanides, probablement en raison du poids plus fort accordé à l'objectif de taux d'intérêt dans la fonction de perte des autorités monétaires. Rudebusch conclut que la présence d'incertitude permet partiellement de rendre compte de l'écart fréquemment obtenu entre la politique optimale et la politique de la Federal Reserve décrite par des fonctions de réaction empiriques. Enfin, Rudebusch (2000) obtient un résultat analogue en considérant l'impact d'une augmentation de l'incertitude sur l'output gap dans un modèle partiellement forward-looking.

Peersman et Smets (1998) et Smets (2002) étudient le cas où la banque centrale utilise un estimateur optimal de la variable non observable mais où la règle monétaire est contrainte à prendre la forme d’une règle simple. Ils utilisent un modèle incluant un output gap inobservable, estimé par filtre de Kalman. Selon ces auteurs, l’augmentation de l’incertitude entraîne une baisse marquée du coefficient portant sur la variable mesurée avec erreur, *i.e.* l’output gap. Dans le cas de la règle de Taylor simple le coefficient de l’output gap passe de 2,06 à 1,45 pour les Etats-Unis (Smets, 2002), de 1,58 à 1,41 pour la zone euro (Peersman et Smets, 1998). Dans le modèle calibré et forward-looking analysé par Ehrmann et Smets (2001), l’effet d’atténuation se révèle également faible sur le coefficient de l’output gap. Lorsque l’incertitude affectant l’output gap augmente, l’effet sur le coefficient de l’inflation est ambigu : il baisse ou augmente selon les études. De façon générale, l’impact de l’incertitude sur la règle monétaire est moins marqué que dans les cas où la politique monétaire réagit aux indicateurs “bruts” et non à l’estimation optimale.

Dans une perspective différente, l’étude de Meyer, Swanson et Wieland (2001) attribue un rôle à l’incertitude sur le NAIRU pour caractériser le comportement “non-linéaire” de la Federal Reserve au cours des années 1990. Leur explication repose sur l’hypothèse de non-normalité de la distribution de l’erreur de mesure. Lorsque l’erreur sur les variables ne suit pas une distribution normale, l’estimation optimale de la variable d’intérêt n’est plus linéaire en l’indicateur observé. En conséquence, la réponse optimale de la politique monétaire à l’indicateur n’est plus linéaire. Meyer, Swanson et Wieland (2001) appliquent cette analyse en supposant que la banque centrale affecte une distribution de probabilité non normale au NAIRU. La distribution choisie est très diffuse au voisinage de la valeur centrale, ce qui traduit l’existence d’une fourchette de valeurs également plausibles pour le NAIRU (de 4% à 6% dans le cas considéré). Dans un tel contexte, si une observation supplémentaire du taux de chômage tombe à l’intérieur de cette fourchette définie *a priori*,

la banque centrale sera disposée à réviser le NAIRU estimé (et donc aura une réaction faible). En revanche si le taux de chômage observé s'éloigne fortement de l'évaluation initiale du NAIRU, la banque centrale ne révisera pas son évaluation. L'écart du taux de chômage observé au NAIRU se creusera, entraînant une réaction significative de la politique monétaire. Les auteurs suggèrent que ce type d'incertitude permet de rendre compte du comportement récent de la Federal Reserve. Face à la baisse continue du chômage dans la seconde moitié des années 1990, la Federal Reserve a tout d'abord mené une politique monétaire accommodante (ce qui refléterait une "mise à jour" de l'évaluation du NAIRU), puis l'a resserrée de façon agressive en 1999 et 2000 (le chômage observé alors étant sorti de la fourchette des valeurs plausibles pour le NAIRU).

1.4 Incertitude sur les paramètres

Dans les modèles de la section précédente, les autorités monétaires observent et prévoient imparfaitement certaines variables et certains aléas, mais connaissent la structure de l'économie avec certitude. En réalité, les paramètres sont toujours estimés avec imprécision et varient potentiellement à travers le temps. La banque centrale est dès lors incertaine des réponses de ses objectifs à une action de politique donnée.

L'analyse théorique de la politique optimale avec des paramètres incertains remonte à Brainard (1967) qui établit que l'incertitude justifie l'adoption d'une politique monétaire conservatrice, *i.e.* agissant avec précaution lors des changements de l'instrument de politique. En effet, comme en finance, il apparaît une relation entre l'espérance de gain et le risque : en répondant de manière moins violente aux chocs, les autorités monétaires se prémunissent contre la possibilité de s'éloigner des niveaux désirés. Cet argument permet de rendre compte de l'inertie fréquemment observée dans les séries de taux d'intérêt (Sack et Wieland, 2000). La raison est que des changements brutaux de taux d'intérêt augmentent

l'incertitude quant aux réponses de la production et du taux d'inflation lorsque les paramètres sont inconnus.

1.4.1 Le principe de prudence

Pour modéliser l'incertitude multiplicative dans le modèle, on suppose que les paramètres sont aléatoires avec des moyennes connues (leurs estimations économétriques, 0 pour le terme d'erreur)⁹.

$$\begin{pmatrix} \beta_\pi \\ \alpha_r \\ \varepsilon \end{pmatrix} \hookrightarrow \left[\begin{pmatrix} \bar{\beta}_\pi \\ \bar{\alpha}_r \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{\beta_\pi}^2 & \sigma_{\beta_\pi \alpha_r} & \sigma_{\beta_\pi \varepsilon} \\ & \sigma_{\alpha_r}^2 & \sigma_{\alpha_r \varepsilon} \\ & & \sigma_\varepsilon^2 \end{pmatrix} \right] \quad (1.4)$$

Cette hypothèse traduit notamment une situation dans laquelle les autorités monétaires connaissent la structure des équations du modèle mais ne connaissent pas la taille des multiplicateurs et doivent les estimer. La proposition de Brainard repose sur l'hypothèse que les trois variables aléatoires sont indépendantes. Nous retenons cette hypothèse dans un premier temps.

L'objectif est toujours de minimiser l'espérance du carré de l'écart de l'inflation à sa cible¹⁰,

$$\begin{aligned} \mathbb{E}_t \pi_{t+1}^2 &= (\mathbb{E}_t \pi_{t+1})^2 + \mathbb{V}_t(\pi_{t+1}) \\ &= \left(\bar{\beta}_\pi^2 \pi_t^2 + \bar{\alpha}_r^2 r_t^2 - 2\bar{\beta}_\pi \bar{\alpha}_r \pi_t r_t \right) + \left(\sigma_{\beta_\pi}^2 \pi_t^2 + \sigma_{\alpha_r}^2 r_t^2 + \sigma_\varepsilon^2 \right) \end{aligned}$$

d'où

$$r_t = \frac{\bar{\beta}_\pi \bar{\alpha}_r}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2} \pi_t \quad (1.5)$$

⁹Le principe de Brainard apparaît fréquemment sous le nom de “principe de conservatisme”. Nous préférons ici retenir l'expression “principe de prudence” pour éviter toute confusion avec la notion de conservatisme associée à l'influent article de Rogoff (1985), dans lequel ce terme caractérise un banquier central présentant une préférence pour l'objectif de stabilisation de l'inflation plus forte que celle de la société.

¹⁰Pour le moment, nous supposons que les covariances sont nulles.

Si on note κ le ratio du coefficient de réponse au coefficient “équivalent certain”, défini comme $\kappa = \frac{\bar{\alpha}_r^2}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2}$, alors (1.5) devient

$$r_t = \kappa \frac{\bar{\beta}_\pi}{\bar{\alpha}_r} \pi_t \quad (1.6)$$

La réponse de politique sous des paramètres incertains peut donc être réécrite comme une fraction de la réponse en équivalent certain. Puisque $\kappa = \bar{\alpha}_r^2 / (\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2) = [1 + (\sigma_{\alpha_r} / \bar{\alpha}_r)^2]^{-1}$, on remarque que cette fraction est strictement déterminée par le coefficient de variation $(\sigma_{\alpha_r} / \bar{\alpha}_r)$, c'est-à-dire la taille de l'incertitude, mesurée par l'écart type rapportée à la moyenne du multiplicateur de politique. Lorsque l'incertitude est grande κ diminue et lorsque l'incertitude diminue, κ tend vers un et les réponses optimales se rapprochent de celles obtenues dans le cas certain.

Principe de prudence, Brainard (1967). *Lorsque l'incertitude portant sur la réponse de l'inflation à l'instrument augmente (i.e. lorsque σ_{α_r} augmente), la réponse optimale du taux d'intérêt à l'inflation devient plus petite.*

Graphiquement, l'imprécision de l'estimation des paramètres se traduit par une incertitude sur la pente de la forme réduite reliant le taux d'inflation au taux d'intérêt (figure 1.2). Si les autorités choisissent de fixer un taux d'intérêt r_0 (politique passive), elles s'écarteront en moyenne de leur cible, l'économie se situant au voisinage du point A. Cependant, elles s'affranchiront ainsi de l'effet de la variation du paramètre α_r . Si elles fixent le taux d'intérêt au niveau r_1 , optimal en l'absence d'incertitude, elles atteindront en moyenne la cible. En suivant cette politique la banque centrale s'expose à positionner l'économie au point D, loin de l'objectif. L'incertitude dans la réponse de l'inflation augmente en effet avec l'amplitude de la modification du taux d'intérêt. Il sera dans de nombreux cas optimal d'adopter une politique “conservatrice” ou “prudente” en choisissant le taux intermédiaire r_2 . En moyenne, l'inflation dépassera

l'objectif (on se situera alors au point E), mais la variance de l'inflation sera moins grande que dans le cas d'une politique agressive.

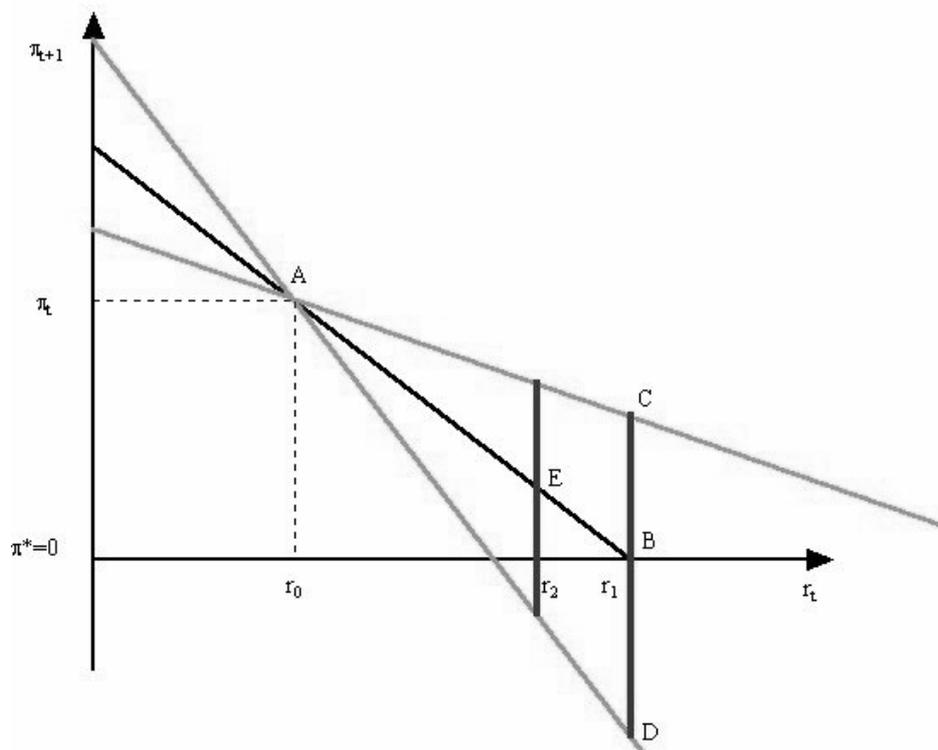


Fig. 1.2 - Incertitude multiplicative

1.4.2 Limites du principe de Brainard

Il convient de souligner que le principe de prudence n'est pas général. D'une part le principe de Brainard s'applique au paramètre de transmission de la politique monétaire décrivant l'impact de l'instrument sur la variable cible, soit α_r . Il ne s'applique pas nécessairement aux paramètres de persistance du modèle (ici β_π). Dans le cas présent, en raison du caractère quasi statique du modèle, l'incertitude sur β_π mesurée par $\sigma_{\beta_\pi}^2$ n'a pas d'influence sur la politique optimale. Söderström (2002) montre

que l'incertitude accrue sur les paramètres de persistance peut avoir le résultat paradoxal d'augmenter l'agressivité de la règle de politique optimale. Cependant, dans le modèle retenu par Söderström, l'impact de l'incertitude relative aux paramètres de persistance sur la règle optimale demeure très limité.

D'autre part, pour obtenir ce résultat de prudence, on a fait l'hypothèse que les covariances entre les paramètres sont nulles. Cependant comme Brainard (1967) l'a fait remarquer, la taille et le signe des covariances ont des implications pour la politique optimale. En intégrant des covariances, on peut obtenir des résultats opposés en termes de comportement des autorités monétaires. L'expression (1.5) s'écrit maintenant comme suit :

$$r_t = \frac{\bar{\beta}_\pi \bar{\alpha}_r + \sigma_{\beta_\pi \alpha_r}}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2} \pi_t + \frac{\sigma_{\alpha_r \varepsilon}}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2} \quad (1.7)$$

Une covariance non nulle entre le bruit et le multiplicateur de politique ($\sigma_{\alpha_r \varepsilon}$) peut éloigner le taux d'intérêt réel de son état stationnaire¹¹. Une covariance positive et grande entre le multiplicateur de politique et le coefficient sur le retard de l'inflation ($\sigma_{\beta_\pi \alpha_r}$) peut également donner lieu, en contradiction avec le principe de prudence, à une réponse plus grande à l'écart de l'inflation à sa cible. Le Bihan et Sahuc (2001) étudient l'impact des covariances au sein d'un modèle empirique simple de la zone euro. Prendre en compte les covariances entre paramètres estimés va à l'encontre du principe de Brainard, mais l'impact sur la règle optimale reste toutefois marginal. Notons que les covariances dans ces modèles de forme réduite n'ont pas d'interprétation aisée.

¹¹Ce résultat provient également du fait que la courbe de Phillips n'est pas verticale à long terme ($\beta_\pi \neq 1$). En combinant (1.7) et (FR) à l'état stationnaire, nous obtenons : $\bar{r} = \left(\frac{\sigma_{\alpha_r \varepsilon}}{\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2} \right) \left(\frac{(\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2)(1 - \beta_\pi)}{(\bar{\alpha}_r^2 + \sigma_{\alpha_r}^2)(1 - \beta_\pi) + \alpha_r (\bar{\beta}_\pi \bar{\alpha}_r + \sigma_{\beta_\pi \alpha_r})} \right)$. Lorsque $\beta_\pi = 1$, $\bar{r} = 0$.

1.4.3 Pertinence empirique du principe de prudence

Des études récentes ont analysé l'importance empirique de l'incertitude sur les paramètres et la portée du principe de prudence. Ces études procèdent généralement en deux étapes : dans une première étape un modèle macroéconomique est estimé et les écarts-types des paramètres du modèle sont calculés. Dans une seconde étape, la politique optimale est calculée, sous l'hypothèse que la banque centrale reconnaît que le modèle utilisé est entaché d'incertitude. Pour cela, les paramètres sont supposés être des variables aléatoires de moyenne égale aux paramètres estimés, et de variances égales aux variances estimées empiriquement. Les autorités monétaires font dès lors face *en moyenne* aux équations estimées mais en fait à chaque date les coefficients prennent des valeurs aléatoires. La fonction de réaction retenue est celle qui permet de minimiser la perte espérée, compte tenu de l'aléa sur les paramètres.

Comme le précise Rudebusch (2001), les effets de l'incertitude multiplicative dépendent largement de la spécification et de la paramétrisation des modèles effectuées dans la première étape. Les corrélations empiriques obtenues entre les paramètres, ainsi que les variances qui fournissent une mesure de la taille de l'incertitude, sont fonction du nombre de variables et de la forme des relations que le modélisateur impose entre celles-ci. Il apparaît que les résultats obtenus dans la littérature diffèrent selon le type de modèles utilisés : modèle VAR ou modèle "parcimonieux" du type courbe IS-courbe de Phillips.

Contrôle optimal et incertitude multiplicative dans les modèles VAR

Les études de Sack (1998), Martin et Salmon (1999) et Söderström (1999) s'attachent à quantifier les effets d'atténuation dans le cadre de modèles VAR (vectoriels auto-régressifs) et en utilisant des règles de po-

litique non contraintes. Ces différents auteurs font l’hypothèse que le vecteur Z_t de dimension n comportant toutes les variables endogènes suit un processus autorégressif linéaire avec q retards. Le modèle VAR s’écrit comme suit,

$$Z_t = \tilde{M} + \sum_{j=0}^q M_j Z_{t-j} + \xi_t \quad (1.8)$$

Sack inclut par exemple dans ce vecteur les données mensuelles de taux de croissance de la production industrielle (y_t), de taux de chômage (u_t), de taux d’inflation (π_t), d’un taux IPC (c_t) et de taux d’intérêt de court terme (i_t). Dans cette approche l’incertitude intervient à travers un grand nombre de paramètres, et la structure de la matrice de variance-covariance est générale. Les $n - 1$ équations structurelles peuvent être écrites sous la forme espace-état générale :

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + C + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

Les autorités monétaires cherchent à minimiser l’espérance de la somme des valeurs futures escomptées d’une fonction de perte qui est quadratique en écarts d’inflation et de production (et le cas échéant du taux de chômage) par rapport à leurs cibles :

$$\min_{\{i_t\}_{\tau=0}^{\infty}} \mathbb{L} = \mathbb{E}_t \sum_{\tau=0}^{\infty} \phi^\tau (x_{t+\tau} - x^*)' Q (x_{t+\tau} - x^*) \quad (1.10)$$

avec x^* le vecteur des cibles et Q la matrice de préférence contenant sur sa diagonale les poids affectés à chaque variable et des zéros hors-diagonale. La méthode du contrôle optimal dans le cadre général en présence d’incertitude sur les paramètres est présentée dans l’annexe C.

A chaque période de l’échantillon, le taux d’intérêt optimal peut être comparé au taux d’intérêt observé. Sack (1998) montre que la trajectoire optimale est beaucoup plus volatile que celle observée historiquement sous l’hypothèse d’absence d’incertitude sur les paramètres. Cependant en introduisant l’incertitude multiplicative – via la matrice de variance

estimée – la volatilité des taux optimaux est fortement réduite et la trajectoire optimale se rapproche de la trajectoire observée. En outre, Sack trouve que la règle suivie en présence d’incertitude multiplicative se caractérise par une réaction initiale à des chocs plus petite, qu’en présence d’incertitude additive.

Martin et Salmon (1999) ont appliqué la méthodologie de Sack au cas du Royaume-Uni et trouvent des résultats similaires. Leur modèle VAR inclut l’inflation, l’output gap, un taux de change et le taux d’intérêt officiel. La banque centrale est supposée n’avoir qu’un seul objectif : celui de minimiser l’espérance du carré de l’écart de l’inflation à sa cible. Les coefficients de réponse contemporaine à l’inflation et au taux de change sont identiques pour les règles estimée et optimale, avec et sans incertitude sur les paramètres. En revanche la présence d’un effet de prudence se manifeste dans la réaction aux variables retardées : la plupart des coefficients des variables d’état retardées ont le même signe et sont - environ deux fois - plus petits en valeur absolue pour la règle avec incertitude sur les paramètres. Enfin, nous notons dans cette étude que les coefficients de la règle avec incertitude multiplicative sont généralement proches de ceux de la fonction de réaction estimée. Cependant dans l’étude de Martin et Salmon, certains des paramètres dans la fonction ont une ampleur ou un signe peu usuel.

Söderström (1999) utilise un modèle VAR à trois variables (output gap, taux d’inflation et taux d’intérêt de court terme) et obtient des résultats de même nature. Deux versions du modèle VAR sont estimées : dans la version contrainte du modèle VAR, l’output gap dépend à long terme du taux réel et non nominal, et l’inflation ne dépend pas du taux d’intérêt nominal. Les résultats de la version non contrainte du modèle VAR sont présentés dans le tableau 1.2. Comparativement au cas de l’incertitude additive, les coefficients sous incertitude multiplicative sont considérablement plus petits, et témoignent d’une politique nettement moins agressive.

	Additive	Multiplicatif	Estimé
y_t	3,926	1,339	0,465
y_{t-1}	-0,194	-0,149	-0,005
y_{t-2}	-0,838	0,267	-0,146
y_{t-3}	-0,240	-0,108	0,046
π_t	1,173	0,510	0,086
π_{t-1}	0,598	0,159	-0,010
π_{t-2}	0,562	0,206	0,122
π_{t-3}	0,295	0,148	0,003
i_{t-1}	-0,314	-0,167	0,929
i_{t-2}	0,684	0,237	-0,291
i_{t-3}	-0,238	-0,085	0,290

Tab. 1.2 - Résultats de Söderström (1999)

Ainsi, les études s'appuyant sur des modèles VAR soutiennent largement le principe de prudence, à l'inverse des analyses effectuées à l'aide de modèles parcimonieux présentés dans la sous-section suivante. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'un certain nombre de coefficients du modèle VAR ne sont pas significatifs mais que leurs écarts-types sont tout de même pris en compte dans le calcul de la fonction de réaction : l'incertitude est probablement surévaluée, induisant un biais en faveur du principe de Brainard¹².

L'enseignement des modèles parcimonieux

Les articles utilisant un modèle paramétré avec parcimonie et une règle simple concluent fréquemment que l'incertitude sur les paramètres

¹²L'incertitude semble surévaluée bien que le modèle VAR permet de tenir compte d'une incertitude sur la spécification.

n'est pas une source importante d'atténuation des réponses de politique.

Estrella et Mishkin (1999) estiment une courbe de Phillips simple pour les Etats-Unis sur la période 1956-1996. Leur courbe de Phillips est une variante de l'équation (CP), dans laquelle l'écart au NAIRU est substitué à l'écart de production. Les écarts-types estimés sont utilisés comme une mesure de l'incertitude. Dans le modèle, la règle optimale s'exprime en fonction de l'écart du taux de chômage au NAIRU ($u_t - u^*$) et de l'inflation à sa cible ($\pi_t - \pi^*$) ainsi que du retard du taux d'intérêt (i_{t-1}). Deux exercices sont effectués par les auteurs. Ils montrent tout d'abord que l'incertitude relative au NAIRU n'a aucun effet sur la politique monétaire optimale, ce qui reflète la propriété d'équivalent certain (voir section 1.3.2). Le second exercice quantifie les effets d'une incertitude générale, *i.e.* sur l'ensemble des paramètres. Le tableau 1.3 indique que l'incertitude sur la relation entre taux d'intérêt, chômage et inflation entraîne des coefficients plus faibles dans la fonction de réaction. Ce résultat est en accord avec le principe de Brainard, mais la réduction des paramètres est très faible : la réponse optimale au taux de chômage et à l'inflation est réduite de 5% environ.

<i>Règle : $i = \psi_i i_{t-1} + \psi_\pi (\pi_t - \pi^*) + \psi_u (u_t - u^*)$</i>			
Règle / Poids sur	ψ_i	ψ_π	ψ_u
Cas certain	0,94	0,47	-0,70
Cas incertain	0,94	0,44	-0,69

Tab. 1.3 - Résultats d'Estrella et Mishkin (1999)

Rudebusch (2001) évalue l'importance de l'incertitude multiplicative dans un petit modèle de l'économie américaine - celui de Rudebusch et Svensson (1999) - en retenant une règle de Taylor avec ajustement partiel,

$$i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) (k + \psi_\pi \bar{\pi}_t + \psi_y y_t)$$

Les résultats de Rudebusch sont rappelés dans le tableau 1.4. L'ajout d'incertitude sur les coefficients ne modifie pas assez significativement les

valeurs optimales des paramètres pour affirmer que les autorités monétaires sont réellement plus prudentes. De plus le paramètre ρ , mesurant le lissage du taux d'intérêt, n'augmente pas avec le degré d'incertitude, contrairement à l'intuition de Sack (1999).

Type d'incertitude	ψ_π	ψ_y	ρ
Aucune	2,87	1,80	0,18
Multiplicative	2,82	1,72	0,16

Tab. 1.4 - Résultats de Rudebusch (2001)

Srouf (1999) étudie l'impact de l'incertitude dans le contexte d'une petite économie ouverte, en reprenant le modèle suivant du à Ball (1999) :

$$\begin{aligned}
 y_{t+1} &= \alpha_y y_t - \alpha_r r_t - \alpha_e e_t + \varepsilon_{y,t+1} \\
 \pi_{t+1} &= \pi_t + \beta_y y_t - \beta_e (e_t - e_{t-1}) + \varepsilon_{\pi,t+1} \\
 e_t &= \gamma_r r_t + \varepsilon_{e,t}
 \end{aligned}$$

où e_t est le logarithme du taux de change réel. Srouf utilise l'expression de la règle optimale proposée par Ball, soit l'indice des conditions monétaires (ICM) : $wr_t + (1 - w)e_t = Ay_t + B(\pi_t + \beta_e e_t)$, où $w \in [0, 1]$.

Srouf étalonne le modèle sur données canadiennes et fait l'hypothèse que les paramètres α_r et α_e sont des variables aléatoires de moyennes respectives $\bar{\alpha}_r$ et $\bar{\alpha}_e$ et d'écart type σ_{α_r} et σ_{α_e} . Le tableau 1.5 fournit l'impact de l'incertitude sur le paramètre w de la règle optimale, i.e. le poids du taux d'intérêt dans l'ICM. Lorsque les paramètres sont connus avec certitude (deuxième colonne) le ratio $w/(1 - w)$ est égal à 3. Il apparaît qu'en général la présence de l'incertitude a un effet mineur sur le poids w dans la règle optimale. C'est le cas par exemple si le "t de Student" des paramètres est compris entre 1 et 2, soit une incertitude forte mais non extrême. Dans le même temps, l'incertitude sur les coefficients de taux d'intérêt et de taux de change dans la courbe IS implique que la politique monétaire réponde plus prudemment à des chocs d'inflation.

$\frac{\alpha_r}{\sigma_{\alpha_r}}$	∞	∞	2	2	1
$\frac{\alpha_e}{\sigma_{\alpha_e}}$	∞	1	2	1	1
$\frac{w}{(1-w)}$	3	2,42	3,13	2,46	3,42

Tab. 1.5 - Résultats de Srouf (1999)

Dans la lignée de celle de Rudebusch, l'analyse de Shuetrim et Thompson (1999) utilise un modèle empirique de petite taille de l'économie australienne. Leur modèle se place en économie ouverte et les mécanismes de transmission de politique monétaire incluent alors les effets directs et indirects du taux de change sur l'inflation et l'output gap. Ils présentent les fonctions de réponse du taux d'intérêt optimal face à différents type de chocs (output, taux de change, prix d'importation, inflation et coût du travail) avec, puis sans incertitude multiplicative. Dans tous les cas, les réponses sont plus vigoureuses lorsque l'incertitude est prise en compte dans le modèle. L'explication réside dans le fait que dans leurs estimations, l'incertitude sur le paramètre d'impact associé au taux d'intérêt est souvent dominée par celle affectant les paramètres de persistance. Comme l'indique la sous-section précédente, une telle configuration favorise l'obtention de résultats opposés au principe de Brainard.

Modèle parcimonieux, préférences de la banque centrale et zone euro

Dans cette sous-section, nous montrons que le principe de Brainard peut être remis en cause, non seulement par le choix du modèle retenu mais également par les préférences de la banque centrale¹³. En effet, les effets de l'incertitude et l'ampleur de ces effets doivent également dépendre de la structure de la fonction de perte des autorités monétaires. Alors que la plupart des études définissent l'objectif de la banque central

¹³Voir Sahuc(2003).

comme la minimisation de la variance de l'inflation ou de la somme des variances de l'inflation et de l'écart de production, un objectif de lissage de taux d'intérêt est ici ajouté :

$$\mathbb{L}_t = \pi_t^2 + \lambda_y y_t^2 + \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2$$

Nous analysons l'incertitude liée à l'estimation des paramètres au sein d'un modèle empirique de la zone euro en autorisant une dynamique plus appropriée aux données trimestrielles (*cf.* Rudebusch et Svensson, 1999) :

$$\begin{aligned} y_{t+1} &= \alpha_1 y_t + \alpha_2 y_{t-1} - \beta (i_t - \pi_t) + \varepsilon_{y,t+1} \\ \pi_{t+1} &= \delta_1 \pi_t + \delta_2 \pi_{t-1} + \delta_3 \pi_{t-2} + \delta_4 \pi_{t-3} + \gamma y_t + \varepsilon_{\pi,t+1} \end{aligned}$$

Afin de rendre le modèle complètement récursif, nous supposons que le taux d'intérêt réel est un *pseudo* taux d'intérêt ($i_t - \pi_t$). Par ailleurs, nous ne rejetons pas l'hypothèse que la somme des coefficients de l'inflation soit nulle ($\sum_{i=1}^4 \delta_i = 1$), ce qui entraîne une courbe de Phillips verticale à long terme. Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance sur des données de la zone euro allant de 1976 :1 à 2002 :4¹⁴. Les équations estimées sont les suivantes (les écarts-types sont entre parenthèses) :

$$y_{t+1} = \underset{(0,09)}{0,93} y_t - \underset{(0,09)}{0,06} y_{t-1} - \underset{(0,02)}{0,05} (i_t - \pi_t) + \hat{\varepsilon}_{y,t+1}$$

$$\pi_{t+1} = \underset{(0,07)}{0,44} \pi_t + \underset{(0,08)}{0,21} \pi_{t-1} + \underset{(-)}{0,06} \pi_{t-2} + \underset{(0,08)}{0,29} \pi_{t-3} + \underset{(0,10)}{0,27} y_t + \hat{\varepsilon}_{\pi,t+1}$$

$$\sigma_{\varepsilon_y} = 0,449 \quad \sigma_{\varepsilon_\pi} = 1,031 \quad \log L = -214,603$$

Le système montre un assez bon ajustement des données avec un R^2 ajusté de 0,866 (voir aussi la figure 1.3). Toutes les estimations ont le signe attendu même si le deuxième retard de l'écart de production

¹⁴La base de données provient de Fagan *et al.* (2001).

dans la courbe IS n'est pas significatif. Au final, bien que ces estimations suggèrent un rôle initial mineur de la politique monétaire, l'impact des valeurs passées de l'écart de production dans la courbe de Phillips est assez important, ce qui implique une réponse de la production au taux d'intérêt plus grande à long terme.

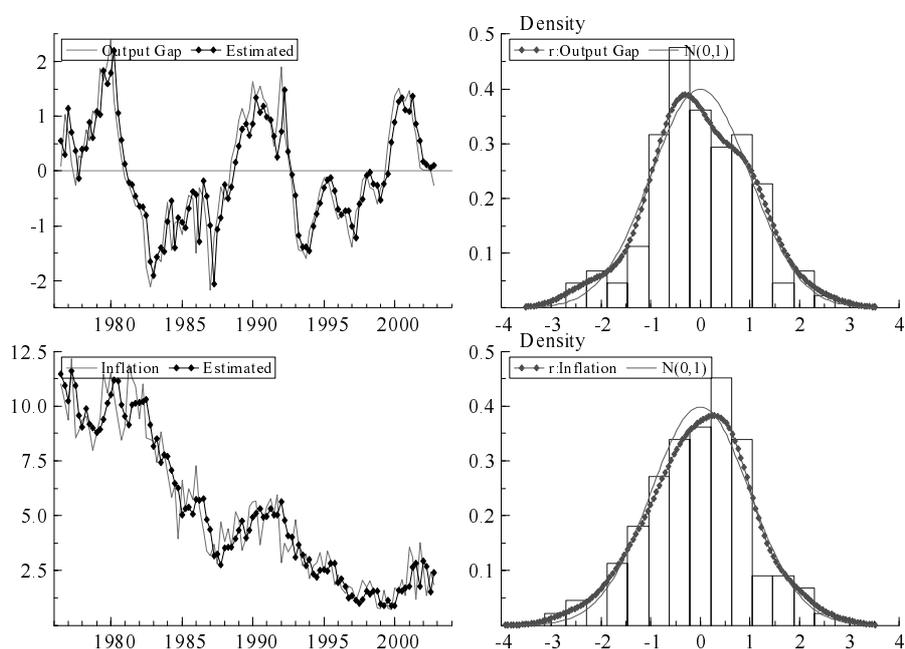


Fig. 1.3 - Séries historiques et estimées

La matrice de variances-covariances des paramètres estimés est alors utilisée pour introduire de l'incertitude dans le modèle (nous la reproduisons dans le tableau 1.6). Nous appliquons les techniques d'optimisation au modèle de la zone euro afin de tenir compte de l'incertitude liée à l'estimation des paramètres¹⁵.

¹⁵Dans tous les cas, l'équilibre trouvé est unique.

	α_1	α_2	β	γ	δ_1	δ_2	δ_3	δ_4
α_1	9.371	-8.286	0.303	0.440	-0.046	0.098	•	-0.096
α_2	-	9.177	0.193	0.033	0.024	-0.098	•	0.116
β	-	-	0.343	-0.014	0.063	-0.025	•	-0.021
γ	-	-	-	10.303	-0.988	-0.690	•	1.715
δ_1	-	-	-	-	5.518	-2.716	•	1.087
δ_2	-	-	-	-	-	6.744	•	-1.823
δ_3	-	-	-	-	-	-	•	•
δ_4	-	-	-	-	-	-	-	5.743

Tab. 1.6 - Matrice de variances-covariances estimée (coefficient $\times 1000$)

L'étude des réponses initiales du taux d'intérêt indique que la validité du principe de Brainard dépend autant des préférences du banquier central que de l'incertitude sur les paramètres. Le tableau 1.7 résume les résultats pour différents poids de la fonction de perte. Nous observons que les autorités monétaires sont toujours prudentes lorsqu'elles ont un objectif de stabilisation de l'inflation et de l'écart de production ($\lambda_i = 0$). Mais, lorsqu'elles sont soucieuses de lisser les taux d'intérêt, leur comportement devient légèrement plus agressif, avec un degré d'agressivité qui dépend des valeurs des poids dans la fonction de perte¹⁶. Au final, pour des valeurs conventionnelles des poids dans la fonction de perte, la différence entre la règle en équivalent certain et celle en présence d'incertitude est assez faible.

¹⁶Il existe à la fois une agressivité "stationnaire" (par la présence de λ_i) et une agressivité contemporaine. On notera, par ailleurs, que ne pas tenir compte d'un lissage de taux d'intérêt implique des réponses du taux d'intérêt à l'inflation et à l'écart de production qui sont irréalistes. Puisqu'il n'y a aucune contrainte sur la volatilité des taux d'intérêt, ceux-ci peuvent prendre des valeurs extrêmes afin de stabiliser l'économie.

Fonction de perte \ Poids sur	ψ_y	ψ_π	ψ_i
$\lambda_y = 0, \lambda_i = 0$			
Equivalent certain	27,400	30,896	0
Incertitude multiplicative	22,513	22,572	0
$\lambda_y = 0.5, \lambda_i = 0$			
Equivalent certain	21,494	11,521	0
Incertitude multiplicative	18,703	9,924	0
$\lambda_y = 1, \lambda_i = 0$			
Equivalent certain	20,724	8,771	0
Incertitude multiplicative	18,082	7,691	0
$\lambda_y = 0, \lambda_i = 0.5$			
Equivalent certain	0,943	0,665	0,724
Incertitude multiplicative	0,966	0,671	0,718
$\lambda_y = 0, \lambda_i = 1$			
Equivalent certain	0,729	0,499	0,756
Incertitude multiplicative	0,746	0,505	0,751
$\lambda_y = 1, \lambda_i = 0.1$			
Equivalent certain	2,558	1,268	0,558
Incertitude multiplicative	2,580	1,278	0,548
$\lambda_y = 1, \lambda_i = 0.5$			
Equivalent certain	1,272	0,669	0,678
Incertitude multiplicative	1,291	0,677	0,672
$\lambda_y = 0.2, \lambda_i = 0.1$			
Equivalent certain	1,922	1,293	0,617
Incertitude multiplicative	1,959	1,299	0,607

Tab. 1.7 - Réponses initiales du taux d'intérêt

Au total, si beaucoup de travaux empiriques mettent à jour un “effet Brainard”, cette revue d’études économétriques souligne l’absence de consensus tant sur l’existence de cet effet que sur son ampleur. Il est vraisemblablement insuffisant, même cumulé avec l’effet d’atténuation associé à une erreur de mesure sur les variables, pour rendre pleinement compte du gradualisme observé en pratique¹⁷.

1.5 Extensions : apprentissage et contrôle robuste

Cette dernière section présente deux domaines de recherche ayant fait l’objet de développement récents : l’incertitude avec apprentissage et l’approche par le contrôle robuste. Ils ont en commun d’avoir produit des travaux concluant à l’optimalité d’une politique agressive en présence d’incertitude. Par ailleurs, ces deux types d’approche relèvent de techniques mathématiques complexes et les travaux empiriques dérivés de ces analyses sont relativement peu nombreux.

1.5.1 La dynamique de l’incertitude et de l’apprentissage

L’apprentissage actif

L’introduction d’un comportement d’apprentissage “actif” de la part des autorités monétaires a conduit certains auteurs à mettre en cause la recommandation de Brainard en faveur du conservatisme. Bertocchi et Spagat (1993) ont notamment suggéré qu’en présence d’incertitude, la

¹⁷Notons que Rudebusch (2001) obtient une politique optimale sous incertitude voisine de la politique observée de la Fed. Pour cela, il cumule l’effet d’atténuation lié à une erreur de mesure, et une incertitude multiplicative d’une nature particulière : la banque centrale fait une erreur systématique dans l’évaluation de la valeur moyenne d’un paramètre.

politique optimale peut être plus activiste, en raison d'un comportement d'expérimentation de la banque centrale. En effet, l'économie à chaque instant produit de l'information, que les agents peuvent utiliser pour réduire leur incertitude au sujet de l'économie. Mais la banque centrale se distingue des autres agents dans la mesure où les choix de politique monétaire qu'elle effectue peuvent lui permettre de révéler de l'information sur les paramètres gouvernant l'évolution macroéconomique. La banque centrale peut ainsi se livrer à des expérimentations visant à révéler les valeurs des multiplicateurs. Elle est dite engagée dans un "*apprentissage actif*". Par opposition les sections précédentes supposaient implicitement un "*apprentissage passif*" : la banque centrale était susceptible de réviser à chaque date les estimations des paramètres, mais ignorait l'impact de sa politique sur le processus d'apprentissage.

L'intuition principale de la littérature sur l'apprentissage actif est qu'une politique plus agressive peut être optimale en présence d'incertitude car elle permet de révéler rapidement la structure de l'économie. Cependant de telles expérimentations sont coûteuses : il faut accepter une forte volatilité des variables objectifs à court terme. L'expérimentation rend dès lors plus complexe le problème de minimisation de perte des autorités monétaires. Elles tiennent compte de manière optimale de l'information révélée par les effets de politique, en utilisant une règle de Bayes afin d'actualiser leur connaissance de la structure de l'économie. Dans ce contexte, à chaque étape du processus, il y a un arbitrage entre la minimisation de l'objectif instantané, et la valeur de l'information qui peut être obtenue à travers une politique activiste.

Cet arbitrage est illustré de façon simple, dans le cas de notre forme réduite (FR), par la figure 1.4. Supposons que l'autorité monétaire dispose de deux modèles de l'économie de type (FR), notés 1 et 2, mais ignore lequel gouverne véritablement l'économie. Le modèle 1 et le modèle 2 sont caractérisés respectivement par les paramètres (α_1, β_1) et (α_2, β_2) inconnus mais constants dans le temps. Supposons de plus que l'économie

subit des chocs additifs d'amplitude limitée.

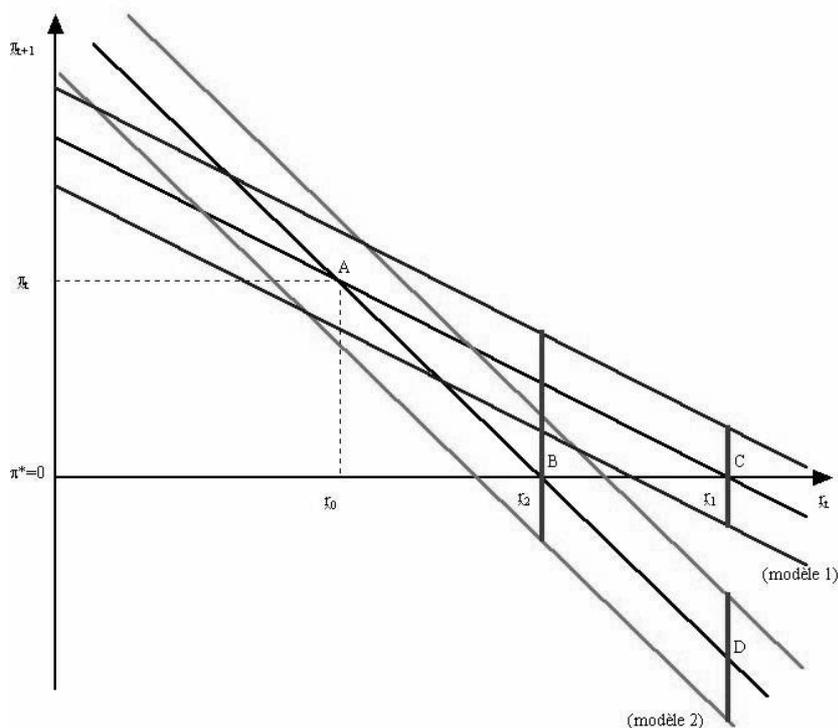


Fig. 1.4 - Apprentissage actif

L'économie se situe initialement au point A, qui est nécessairement à l'intersection des deux formes réduites possibles (car la banque centrale observe l'inflation et le taux d'intérêt contemporains). Si la banque centrale mène une politique agressive - fixer le taux d'intérêt au niveau r_1 - deux configurations sont possibles. Soit le modèle 1 régit effectivement l'économie. Dans ce cas, en $t+1$, la banque centrale atteint son objectif (point C), aux aléas additifs près. Si le vrai modèle est en fait le modèle 2, l'économie se positionne alors au point D et la banque centrale encourt une perte très importante. Toutefois, dans cette configuration le vrai modèle de l'économie est révélé. A toutes les périodes suivantes la banque

centrale peut atteindre son objectif. Par contraste, si la banque centrale choisit initialement une politique prudente (fixer le taux d'intérêt au niveau r_2), elle positionnera l'économie au voisinage du point B si le modèle 2 est le vrai. Mais compte tenu de la présence de chocs additifs, elle ne pourra discriminer entre les deux régimes, et se trouvera à la période suivante dans une situation d'incertitude. Au total, si la banque centrale affecte un poids significatif au futur, la politique d'expérimentation est coûteuse à court terme mais efficace à moyen terme.

Quelques développements récents

A ce jour il y a peu de résultats théoriques généraux pour caractériser la politique avec apprentissage. L'étude des dynamiques d'apprentissage est techniquement très complexe, même lorsque le modèle utilisé est simple. En effet dans ce cadre la résolution d'un problème de programmation dynamique se combine avec celle d'un problème d'extraction de l'information et les deux dimensions ne peuvent être séparées. Wieland (2000a) a présenté un algorithme de résolution de ce type de modèle, dont l'annexe D fournit un aperçu.

Les premiers travaux ont concerné des modèles simples où les autorités monétaires contrôlent l'inflation (π_t) en utilisant la masse monétaire (m_t) : $\pi_t = \bar{\pi} + a_t + b_t m_t + \varepsilon_t$, (les paramètres a_t et b_t étant aléatoires). Dans un tel modèle, Bertocchi et Spagat (1993) montrent que les règles de masse monétaire fixe sont dominées par des règles de réaction qui prennent en compte la valeur de l'information disponible et de ses évolutions. Balvers et Cosimano (1994) ont utilisé un modèle analogue, la relation entre croissance de la monnaie et inflation variant toutefois avec le temps (a_t et b_t suivent un $AR(1)$ de moyenne nulle). Les auteurs étudient la politique optimale avec apprentissage, en supposant que seule l'inflation non-anticipée est coûteuse. Ils obtiennent que la politique monétaire optimale est caractérisée par une diminution de la croissance monétaire moins rapide que la politique "agressive" visant à fixer celle-ci à zéro,

mais plus rapide que dans le cas de la politique “myope” ignorant les gains de l’apprentissage.

Une série de contributions plus récente de Wieland (1998, 2000a, 2000b) est particulièrement intéressante dans le présent contexte car elle se place dans le cadre des règles de taux d’intérêt. Wieland (1998, document de travail) applique la méthodologie développée dans Wieland (2000a, article publié) à l’impact de l’incertitude relative au taux de chômage naturel sur la politique optimale. Le modèle utilisé est proche de la forme réduite (FR). Il s’agit de la courbe de Phillips suivante :

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \beta_u (u_t^* - u_t) + \varepsilon_t$$

où le taux de chômage naturel u_t^* suit une marche aléatoire. Les autorités monétaires ne connaissent pas la valeur de u_t^* et β_u et doivent donc les estimer. En raison du caractère intertemporel du problème, les estimations futures de ces paramètres entrent dans la fonction objectif de la banque centrale. Or (voir l’annexe D) ces estimations futures dépendent de façon très non linéaire des actions prises aujourd’hui. Dans un contexte d’apprentissage passif, Wieland trouve que, conformément au principe de Brainard, la politique optimale est conservatrice relativement au cas d’équivalent certain. Cependant, dans un cadre dynamique dans lequel les autorités monétaires prennent explicitement en compte les impacts de leur politique sur le niveau d’apprentissage futur, la politique optimale est intermédiaire entre la politique du cadre statique et celle obtenue en équivalent certain.

Wieland (2000) conduit par ailleurs des simulations dynamiques des décisions de politique monétaire dans un modèle calibré de l’économie allemande. La réunification allemande de 1990 est en effet une configuration où la banque centrale fait face à un changement structurel majeur et à un accroissement de l’incertitude sur le fonctionnement de l’économie. Les simulations illustrent qu’un apprentissage passif de la part de la banque centrale peut conduire à des écarts persistants entre l’objectif visé par la banque centrale et la réalisation. Ce biais est dû à un

écart durable entre le vrai modèle et l'estimation des paramètres par la banque centrale. En effet en raison d'une politique prudente, la banque centrale ne fait varier que faiblement l'instrument de politique. Comme dans le cas du graphique 1.3, les observations additionnelles contiennent peu d'information, et les paramètres demeurent peu précisément estimés. Dès lors les estimations initiales erronées des paramètres sont peu révisées, et le biais initial, ainsi que la perception par la banque centrale de variances élevées, tendent à persister. Wieland suggère que ce mécanisme fournit une interprétation de la dérive de l'inflation et de la masse monétaire par rapport aux objectifs après la réunification allemande. À l'inverse, une politique caractérisée par un apprentissage actif aurait permis un apprentissage plus rapide des nouveaux paramètres fondamentaux de l'économie.

Ainsi, la politique optimale incluant de l'apprentissage est plus agressive que la politique monétaire en incertitude multiplicative, mais moins agressive que la politique en équivalent certain. Une question attenante est de savoir si le comportement observé des banques centrales répond effectivement à une logique d'apprentissage et d'expérimentation. L'idée d'une expérimentation délibérée de la part des autorités monétaires semble peu correspondre avec la pratique empirique de la politique monétaire. En particulier, un tel comportement d'apprentissage n'a été observé ni au moment de l'unification allemande, ni postérieurement à la réalisation de l'UEM, deux situations de potentielles ruptures structurelles et de forte interrogation sur les mécanismes de transmission.

1.5.2 La politique monétaire face à une incertitude radicale : l'approche du contrôle robuste

Principe général

Toutes les précédentes analyses supposent que la banque centrale peut assigner une distribution de probabilité "a priori" (Φ), sur l'ensemble des

jeux de paramètres, *i.e.* des modèles possibles (M). Elles relèvent implicitement d’une approche bayésienne. En notant m un modèle particulier de l’ensemble M , $f \in F$ une politique monétaire d’un ensemble F de politiques possibles et \mathbb{L} une fonction de perte (espérée) alors $\mathbb{L}(f, m)$ représente la perte espérée de la politique f dans le modèle m , et la perte espérée pour une politique donnée est

$$\mathbb{E}_M \mathbb{L}(f, m) = \int_{m \in M} \mathbb{L}(f, m) d\Phi(m)$$

La politique optimale f^* est alors la solution du programme suivant

$$\min_{\{f \in F\}} \mathbb{E}_M \mathbb{L}(f, m) \tag{1.11}$$

Cette approche comporte une limite claire : dans certaines situations, la banque centrale peut n’avoir aucun a priori sur la distribution des paramètres. Le terme d’incertitude “au sens de Knight” est souvent employé pour décrire cette situation d’incertitude radicale. Cette notion est en contraste avec la notion de risque qui, elle, est probabilisable.

Deux méthodologies ont été suivies pour proposer une méthode robuste dans un tel contexte. La première, utilisée par Levin, Wieland et Williams (1999, 2001) consiste à considérer un jeu de règles de politique monétaires donné et à en examiner les performances au sein de différents modèles macroéconomiques alternatifs. La principale conclusion de Levin, Wieland et Williams (1999) est que les règles simples sont les plus robustes à l’incertitude sur le modèle.

La seconde méthode, dite du contrôle robuste, définit plus systématiquement un ensemble général des modèles possibles. Sans affecter aucune mesure de probabilité a priori sur cet ensemble, le contrôle robuste se concentre sur la perte maximale pour une politique f donnée. Le “pire modèle” possible pour une politique donnée, $\hat{m}(f)$ est défini par

$$\hat{m}(f) = \arg \max_{\{m \in M\}} \mathbb{L}(f, m)$$

Le problème d’optimisation est de type “minimax”. La politique optimale \hat{f} est la politique qui minimise la perte maximale c’est-à-dire :

$$\min_{\{f \in F\}} \max_{\{m \in M\}} \mathbb{L}(f, m)$$

$$\text{soit } \hat{f} = \arg \min_{\{f \in F\}} \mathbb{L}(f, \hat{m}(f)) \quad (1.12)$$

La politique optimale sera une fonction de M l’ensemble des modèles possibles défini *a priori*, et de \mathbb{L} . La mise en oeuvre de la méthode du contrôle robuste est techniquement très complexe, même pour des modèles assez simples. Il faut toutefois noter que l’approche du contrôle robuste permet de traiter l’incertitude multiplicative dans le cadre de modèles *forward-looking*, ce qui à notre connaissance n’a pas été entrepris dans le cas de l’approche bayésienne de l’analyse de l’incertitude¹⁸.

La théorie de la décision robuste permet de décomposer l’incertitude en incertitude dite “structurée” et en incertitude dite “peu structurée”. Nous présentons successivement chacune des définitions.

Contrôle robuste et incertitude structurée

En présence d’une incertitude structurée, les autorités monétaires ne connaissent pas avec exactitude les valeurs des paramètres qui sont par ailleurs parfaitement identifiés au sein d’un modèle de référence (supposé approximativement correct). Dans ce cas, la meilleure décision qu’elles puissent prendre est de spécifier un voisinage pour l’incertitude en assignant des intervalles de valeurs possibles pour les paramètres du modèle.

En nous inspirant de Svensson (2000), nous détaillons la méthode du minimax en présence d’une incertitude “structurée” en l’appliquant à la forme réduite (*FR*) :

¹⁸La raison est que pour une règle donnée, un modèle forward looking peut être résolu et formulé sous une forme autorégressive. Il est possible d’adopter une approche minimax sur l’ensemble des formes réduite. En revanche la variance des paramètres de la forme réduite, nécessaire pour appliquer une approche bayésienne, n’est pas connue.

$$\pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{t+1}$$

On suppose connu l'intervalle des valeurs possibles pour β_π et α_r mais pas leurs vraies valeurs. Soit les supports définis comme $\beta_\pi \in [\beta_{\min}, \beta_{\max}]$ et $\alpha_r \in [\alpha_{\min}, \alpha_{\max}]$ où $0 < \beta_{\min} < \beta_{\max}$ et $0 < \alpha_{\min} < \alpha_{\max}$.

Les modèles peuvent être indexés par $m = (\beta_\pi, \alpha_r)$ et l'ensemble des modèles possibles est donné par :

$$M \equiv \{m = (\beta_\pi, \alpha_r) \mid \beta_{\min} < \beta_\pi < \beta_{\max}, \alpha_{\min} < \alpha_r < \alpha_{\max}\}$$

L'ensemble des politiques F est donné par $r_t = f\pi_t$ avec $f \geq 0$, autrement dit

$$F \equiv \{f \mid f \geq 0\}$$

Dans le cadre du contrôle robuste, sélectionner la politique optimale revient à s'engager initialement sur une politique $\hat{f} \in F$ qui minimisera la perte sociale du pire modèle de l'ensemble :

$$\hat{f} = \arg \min_{\{f \in F\}} \max_{\{(\beta_\pi, \alpha_r) \in M\}} \mathbb{L}(f; \beta_\pi, \alpha_r)$$

L'objectif des autorités monétaires étant de minimiser la variance de l'inflation future, la fonction de perte est telle que

$$\mathbb{L}(f; \beta_\pi, \alpha_r) \equiv \frac{1}{1 - (\beta_\pi - \alpha_r f)^2} \sigma_\varepsilon^2 \quad (1.13)$$

Toute chose égale par ailleurs, la meilleure politique revient à minimiser $|\beta_\pi - \alpha_r f|$ – autrement dit $(\beta_\pi - \alpha_r f)$ proche du cercle unité – tandis que le pire modèle est celui qui maximise cette expression. En notant $\hat{m}(f)$ le pire des modèles quelle que soit la règle f ,

$$\hat{m}(f) = \arg \max_{\{(\beta_\pi, \alpha_r) \in M\}} |\beta_\pi - \alpha_r f| \quad (1.14)$$

Pour un f (positif) donné, comme $|\beta_\pi - \alpha_r f| = \max(\beta_\pi - \alpha_r f, \alpha_r f - \beta_\pi)$, le maximum est atteint en $\max(\beta_{\max} - \alpha_{\min} f, \alpha_{\max} f - \beta_{\min})$. Pour minimiser en f cette expression, il convient de retenir le point d'intersection des deux courbes soit

$$f = \frac{\beta_{\min} + \beta_{\max}}{\alpha_{\min} + \alpha_{\max}}$$

La fonction de réaction optimale est donc :

$$r_t = \left(\frac{\beta_{\min} + \beta_{\max}}{\alpha_{\min} + \alpha_{\max}} \right) \pi_t \quad (1.15)$$

En comparant (1.15) à (1.2) nous pouvons formuler deux remarques. D'une part, si l'intervalle de définition de β_π et α_r est symétrique la politique obtenue est identique à celle d'équivalent certain. Si ces intervalles sont asymétriques la politique pourra être plus prudente ou plus agressive selon le cas. D'autre part, la politique optimale dépend ici des bornes de l'ensemble des modèles possibles et dépend donc crucialement de la définition imposée à cet ensemble.

Contrôle robuste et incertitude peu structurée

Hansen et Sargent (2002) ont proposé une définition plus générale de l'incertitude au sens de Knight : l'incertitude est alors dite "peu structurée". On ne suppose plus que le banquier central connaît la nature de la mauvaise spécification du modèle. L'incertitude peut provenir aussi bien des paramètres inconnus que de la forme fonctionnelle ou des écarts-types des chocs du modèle. Nous exposons la définition de Hansen et Sargent du plan optimal *à la* Ramsey pour un modèle générique.

Nous avons vu qu'en absence d'incertitude, le banquier central cherche à résoudre le programme suivant (la solution est donnée en annexe A) :

$$\min_{\{i_t\}_0^\infty} E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \phi^t (x_t' Q x_t) \quad (1.16)$$

sous la contrainte du comportement du secteur privé résumé par la loi d'évolution,

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + C\check{\varepsilon}_{t+1} \quad (1.17)$$

où x_t est un vecteur de variables d'état (prédéterminées ou non prédéterminées), i_t un vecteur de variables de contrôle, $\{\check{\varepsilon}_{t+1}\}$ est un processus vectoriel distribué selon $\mathcal{N}(0, I)$, et ϕ est le facteur d'actualisation.

Cependant, lorsque le banquier central pense que le modèle est mal spécifié, il voit le modèle (1.17) comme l'approximation d'un autre modèle, qui lui, est inconnu. Les erreurs de spécification apparaissent alors aux yeux des autorités comme un vecteur de résidus $\{\varpi_{t+1}\}$ représentant la variable d'erreurs d'approximation¹⁹. L'idée est que la mauvaise spécification est d'origine inconnue, mais qu'elle se révèle sous la forme de résidus délétères lorsque le banquier central cherche à exploiter le modèle afin de satisfaire ses objectifs, conditionnellement aux paramètres estimés. La mauvaise spécification dynamique se représente sous la forme suivante :

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + C(\varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1}) \quad (1.18)$$

où $\varepsilon_{t+1} \sim \mathcal{N}(0, I)$ représente le vecteur habituel des résidus du modèle.

Lorsque l'équation (1.18) engendre les données, les erreurs $\check{\varepsilon}_{t+1}$ dans (1.17) sont distribuées comme $\mathcal{N}(\varpi_{t+1}, I)$ plutôt que $\mathcal{N}(0, I)$. L'hypothèse que le modèle de référence est une *bonne* approximation de la réalité est alors capturée par la contrainte supplémentaire suivante :

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \phi^{t+1} \varpi'_{t+1} \varpi_{t+1} \leq \eta_0 \quad (1.19)$$

Proposition 1 $E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \phi^{t+1} \varpi'_{t+1} \varpi_{t+1}$ est l'entropie relative qui mesure la mauvaise spécification du modèle. Elle se définit comme la somme intertemporelle du logarithme des ratios des densités de probabilité associées au modèle (1.18) rapportées aux densités de probabilité associées au modèle de référence (1.17), conditionnellement à x_t .

Preuve Voir l'annexe E.

¹⁹ $\{\varpi_{t+1}\}$ est un processus vectoriel qui dépend d'une manière générale de l'histoire de x_t : $\varpi_{t+1} = g_t(x_t, x_{t-1}, \dots)$, où $\{g_t\}$ est une séquence de fonctions mesurables.

Le terme de droite dans (1.19) représente l'ampleur de l'incertitude : plus η_0 est petit et plus le modèle de référence devient une approximation fiable de l'économie.

Finalement, le problème de la banque centrale est obtenu comme la solution d'un jeu à somme nulle entre deux joueurs représentée par l'équation de Bellman,

$$J(x_t) = \min_{\{i_t\}_0^\infty} \max_{\{\varpi_{t+1}\}_0^\infty} \{x_t' Q x_t - \phi \theta \varpi_{t+1}' \varpi_{t+1} + \phi \mathbb{E}_t J(x_{t+1})\} \quad (1.20)$$

s.c. $x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + C(\varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1})$

où $\theta \in [\underline{\theta}, +\infty)$ est un multiplicateur de Lagrange positif qui reflète la préférence du banquier central en termes de robustesse (voir l'annexe F).

Comme la fonction objectif est quadratique et la contrainte linéaire, la solution prend la forme $J(x_t) = x_t' V x_t$, où V est le point fixe de l'opérateur $\mathcal{T} \circ \mathcal{D}(P)$ défini par :

$$\mathcal{T}(V) = Q + \beta AV \left(I + \phi B (\beta B' V B)^{-1} B' V \right) A \quad (1.21)$$

$$\mathcal{D}(V) = V + VC (\theta I - C' V C)^{-1} C' V, \quad (1.22)$$

Par conséquent, l'équation de Bellman (1.20) induit l'équation de Riccati suivante :

$$P = \mathcal{T} \circ \mathcal{D}(V), \quad (1.23)$$

L'opérateur \mathcal{T} provient de la minimisation par rapport à i_t du membre de droite de (1.20) et l'opérateur \mathcal{D} provient de la maximisation par rapport à ϖ_{t+1} .

Les règles de décision du problème d'extremisation (minimisation et maximisation) sont données par :

$$\begin{aligned} i_t &= - \left[\phi (\phi B' \mathcal{D}(V) B)^{-1} B' \mathcal{D}(V) A \right] x_t \\ &= f_1 x_t \end{aligned} \quad (1.24)$$

$$\begin{aligned} \varpi_{t+1} &= \left[\theta^{-1} (I - \theta^{-1} C' V C)^{-1} C' V (A - B f_1) \right] x_t \\ &= f_2 x_t \end{aligned} \quad (1.25)$$

La politique robuste : une politique agressive ?

A priori la méthode du contrôle robuste ne produit aucun résultat général quant à la nature de l'impact d'une incertitude sur les décisions de politique monétaire. Cependant, différentes études, appliquant la méthode du contrôle robuste à des modèles appliqués théoriques ou empiriques, semblent converger pour indiquer que dans le cas des modèles usuellement utilisés pour l'analyse de la politique monétaire, la politique robuste est plus agressive que la politique "équivalent certain". Il faut noter que l'incertitude analysée dans ces études est plus ou moins "structurée" selon les cas : elle peut prendre la forme d'une incertitude sur certains paramètres précis ou bien la forme d'une erreur de spécification de forme très générale, représenté par des variables omises ou l'ajout au modèle de chocs autocorrélés.

Stock (1999) utilise un modèle stylisé de type IS-courbe de Phillips. Il montre que le "pire" état de la nature, celui contre lequel la politique minimax fournit la meilleure parade, correspond au jeu de paramètres pour lequel la politique monétaire a le moins d'impact sur l'inflation. La politique monétaire associée est celle caractérisée par les valeurs des coefficients les plus élevés de la fonction de réaction ($\psi_\pi = 3,86$ et $\psi_y = 1,48$ pour l'approche minimax contre $\psi_\pi = 3,43$ et $\psi_y = 1,60$ pour l'approche bayésienne). Sargent (1999) applique la méthode du contrôle robuste au modèle analysé par Ball (1999). La méthode employée définit un paramètre de préférence pour la robustesse qui permet de retrouver comme cas particuliers l'approche bayésienne ainsi que l'approche minimax usuelle. Les paramètres de la règle de Taylor optimisée augmentent quand la préférence pour la robustesse augmentent. Dans le modèle considéré, $\psi_\pi = 2,08$ et $\psi_y = 1,55$ pour un degré de préférence pour la robustesse élevé, contre $\psi_\pi = 0,82$ et $\psi_y = 1,04$ pour l'approche bayésienne.

Onatski et Stock (2000) étendent l'analyse de Stock en étudiant le modèle de Rudebusch et Svensson (1999) et en formulant le problème du

contrôle robuste à un niveau général. Le modèle utilisé est noté M , et Δ la déviation inconnue de ce modèle par rapport au modèle de référence, comprise dans une classe de perturbation D . La perte espérée associée à la règle r s'écrit donc $L(i, M + \Delta)$, on en déduit donc le problème de contrôle robuste donné par

$$\min_{\{i\}} \max_{\{\Delta \in D\}} L(i, M + \Delta)$$

Plusieurs classes de perturbations correspondant à plusieurs types d'erreurs de spécification potentielles sont analysées. Dans la première, l'incertitude est peu structurée, et le modèle aussi bien que le processus suivi par les chocs aléatoires peuvent être mal spécifiés. Les auteurs étudient également des classes de perturbations plus structurées : l'incertitude porte alors uniquement sur les paramètres du modèles. Pour la plupart des classes de perturbations, les règles robustes sont plus agressives que les règles quadratiques. Une explication intuitive de ces résultats est qu'une situation indésirable particulière pour les autorités monétaires apparaît quand la politique monétaire n'a virtuellement aucun effet dans le cas du pire jeu de paramètres. Dans ce cas, une règle très agressive sera choisie. Cette règle produit une grande volatilité si le modèle est proche du modèle de référence, mais continue de minimiser la perte maximale.

Les études mentionnées jusqu'à lors concluent à l'intérêt de règle plus agressives au sein de modèles "backward-looking". Giannoni (2002) utilise un modèle proche de celui de Rotemberg et Woodford (1999), "forward-looking" et dérivé de fondements microéconomiques. Il montre que les règles de politique monétaire en contrôle optimal requièrent également que le taux d'intérêt réponde plus violemment que dans le cas certain à l'inflation, à l'output gap et au taux d'intérêt retardé .

Tetlow et von zur Muehlen (2000) étudient un modèle empirique mixte incluant à la fois des aspects forward et backward-looking. Leurs résultats sont de deux ordres. D'une part ils notent que, dans le cas où l'incertitude est "peu structurée", les règles de contrôle robuste sont plus

réactives que les règles linéaires quadratiques. D'autre part, ils suggèrent qu'il existe une hiérarchie des réponses de politique mesurée en termes d'atténuation : plus l'incertitude est structurée (*i.e.* porte sur des paramètres bien identifiés), plus la politique optimale sera atténuée.

En définitive la méthode du contrôle robuste a apporté plusieurs éclairages nouveaux à l'analyse de l'incertitude. Sur le plan technique l'utilisation de cette méthode a permis d'analyser les implications de l'incertitude dans des modèles forward-looking. Sur le plan des résultats, plusieurs études la mettant en oeuvre suggèrent que, lorsque la banque centrale fait face à une incertitude radicale, une politique agressive est optimale.

Toutefois ce résultat d'agressivité plus forte que dans l'optique bayésienne n'est pas une propriété générale (voir par exemple Onatski, 2000). Une autre limite de cette approche est que les résultats obtenus dépendent de la classe de perturbation retenue, définie de façon ad-hoc. Par ailleurs, le principe même du contrôle robuste est critiqué sur une base théorique : on peut toujours supposer que la banque centrale formule une probabilité subjective sur les paramètres du modèle. Sims (2001) souligne que l'approche minimax manque de fondement en termes de théorie de la décision.

1.6 Synthèse à l'aide d'une illustration numérique sur la zone euro

Dans la présente section nous étudions l'impact des différentes formes d'incertitude dans un modèle un peu plus réaliste que la forme réduite analysée précédemment. Le modèle est composé des courbes IS et de Phillips suivantes :

$$y_{t+1} = \gamma_y y_t - \gamma_r (i_t - \pi_t) + \varepsilon_{y,t+1} \quad (\text{IS2})$$

$$\pi_{t+1} = \beta_\pi \pi_t + \beta_y y_{t+1} + \varepsilon_{\pi,t+1} \quad (\text{CP2})$$

Notons que pour obtenir un modèle récursif, on a introduit un pseudo taux d'intérêt réel $(i_t - \pi_t)$. Le cas échéant, une incertitude sur la mesure des variables est introduite en supposant que la banque centrale n'observe qu'un proxy y^* de l'écart de production :

$$y_t^* = y_t + \eta_t$$

L'incertitude additive est mesurée par l'écart-type des chocs σ_{ε_π} , σ_{ε_y} et σ_η . L'incertitude multiplicative est représentée par les écarts-types des paramètres $\sigma(\gamma_y)$, $\sigma(\gamma_r)$, $\sigma(\beta_\pi)$, $\sigma(\beta_y)$. Dans le cas du contrôle robuste, on retient une plage (bornée) de valeurs possibles pour les paramètres : ici, un intervalle de ± 2 écarts-types autour de la valeur centrale de chaque paramètre. Une exception est fait pour le paramètre β_π : la valeur supérieure de l'intervalle rend le modèle systématiquement instable, aussi restreint-on l'intervalle à ± 1 écart-type²⁰.

Les paramètres retenus pour le modèle de référence et les indicateurs d'incertitude sont donnés dans le tableau 1.8. Pour les paramètres du modèle de référence nous reprenons des valeurs moyennes qui s'inspirent des résultats empiriques de Smets (1998), Peersman et Smets (1998), Orphanides et Wieland (2000) et Le Bihan et Sahuc (2002) sur la zone euro. Les valeurs des écart-types des chocs sont fixées à 1 et ceux des paramètres sont fixés à 0,1.

γ_y	γ_r	β_π	β_y	$\sigma(\gamma_y)$	$\sigma(\gamma_r)$	$\sigma(\beta_\pi)$	$\sigma(\beta_y)$	σ_{ε_π}	σ_{ε_y}	σ_η
0,85	-0,35	1	0,35	0,1	0,1	0,1	0,1	1	1	1

Tab. 1.8 - Choix des paramètres

²⁰Notons que l'intervalle des paramètres peut également être asymétrique.

Nous supposons que la banque centrale minimise une somme pondérée de la variance non conditionnelle de l'inflation et de celle de l'output gap, avec un poids égal. La politique optimale a la forme d'un règle de Taylor $i_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t$. Dans le cas d'erreur sur les variables, la fonction de réaction est contrainte à ne dépendre que des indicateurs observés à la date t, soit $i_t = \psi_\pi \pi_t + \psi_y y_t^*$. Dans le cas de l'approche minimax, la politique optimale est calculée en procédant par balayage par pas de 0,05 sur les paramètres de la fonction de réaction : pour chaque jeu de paramètres de la fonction de réaction, la fonction de perte maximale est calculée, puis la règle minimisant cette perte maximale est retenue.

Règle optimale dans le cas :	ψ_π	ψ_y
<i>Equivalent certain</i>	3,37	3,40
<i>Erreur de mesure (utilisation d'un proxy)</i>	2,78	2,23
<i>Incertitude multiplicative</i>	2,06	1,71
<i>Minimax (contrôle robuste)</i>	5,20	3,20

Tab. 1.9 - Résultats des simulations

Le tableau 1.9 présente les paramètres obtenus pour la fonction de réaction optimale dans les différents cas d'incertitude. Dans le cas équivalent certain la politique optimale est très agressive, les coefficients sur l'inflation et l'output gap avoisinant 3,3. Dans le cas d'une erreur de mesure, on observe bien un effet "d'atténuation" : les paramètres de la fonction de réaction diminuent et, conformément à l'intuition, l'effet d'atténuation est bien plus marqué dans le cas du paramètre portant sur l'indicateur défectueux (l'output gap) que dans le cas de celui portant sur l'inflation, observée sans erreur. L'incertitude multiplicative conduit également à une politique moins agressive ($\psi_\pi = 2,07$, $\psi_y = 1,71$ contre $\psi_\pi = 3,37$, $\psi_y = 3,4$ en équivalent certain), ce qui conforte le principe de Brainard. La figure 1.5 illustre également le principe de gradualisme qui apparaît lorsque les autorités monétaires prennent en compte l'in-

certitude sous-jacente. A la suite de chocs sur la courbe IS et la courbe de Phillips, le taux d'intérêt a une dynamique bien plus persistante en présence d'incertitude multiplicative qu'en situation d'équivalent certain.

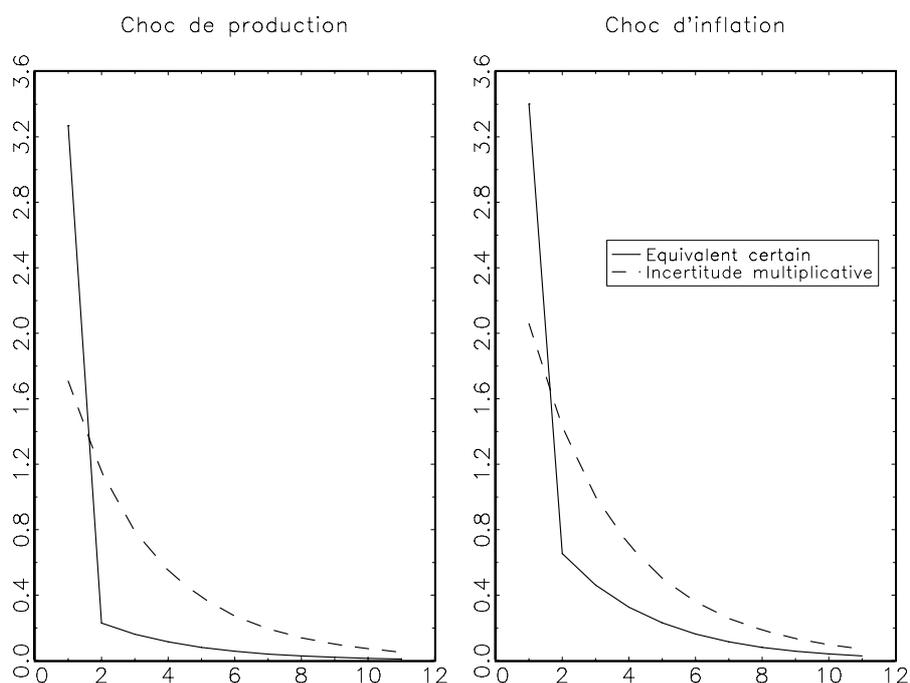


Fig. 1.5 - Réponses du taux d'intérêt aux chocs

Enfin dans le cas de l'approche minimax on retrouve le résultat de Stock (1999) : la politique optimale est plus agressive qu'en équivalent certain. Il apparaît que le pire modèle de l'économie est celui où les paramètres d'impact de la politique sont les plus faibles ($\gamma_r = 0,15, \beta_y = 0,15$). Dans cette configuration il est optimal d'agir très activement pour compenser la faiblesse des mécanismes de transmission. Ceci permet de minimiser la perte maximale, au prix d'une volatilité plus élevée lorsque le modèle reste proche du modèle de référence.

1.7 Conclusion

Ce chapitre a fait le point sur les implications de l'incertitude pour la conduite de la politique monétaire. La littérature présente traditionnellement deux enseignements principaux assez clairs sur ces implications. En premier lieu, le principe d'équivalent certain indique que la politique optimale n'est pas affectée par l'ampleur de l'incertitude dite "additive", *i.e.* celle portant sur des chocs temporaires. Ce principe reçoit une application importante dans le cas de variables mesurées avec erreur, comme le PIB dans les versions préliminaires des comptes de la Nation, et celui des variables inobservables, comme le NAIRU. En effet, un principe de séparation prévaut : la stratégie optimale de la banque centrale est de s'efforcer de formuler une évaluation optimale de ces variables, puis de mettre en oeuvre ensuite une politique optimale comme si elle disposait de la vraie valeur des variables, quelle que soit l'incertitude attachée à cette évaluation. En second lieu, le principe de prudence, associé au nom de Brainard, énonce qu'en présence d'une incertitude sur les mécanismes de transmission, la politique monétaire doit être moins agressive qu'en univers certain.

Ces deux principes ont été revisités par un ensemble de travaux récents dans le sillage de la littérature sur les règles de taux d'intérêt. Les travaux en question ont emprunté des directions assez variées et ont produit un nombre important de résultats. Sur le plan empirique, plusieurs études ont tenté de montrer que la prise en compte de l'incertitude pouvait rapprocher les politiques optimales, plutôt agressives, des politiques observées historiquement, souvent graduelles. Ils ne parviennent que partiellement à rendre compte du caractère atténué des politiques monétaires observées historiquement. Pour justifier le caractère graduel des évolutions de taux d'intérêt il est nécessaire de se tourner vers d'autres motifs, comme la volonté intrinsèque de modérer la variabilité des taux d'intérêt (voir par exemple Artus, Penot et Pollin, 1999, ou Rudebusch et Svensson, 1999) ou la possibilité qu'offre une règle de taux inertielle d'influencer

les anticipations des agents (Woodford, 2003).

Sur le plan théorique certains travaux ont avancé que, face à une incertitude forte, il peut être optimal pour la banque centrale de suivre une règle agressive, soit pour se prémunir contre les situations particulièrement défavorables (approche du contrôle robuste), soit pour améliorer sa connaissance de l'économie (dans une logique d'apprentissage "actif"). Ce résultat n'est toutefois pas général et demeure contingent au modèles et aux représentations de l'incertitude utilisées. Au total, si les travaux récents ont apporté des éclairages nouveaux, ils n'ont pas abouti à ce jour à une vision consensuelle des implications de l'incertitude pour la politique monétaire. Une cohérence entre les développements théoriques et empiriques reste notamment à trouver.

1.8 Annexes

1.8.1 Annexe A. Le problème de contrôle en incertitude additive (principe d'équivalent certain)

Dans le cas d'un modèle espace-état général, la Banque centrale résout le problème de contrôle

$$J(x_t) = \min_{\{i_t\}} \{ (x_{t+\tau} - x^*)' Q (x_{t+\tau} - x^*) + \phi \mathbb{E}_t J(x_{t+1}) \} \quad (1.26)$$

sous la contrainte du modèle représentant l'économie :

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + C + \varepsilon_{t+1} \quad (1.27)$$

avec x_t un vecteur de variables d'état (inflation, output gap,...), ε_t un vecteur de chocs aléatoire non autocorrélés. On présente ici la méthode de calcul dans le cas où $C = 0$ et $x^* = 0$. Cette simplification est peu restrictive.

Comme la fonction objectif est quadratique et la contrainte linéaire, la fonction valeur aura la forme suivante

$$J(x_t) = x_t' V x_t + w \quad (1.28)$$

En utilisant la loi de transition pour éliminer l'état de la période suivante, l'équation de Bellman est

$$x_t' V x_t + w = \min_{\{i_t\}} \{ x_t' Q x_t + \phi (Ax_t + Bi_t)' V (Ax_t + Bi_t) + \phi w \} \quad (1.29)$$

La condition du premier ordre de la minimisation du problème est alors

$$B' V B i_t = -B' V A x_t$$

Cette expression donne donc le taux d'intérêt optimal $i_t = f x_t$ où

$$f = -(B' V B)^{-1} (B' V A). \quad (1.30)$$

En substituant la règle de décision dans l'équation de Bellman, nous obtenons,

$$\begin{aligned} x_t' V x_t + w &= x_t' Q x_t + \phi [(Ax_t + Bfx_t)' V (Ax_t + Bfx_t) + w] \\ &= x_t' [Q + \phi (A + Bf)' V (A + Bf)] x_t + \phi w \end{aligned}$$

Avec V qui est déterminée par l'équation de Riccati

$$V = Q + \phi (A + Bf)' V (A + Bf), \quad (1.31)$$

où V et f peuvent être obtenus itérativement par (1.30) et (1.31). Ces deux matrices ne dépendent pas de la variance des chocs ε_t ce qui illustre la propriété d'équivalent certain.

1.8.2 Annexe B. Le problème de contrôle avec erreur de mesure sur les variables

Le modèle économique est comme dans l'annexe A écrit sous une forme espace-état :

$$x_{t+1} = Ax_t + Bi_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1.32)$$

avec x_t un vecteur de variables d'état (inflation, écart de production,...). Les variables sont observées avec erreur, ce que traduit une équation d'observation :

$$w_t = Dx_t + \eta_t \quad (1.33)$$

où w_t est le vecteur des variables observables.

En notant $Y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ w_t \end{bmatrix}$, $\tilde{A} = \begin{bmatrix} A & 0 \\ DA & 0 \end{bmatrix}$, $\tilde{B} = \begin{bmatrix} B \\ DB \end{bmatrix}$, $\tilde{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ D\varepsilon_t + \eta_t \end{bmatrix}$, on peut réécrire le système sous forme espace-état :

$$Y_{t+1} = \tilde{A}Y_t + \tilde{B}i_t + \tilde{\varepsilon}_{t+1} \quad (1.34)$$

La variance des innovations est alors $\sum_{\tilde{\varepsilon}} = \begin{pmatrix} \sum_{\varepsilon} & D\sum_{\varepsilon} \\ D\sum_{\varepsilon} & D\sum_{\varepsilon}D' + \sum_{\eta} \end{pmatrix}$.

On s'intéresse aux règles réagissant aux indicateurs effectivement observés, de la forme :

$$i_t = fw_t = \tilde{f}Y_t.$$

En définissant la matrice $\tilde{M} = \tilde{A} + \tilde{B} \tilde{f}$ les variance inconditionnelles des composantes de Y_t sont données par la formule

$$vec(\Sigma_Y) = \left(I - \left(\tilde{M} \otimes \tilde{M} \right) \right)^{-1} vec(\Sigma_{\tilde{\varepsilon}})$$

On suppose que la fonction de perte est une somme pondérée des variances non conditionnelles des objectif Y_t soit :

$$\mathbb{E}(\mathbb{L}_t) = E \left(Y_t' K Y_t \right) = trace[K \Sigma_Y] \quad (1.35)$$

où K est une matrice contenant les poids de chacune des variables dans la fonction de perte. La politique optimale est obtenue numériquement en maximisant par rapport aux paramètres de f la fonction objectif $\mathbb{E}(\mathbb{L}_t)$.

1.8.3 Annexe C. Le problème de contrôle avec incertitude sur les paramètres

Le problème de la banque centrale sous incertitude sur les paramètres est :

$$J(x_t) = \min_{\{i_t\}} \{x_t' Q x_t + \phi \mathbb{E}_t J(x_{t+1})\} \quad (1.36)$$

sous la contrainte

$$x_{t+1} = A_{t+1}x_t + B_{t+1}i_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1.37)$$

où les paramètres des matrices A_{t+1} et B_{t+1} sont donc stochastiques de moyennes A et B , de matrices de variances Σ_A et Σ_B et de matrice de covariances Σ_{AB} .

La fonction valeur est donnée par

$$J(x_t) = x_t' \tilde{V} x_t + \tilde{w} \quad (1.38)$$

avec comme valeur espérée

$$\mathbb{E}_t J(x_{t+1}) = (\mathbb{E}_t(x_{t+1}))' \tilde{V}(\mathbb{E}_t(x_{t+1})) + tr(\tilde{V}\Sigma_{t+1|t}) + \tilde{w} \quad (1.39)$$

où $\Sigma_{t+1|t}$ est la matrice de covariance de x_{t+1} évaluée en t et tr est l'opérateur de la trace. De plus l'élément (i, j) de $\Sigma_{t+1|t}$ est donné par

$$\Sigma_{t+1|t}^{i,j} = x_t' \Sigma_A^{i,j} x_t + 2x_t' \Sigma_{AB}^{i,j} i_t + i_t' \Sigma_B^{i,j} i_t + \Sigma_\varepsilon^{i,j} \quad (1.40)$$

où $\Sigma_{AB}^{i,j}$ est la matrice de covariance de la i -ème ligne de A avec la j -ème ligne de B .

Lorsque les paramètres sont incertains, la matrice de variances-covariances dépend de l'état de l'économie (x_t), des instruments (i_t) et des variances des paramètres aussi bien que celles des erreurs additives. La politique monétaire optimale va donc minimiser non seulement l'écart futur des variables d'état espérées à leurs cibles (via le terme $(\mathbb{E}_t x_{t+1})' V(\mathbb{E}_t x_{t+1})$) mais aussi leurs variances. Par conséquent la politique optimale dépend de manière cruciale du degré d'incertitude de l'économie.

La règle de décision optimale est de fixer le taux d'intérêt de court terme comme une fonction linéaire du vecteur d'état à chaque période :

$$i_t = \tilde{f} x_t,$$

où \tilde{f} a une forme plus complexe que dans le cas avec incertitude additive puisqu'il apparaît maintenant les variances et covariances des paramètres (il en est de même pour l'équation de Riccati).

1.8.4 Annexe D. Le problème de contrôle avec apprentissage actif

Soit une économie résumée par l'équation $(FR)^{21}$,

²¹Cette annexe s'inspire largement de Wieland (2000b).

$$\pi_{t+1} = \beta_{\pi}\pi_t - \alpha_r r_t + \varepsilon_{t+1}$$

A la période t , les autorités monétaires choisissent une valeur de l'instrument basée sur leurs croyances du moment relatives aux paramètres inconnus, i.e. leurs estimations de β_{π} et α_r . En $t+1$, un choc ε_{t+1} survient et une nouvelle observation π_{t+1} devient disponible. Le choc est supposé normalement distribué de moyenne nulle et de variance connue σ^2 . Les autorités monétaires mettent alors à jour l'estimation des paramètres sur la base de cette nouvelle observation, avant de fixer la valeur de r_{t+1} . Les croyances des autorités monétaires, relatives au vecteur des paramètres inconnus $\beta = (\beta_{\pi}, \alpha_r)'$, sont représentées par une distribution normale bivariée :

$$p(\beta|\cdot) = \mathcal{N}(b_t, \Sigma_t) \quad \text{où} \quad \Sigma_t = \begin{pmatrix} v_{\pi} & v_{\pi r} \\ v_{r\pi} & v_r \end{pmatrix}_t.$$

Toute l'information disponible au moment où les autorités prennent leur décision est résumée dans le vecteur des paramètres estimés $b = (b_{\pi,t}, b_{r,t})$ et dans la matrice de variance-covariance Σ . A la fin de la période, les nouvelles observations sont utilisées pour actualiser les estimations à l'aide des équations de mise à jour suivantes :

$$\Sigma_{t+1} = [\Sigma_t^{-1} + X_t'X_t]^{-1}, b_{t+1} = \Sigma_{t+1} [X_t'\pi_{t+1} + \Sigma_t^{-1}b_t], X_t = (\pi_t, r_t)$$

Ces équations fournissent un canal d'apprentissage : le choix de l'instrument de politique r_t affecte non seulement les futures réalisations de π_t mais aussi les estimations futures des paramètres inconnus.

La fonction de perte espérée "instantanée" des autorités monétaires $L(\pi, r, b, \Sigma)$ est :

$$\mathbb{L}(\pi, r, b, \Sigma) = \int_R \int_{R^2} (\beta_{\pi}\pi - \alpha_r r + \varepsilon)^2 p(\beta|b, \Sigma) q(\varepsilon) d\beta d\varepsilon$$

où $q(\varepsilon)$ représente la fonction de densité normale des chocs.

Les autorités monétaires cherchent à minimiser l'espérance de la fonction de perte intertemporelle :

$$\min_{\{r_{t+j}\}_{j=0}^{\infty}} \mathbb{E}_t \left(\sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \mathbb{L}(\pi_{t+j}, r_{t+j}, b_{t+j}, \Sigma_{t+j}) | b_t, \Sigma_t \right)$$

Les croyances changent à travers le temps et forment un lien explicite entre les périodes présente et futures. On ne peut pas séparer le problème d'estimation des paramètres du problème de contrôle optimal car les croyances futures $\left((b, \Sigma)_{t+j}, j = 1, 2, \dots \right)$ dépendent de toute l'histoire des choix d'instruments $(r_{t+j-1}, j = 1, 2, \dots)$. Les effets de la politique sur les croyances futures transparaissent dans l'équation de Bellman associée à ce problème de programmation dynamique :

$$V(\pi, b, \Sigma) = \min_{\{r_t\}} \left[\mathbb{L}(\pi, r, b, \Sigma) + \phi \int V(\mathcal{B}(\pi, r, b, \Sigma, \beta_\pi \pi - \alpha_r r + \varepsilon)) \times p(\beta | b, \Sigma) q(\varepsilon) d\beta d\varepsilon \right]$$

où $V(\pi, b, \Sigma)$ est la fonction valeur et \mathcal{B} est un opérateur "bayésien" résumant la mise à jour des estimations des paramètres. Une action de politique agit sur l'utilité future par deux canaux : la stabilisation de π et la réduction de l'incertitude entourant les paramètre Σ . Un résultat de programmation dynamique indique que la fonction valeur est continue et satisfait l'équation de Bellman, et qu'il existe une fonction de réaction optimale stationnaire. Cependant, à la différence des cas présentés en annexes C et D, la fonction de réaction optimale n'est pas linéaire et n'a pas de solution analytique (en raison de la non linéarité des équations de mise à jour). Wieland (2000b) propose un algorithme itératif basé sur l'équation de Bellman permettant d'obtenir la fonction valeur et la politique optimale.

1.8.5 Annexe E. Preuve de la proposition 1

Notons $R(\varpi)$ la somme intertemporelle du logarithme des fonctions de vraisemblance (\mathcal{L}^d) associées au modèle (1.18) rapportées aux fonc-

tions de vraisemblance (\mathcal{L}^a) associées au modèle de référence (1.17), conditionnellement à x_t :

$$R(\varpi) = 2\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \phi^{t+1} \log \left(\frac{\mathcal{L}^d(x_{t+1}|x_t)}{\mathcal{L}^a(x_{t+1}|x_t)} \right)$$

où l'espérance mathématique est conditionnée sur x_0 et évaluée par rapport au modèle (1.18).

La fonction de log-vraisemblance de x_{t+1} par rapport à x_t pour le modèle (1.18) est donnée par :

$$\log \mathcal{L}^d(x_{t+1}|x_t) = -\log \sqrt{2\pi} - 0,5\varepsilon'_{t+1}\varepsilon_{t+1} \quad (1.41)$$

La fonction de log-vraisemblance de x_{t+1} par rapport à x_t pour le modèle de référence (1.17) est donnée par :

$$\log \mathcal{L}^a(x_{t+1}|x_t) = -\log \sqrt{2\pi} - 0,5\check{\varepsilon}'_{t+1}\check{\varepsilon}_{t+1} \quad (1.42)$$

Par ailleurs, puisque le modèle de référence suppose que

$$\check{\varepsilon}_{t+1} = (C'C)^{-1} C' (x_{t+1} - Ax_t - Bi_t)$$

et que la règle s'écrit toujours comme une fonction de x_t , *i.e.* $i_t = fx_t$, alors

$$\check{\varepsilon}_{t+1} = (C'C)^{-1} C' (x_{t+1} - A_0x_t) \quad (1.43)$$

avec $A_0 = A - Bf$.

Lorsque le modèle (1.18) engendre les données, $x_{t+1} - A_0x_t = C\check{\varepsilon}_{t+1} = C(\varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1})$, ce qui implique que les résidus sous le modèle de référence sont alors :

$$\check{\varepsilon}_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1} \quad (1.44)$$

D'où (1.42) se réécrit comme

$$\log \mathcal{L}^a(x_{t+1}|x_t) = -\log \sqrt{2\pi} - 0,5(\varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1})'(\varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1}) \quad (1.45)$$

Puisque ϖ_{t+1} est une fonction mesurable par rapport à l'histoire de x_s jusqu'à t , le ratio de log-vraisemblances devient,

$$\begin{aligned}
R(\varpi) &= 2\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \phi^{t+1} \left[-\log \sqrt{2\pi} - 0,5 \varepsilon'_{t+1} \varepsilon_{t+1} \right. \\
&\quad \left. + \log \sqrt{2\pi} + 0,5 (\varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1})' (\varepsilon_{t+1} + \varpi_{t+1}) \right] \\
&= 2\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \phi^{t+1} 0,5 \varpi'_{t+1} \varpi_{t+1} + \varpi'_{t+1} \varepsilon_{t+1} \\
&= \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \phi^{t+1} \varpi'_{t+1} \varpi_{t+1}
\end{aligned}$$

■

1.8.6 Annexe F. Probabilité d'erreur de détection

Pour trouver une valeur raisonnable de θ , Hansen et Sargent (2002) élabore une fonction de probabilité d'erreur de détection qui dépend du logarithme d'un ratio de vraisemblances. Etant donné un échantillon d'observations x_t , $t = 0, \dots, T - 1$, et soit \mathcal{L}_{ij} la vraisemblance de cet échantillon pour le modèle j en supposant que le modèle i engendre les données, le logarithme du ratio de vraisemblances est donné par :

$$R_i \equiv \log \left(\frac{\mathcal{L}_{ii}}{\mathcal{L}_{ij}} \right) \quad (1.46)$$

où $i \neq j$ et $i = A$ (le modèle de référence), D (le modèle incorporant les erreurs de spécification). Lorsque le modèle i engendre les données, R_i devrait être positif. Définissons les expressions suivantes :

$$\begin{aligned}
p_A &= \text{prob}(\text{erreur}|A) = \text{freq}(r_A \leq 0), \\
p_D &= \text{prob}(\text{erreur}|D) = \text{freq}(r_D \leq 0).
\end{aligned}$$

Alors p_A est la fréquence des ratios négatifs des log-vraisemblances (R_A) lorsque le modèle A est bon et p_D est la fréquence des ratios négatifs (R_D) lorsque le modèle D est correct. En attachant des poids *a priori*

identiques aux modèles A et D , la probabilité d'erreur de détection peut se définir comme,

$$p(\theta) = \frac{1}{2}(p_A + p_D) \quad (1.47)$$

Lorsqu'une valeur raisonnable de $p(\theta)$ est choisie, une valeur correspondante de θ peut être déterminée en inversant la fonction de probabilité définie par (1.47). La probabilité d'erreur de détection est un concept statistique permettant de définir à quel point il est difficile de discriminer entre deux modèles. Plus la probabilité d'erreur de détection est grande et plus il est difficile de distinguer les deux modèles. Dans le cas extrême, lorsque la probabilité est de 0,5 ($\theta = +\infty$), les deux modèles sont strictement identiques. Le décideur politique peut donc choisir une valeur de θ en fonction de ses préférences de robustesse. Si la probabilité de détection est trop faible, cela veut dire qu'il est très facile de distinguer les deux modèles, le décideur politique n'a aucun intérêt à vouloir dériver une règle robuste dans ce cas.

Chapitre 2

Politique monétaire et marché du travail européen

2.1 Introduction

Dans le premier chapitre, nous avons cherché à mesurer les effets de l'incertitude relative à la structure de l'économie, sous l'hypothèse qu'il existait un consensus sur l'existence d'un modèle adapté de l'économie. L'incertitude portait alors sur les liaisons structurelles au sein de ce modèle spécifique. Les banques centrales peuvent aussi avoir une connaissance plus limitée de la structure et du fonctionnement de l'économie. Nous supposons implicitement dans ce chapitre qu'il existe une incertitude fondamentale quant au choix du modèle devant fournir une description appropriée de l'économie¹.

Si plusieurs modèles macroéconomiques ont contribué à approfondir la compréhension du fonctionnement de l'économie, aucun n'a encore offert de description totalement satisfaisante, unifiée et non controversée du mécanisme de transmission de la politique monétaire. La plupart des modèles récents ont notamment une description relativement pauvre du

¹Ce chapitre est en partie issu d'un travail réalisé en collaboration avec Stéphane Moyen.

marché du travail - reposant sur une hypothèse de marché concurrentiel - alors que ses caractéristiques affectent la structure de la courbe de Phillips reflétant l'évolution de l'inflation.

Pourtant, la mobilité de la main d'oeuvre entre les différents états possibles sur le marché du travail (d'emploi à emploi, entre un emploi et le chômage, entre le chômage et l'inactivité, etc.) est un phénomène important. Le passage d'un état à un autre n'est pas instantané et résulte principalement des imperfections inhérentes au fonctionnement du marché du travail. Pour un offereur de travail, la recherche d'un emploi conforme à ses exigences et ses compétences est un processus lent et coûteux. De même, lorsqu'une entreprise désire procéder à de nouveaux recrutements, elle choisit souvent de consacrer des moyens importants pour sélectionner les individus adéquats. Ces imperfections dans l'information disponible sur le marché du travail créent des rigidités supplémentaires non négligeables et entraînent la présence simultanée de chômeurs et d'emplois vacants. Telle est l'origine du chômage frictionnel, parfois qualifié de chômage de réallocation, qui représente une grande part du chômage de la zone euro.

Les conséquences des rigidités du marché du travail sur l'emploi, la production et l'inflation constituent un problème essentiel pour les décideurs politiques. C'est particulièrement flagrant dans le cadre de la zone euro dont les caractéristiques du marché du travail, telles que la faible mobilité de la main d'oeuvre entre les pays et le niveau élevé de réglementation, accroissent le degré de rigidité du marché du travail (Bertola, 1999, Cadiou et Guichard, 1999, et Cadiou *et al.*, 1999). Comme l'explique une étude récente sur les disparités des marchés du travail, émanant de la Banque Centrale Européenne (BCE, 2002), il y a une incohérence entre le niveau de chômage européen et les difficultés à recruter des travailleurs. Cette coexistence d'offre de travail et de demande de travail insatisfaites suggère une incapacité des pays membres de la zone euro à équilibrer le marché du travail.

Le taux de chômage constamment élevé (8,4% en 2002), le faible niveau de participation (68,2% en 2002) et les performances inégales des marchés du travail entre les pays de la zone euro indiquent que ces frictions intrinsèques ne peuvent pas être négligées et que la compréhension des processus d'appariement sur le marché du travail est d'importance considérable pour la politique monétaire. D'une part, des goulots d'étranglement sur le marché du travail peuvent déclencher des pressions inflationnistes. D'autre part, les différences de fonctionnement du marché du travail et l'impossibilité d'utiliser des politiques monétaire ou de taux de change spécifiques à chaque pays entraînent des effets asymétriques à la suite de chocs symétriques ou asymétriques. Par conséquent, moins de frictions sur le marché du travail de la zone euro devrait réduire les délais de réaction de l'économie réelle suite à la politique monétaire. Il est alors délicat d'oublier les frictions sur le marché du travail dans un modèle macroéconomique sur lequel les recommandations de politique sont fondées, puisque cela devrait tout naturellement augmenter le niveau d'incertitude auquel font déjà face les autorités monétaires.

Ce chapitre a une double ambition :

1. tenter de combler les faiblesses concernant la modélisation sur le marché du travail européen en introduisant un marché du travail non concurrentiel (ou non-walrasien) et une théorie du chômage au sein d'un modèle d'équilibre général intertemporel stochastique (MEGIS) de la nouvelle génération, appelée "Nouvelle Synthèse"² ;
2. et ainsi apporter des éléments de réponse à la question primordiale suivante : quels sont les effets de la prise en compte (ou de l'oubli) de ces frictions sur le marché du travail sur la dynamique de l'économie et les choix de politique monétaire ?

Bien que cette question soit centrale en macroéconomie et en politique

²Le lecteur peut se reporter aux papiers de référence de Goodfriend et King (1997), Clarida et *al.* (1999) ou Woodford (2003) pour une présentation du cadre d'analyse de la Nouvelle Synthèse.

économique, très peu d'études ont cherché à y répondre dans un cadre d'équilibre général, alors qu'en 1999, Robert Hall écrivait à ce sujet,

“By placing amplification and persistence mechanisms in formal general equilibrium models, contributors to modern fluctuations research achieve a degree of clarity missing from earlier macroeconomics. Without consideration of unemployment, models explained persistence in employment largely through persistence in driving forces. Where unemployment is considered explicitly, persistence arises naturally from the time consuming process of placing unemployed workers in jobs following an adverse impulse.” Hall (1999, p.1139)

Nous pensons que la théorie de l'appariement est un cadre d'analyse fécond et offre une représentation simple et élégante des caractéristiques du marché du travail européen en capturant les faits stylisés de la théorie du chômage. Dans ces modèles, les échanges sur le marché du travail sont le résultat d'un processus non-coordonné, coûteux et prenant du temps pour les deux partenaires de l'échange (ménages et firmes). Ainsi, les échanges sur le marché du travail sont une activité économique dont les coûts, les délais et les problèmes de coordination qui lui sont associés doivent être pris en compte par les différents agents économiques.

La littérature mélangeant des modèles d'appariement et des modèles de cycles des affaires a montré qu'un tel mécanisme engendre une dynamique réaliste de l'emploi et permet d'accroître l'amplitude et la persistance des effets des chocs de productivité sur la production³. En nous inspirant de ces résultats, nous allons chercher à évaluer la capacité d'un modèle plus adapté à l'analyse de la politique monétaire, mélangeant prix visqueux et rigidité sur le marché du travail, à reproduire les principales caractéristiques de la zone euro, pour toutes les variables et pour plusieurs types de chocs structurels. Nous serons alors à même d'appréhender les

³Les contributions majeures sont Merz (1995), Andolfatto (1996), et den Haan, Ramey et Watson (2000).

effets de l'introduction de ces rigidités sur la dynamique de l'économie et les enseignements que peuvent en retirer les autorités monétaires.

Deux études ont parallèlement incorporé un modèle d'appariement dans un MEGIS à prix visqueux. Walsh (2003) introduit un processus d'appariement sur le marché du travail en plus de la rigidité des prix dans un modèle à encaisses préalables et étudie les implications des chocs monétaires sur la persistance de la production américaine. Trigari (2003) étend le cadre d'analyse de ce dernier en s'intéressant non seulement à la marge extensive (l'emploi) mais aussi à la marge intensive (les heures travaillées) afin d'expliquer la dynamique des flux d'emplois, du chômage et de l'inflation. Bien que leurs modèles respectifs souffrent de l'absence du facteur capital dans la fonction de production, ces deux études concluent à l'apport du modèle d'appariement comme source de persistance de l'inflation et de la production. Ce chapitre généralise ou complète leurs résultats, tant sur le plan théorique qu'empirique.

La suite du chapitre se découpe de la façon suivante. La section 2 propose une description des faits stylisés concernant le marché du travail de la zone euro. La section 3 est consacrée à la présentation du modèle d'équilibre général monétaire. Dans la section 4, le modèle est étalonné sur la base des données de la zone euro. Nous explorons la validation du modèle et effectuons plusieurs simulations. La section 5 se concentre sur le lien entre les rigidités sur le marché du travail et la politique monétaire. Enfin la section 6 expose les résultats marquants.

2.2 Quelques faits stylisés concernant le marché du travail de la zone euro

Cette section décrit brièvement les développements du marché du travail européen depuis la fin du dernier cycle économique du début des années 1990. Nous présentons les statistiques concernant l'évolution des indicateurs avancés du marché du travail (participation au marché du

travail, emploi, chômage agrégé et taux d'emplois vacants) ainsi que les durées de chômage et de vacance de postes. Enfin, nous présentons le résultat de la BCE concernant l'évolution d'un indicateur de friction sur le marché du travail, la courbe de Beveridge.

2.2.1 Evolutions des principaux indicateurs du marché du travail européen

L'étude de la BCE (2002) indique que le taux de participation pour l'ensemble de la zone euro a baissé (-0,6 point de pourcentage, p.p.) entre 1991 et 1994, légèrement augmenté (+0,4 p.p.) entre 1994 et 1997, et augmenté plus fortement (+1,5 p.p.) entre 1997 et 2000. En 2000, le taux de participation de la zone était de 1,3 points de pourcentage plus élevé qu'en 1991. Entre 1990 et 2000, les plus grandes augmentations des taux de participation ont eu lieu en Belgique (+6,5 p.p.), en Irlande (+6,8 p.p.) et aux Pays-Bas (+8,7 p.p.). Seule l'Allemagne a connu un déclin (-0,7 p.p.) de son taux de participation entre 1991 et 2000 qui peut s'expliquer, entre autres, par l'adaptation de la participation des travailleurs de l'Allemagne de l'Est passant d'une économie planifiée à une économie de marché.

L'emploi au sein de la zone euro a globalement diminué (-1,1%) entre 1991 et 1994, augmenté (+0,7%) à partir de 1994 et encore plus fortement (+1,8%) à partir de 1997. Bien que la croissance de l'emploi de l'ensemble de la zone euro fut relativement soutenue jusqu'à la fin des années 1990, les performances diffèrent significativement entre les membres de la zone. Par exemple, pour la période 1997-2000, le taux de croissance annuel de l'emploi varie de 6,9% en Irlande à 1% en Allemagne et en Grèce ou encore à 0,7% en Autriche. On note, en outre, que l'augmentation de l'emploi durant la dernière décennie a été accompagnée d'une forte augmentation (+5,3%) de l'emploi à temps partiel. Dans le même temps, le taux de chômage de la zone euro a augmenté violemment en passant de 8,1% en

1991 à 11,5% en 1994 puis est resté assez stable jusqu'en 1997. Il a fini par se stabiliser autour de 8,9% en 2000 et reste encore aujourd'hui très élevé (8,6%). Comme le montre le tableau 2.1, derrière cette tendance globale à la hausse du chômage se dessine une forte hétérogénéité des développements entre les membres.

Pays	Niveau		Différence en point de pourcentage			
	1990	2000	1990-2000	1990-1994	1994-1997	1997-2000
Belgique	6,7	7,0	0,3	3,3	-0,6	-2,4
Allemagne a)	5,6	7,9	2,3	2,8	1,5	-2,0
Grèce	6,4	11,1	4,7	2,5	0,9	1,3
Espagne	16,2	14,1	-2,1	7,9	-3,3	-6,7
France	9,0	9,6	0,7	3,4	0,0	-2,7
Irlande	13,4	4,2	-9,2	0,9	-4,5	-5,6
Italie	9,0	10,5	1,5	2,2	0,6	-1,3
Luxembourg	1,7	2,4	0,8	1,5	-0,5	-0,3
Pays-Bas	6,2	2,8	-3,3	1,0	-1,9	-2,4
Autriche	3,0	3,7	0,7	0,8	0,6	-0,7
Portugal	4,8	4,1	-0,7	2,1	-0,1	-2,7
Finlande	3,2	9,7	6,5	13,4	-3,9	-3,0
Zone euro a)	8,1	8,9	0,8	3,4	0,0	-2,5

Sources : Eurostat et calculs de la BCE.

a) Les données pour l'Allemagne et la zone euro commencent en 1991.

Tab. 2.1 - Taux de chômage

Enfin, le taux d'emplois vacants, défini comme le nombre d'emplois vacants rapporté à la population active, est très faible (autour de 1% en 2000) pour l'ensemble de la zone (voir le tableau 2.2). Le taux de vacance de la zone euro (excluant la France, l'Irlande et l'Italie) a décliné (-0,3 p.p.) entre 1991 et 1994, augmenté légèrement (+0,2 p.p.) entre 1994 et 1997 et augmenté plus fortement (+0,5 p.p.) entre 1997 et 2000. Ce taux était plus important en 2000 qu'en 1991 puisqu'il est passé de 0,8% à 1,2%. Il faut cependant rester prudent sur l'interprétation de ces chiffres car ils proviennent de services statistiques publics qui ne couvrent que des vacances enregistrées et tendent à sous-représenter relativement les vacances d'emplois très qualifiés par rapport aux emplois peu qualifiés. Ceci a malheureusement pour conséquences de distordre les conclusions sur le processus global d'appariement sur le marché du travail.

Pays	Niveau		Différence en point de pourcentage			
	1990	2000	1990-2000	1990-1994	1994-1997	1997-2000
Belgique	0,5	1,3	0,8	0,0	0,1	0,7
Allemagne a)	1,1	1,4	0,3	-0,3	0,2	0,5
Grèce	0,5	0,2	-0,3	-0,2	-0,2	0,1
Espagne	0,3	0,5	0,1	-0,2	0,2	0,1
Luxembourg	0,1	0,8	0,7	0,1	0,4	0,2
Pays-Bas	1,5	2,1	0,6	-0,9	0,5	1,0
Autriche	1,4	0,9	-0,5	-0,6	-0,3	0,4
Portugal	0,2	0,2	0,0	-0,1	0,1	0,0
Finlande b)	1,0	0,6	-0,5	-0,7	0,3	0,0
Zone euro a) c)	0,8	1,2	0,4	-0,3	0,2	0,5

Sources : BCNs, BRI et calculs de la BCE.

Note : il n'existe pas de données sur les emplois vacants en France, Irlande et Italie.

a) Les données sur l'Allemagne et la zone euro commencent en 1991.

b) Les données sur la Finlande sont disponibles jusqu'en 1999.

c) Moyenne pondérée sur les pays disponibles.

Tab. 2.2 - Taux d'emplois vacants

En ce qui concerne les durées de chômage, on constate qu'en 2000 le chômage de courte durée (défini comme le chômage d'une durée de moins de 6 mois) représentait autour d'un tiers du chômage total de la zone euro (voir le tableau 2.3). Son niveau était relativement haut au Luxembourg, aux Pays-Bas, en Autriche, en Finlande, et dans une moindre mesure en France et en Irlande. Une part non négligeable du chômage était probablement conjoncturelle et peu persistante dans ces pays. Cependant, à cette même période, presque la moitié (47,7%) du taux de chômage totale était un taux de chômage de longue durée (une durée supérieure à un an), et ce, malgré une baisse de 1,1 points de pourcentage entre 1990 et 2000. Concernant les durées de vacance, les modifications de la part des emplois vacants difficiles à pourvoir (autrement dit les vacances d'emplois d'une durée supérieure à six mois), donnent une indication des développements des disparités sur le marché du travail. Entre 1990 et 1997, cette part a diminué ou est restée constante dans les cinq pays pour lesquels les données étaient disponibles (voir tableau 2.4). Durant les périodes de fort chômage, les difficultés pour un employeur de pourvoir un poste semblait diminuer. Entre 1997 et 2000, la part des emplois vacants difficiles à pourvoir a baissé en Allemagne et augmenté pour tous

les autres pays.

Pays	Part en %			% de la population active			Changement de la part (p.p.)		
	2000			1990	1997	2000	1990-2000	1990-1997	1997-2000
	Court terme (- de 6 mois)	Entre 6 mois et un an	Long terme (+ d'un an)	Long terme (+ d'un an)			Long terme (+ d'un an)		
Belgique	28,2	15,5	56,3	4,8	5,5	3,7	-10,7	-6,4	-4,3
Allemagne	32,4	16,1	51,5	1,6	4,9	4,0	20,7	19,3	1,3
Grèce	26,5	17,1	56,4	3,6	5,5	6,4	6,9	6,2	0,7
Espagne	37,8	19,7	42,4	8,4	10,9	6,0	-8,6	0,7	-9,3
France	43,6	16,8	39,6	3,6	5,0	4,1	-0,1	-0,2	0,1
Irlande a)	43,1	20,0	36,6	9,0	5,7	1,5	-28,5	-8,8	-19,7
Italie	22,4	16,3	61,3	6,7	8,2	6,7	-7,7	-2,6	-5,0
Luxembourg b)	56,0	18,8	25,3	-	-	0,7	-	-	5,7
Pays-Bas	53,5	13,8	32,7	3,5	2,5	0,8	-14,0	2,4	-16,4
Autriche c)	56,2	15,4	28,4	-	1,5	1,3	-	-	-0,1
Portugal	40,0	17,1	42,9	2,1	3,7	1,7	-1,5	11,3	-12,9
Finlande c)	58,9	16,5	24,6	-	4,4	2,7	-	-	-5,2
Zone euro	35,3	17,0	47,7	4,2	6,0	4,3	-1,1	2,1	-3,2

Sources : Eurostat (LFS) et calculs de la BCE.

a) Données nationales (Central Statistical Office).

b) Données nationales (Administration de l'Emploi), seulement disponibles à partir de 1998.

c) L'Autriche et la Finlande sont devenues membres de l'UE en 1995.

Tab. 2.3 - Durées de chômage

Pays	Part en %		Changement de la part (p.p.)		
	2000		1990-2000	1990-1997	1997-2000
	Difficile à pourvoir (plus de 6 mois)		Difficile à pourvoir (plus de 6 mois)		
Belgique	10		-4	-9	6
Allemagne a)	8		-5	-2	-3
Pays-Bas b)	35		6	0	6
Autriche	12		-12	-16	4
Portugal	15		-	-	7
Finlande	47		1	0	0

Sources : BCNs et calculs de la BCE.

a) Données relatives à l'Allemagne de l'Ouest.

b) Données commençant en 1992.

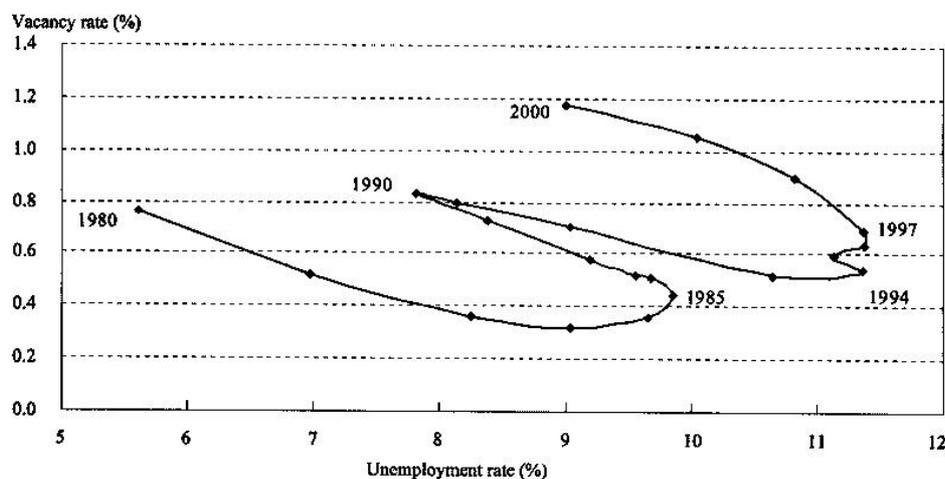
Tab. 2.4 - Durées d'emplois vacants

2.2.2 La courbe de Beveridge

L'économiste anglais William Beveridge a proposé, dès 1944, d'évaluer l'importance des réallocations de la main d'oeuvre à l'aide de la relation existant entre les emplois vacants et le niveau du chômage. Les problèmes de réallocation devraient être en effet d'autant plus importants que le nombre d'emplois vacants est élevé pour un nombre donné

de chômeurs. La "courbe de Beveridge" qui illustre cette liaison entre le taux de chômage et le taux d'emplois vacants, est alors une description synthétique des développements du processus d'appariement sur le marché du travail. En effet, lorsque l'activité se ralentit, les firmes ouvrent peu d'emplois vacants et il y a beaucoup de chômeurs. Pendant les phases de reprise, le point représentatif de l'équilibre du système économique se déplace le long de la courbe de Beveridge, il y a progressivement plus d'emplois vacants et moins de chômeurs (la probabilité de trouver un emploi augmente). Les mouvements le long de cette courbe, i.e. lorsque les emplois vacants et le chômage évoluent en sens opposé, reflètent les fluctuations cycliques de l'activité économique. La plus ou moins grande efficacité du processus d'ajustement se traduit par la position de la courbe de Beveridge par rapport à l'origine. Plus cette courbe est proche de l'origine des axes (une diminution simultanée du nombre de chômeurs et du nombre d'emplois vacants), plus le processus de réallocation de la main d'oeuvre devient efficace.

La courbe de Beveridge de la zone euro (figure 2.1) est approximée par l'agrégat de neuf pays couvrant 64% du PIB de la zone euro et pour lesquels des courbes de Beveridge nationales étaient disponibles (la France, l'Irlande et l'Italie n'en font pas partie, faute de données disponibles au moment de l'étude de la BCE). Elle indique que pendant la période 1990-1993 l'augmentation du taux de chômage fut accompagnée par un déclin du taux de vacance, principalement dû à des facteurs cycliques. Entre 1994 et 1997, le taux de chômage fut assez stable alors que le taux de vacance augmenta, évolution probablement issue de l'influence de facteurs plus structurels. Enfin, durant la période 1997-2000, la baisse du taux de chômage était accompagnée d'une augmentation du taux de vacance. Globalement, il semble que l'efficacité du processus d'appariement se soit dégradée sur l'ensemble de la période. On peut également remarquer que le taux de chômage et le taux de vacance sont tous deux élevés (dans l'absolu et relativement par rapport à 1990).



Sources: Eurostat (LFS), NCBs, BIS, ECB calculations.
 Notes: Vacancy data cover around 64% of the euro area. Calculation excludes France, Ireland and Italy.

Fig. 2.1 - Courbe de Beveridge de la zone euro

2.2.3 Synthèse

Que doit-on retenir de ces chiffres ? Tout d'abord, il faut noter une amélioration globale des conditions sur le marché du travail européen à la fin des années 1990, au moins en termes de croissance de l'emploi et de réduction du chômage. Ensuite, bien que l'on s'intéresse dans ce chapitre au marché du travail de l'ensemble de la zone euro, on remarque qu'il y a une forte hétérogénéité des situations sur les divers marchés du travail des pays membres. Enfin, comme nous le précisons en introduction, les chiffres actuels du chômage ainsi que les durées de chômage restent trop élevés et les difficultés des employeurs à recruter toujours aussi importantes.

Cette présentation du fonctionnement du marché du travail met en évidence une intense activité de réallocation des emplois et des travailleurs pour les pays de la zone euro. Ceci illustre bien la nécessité d'une modélisation plus pointue du marché du travail et l'abandon de l'hypothèse de marché du travail concurrentiel. Cette nouvelle spécification doit prendre en compte un processus d'appariement et permettre la

reproduction de la courbe de Beveridge. Le reste du chapitre s'atèle donc à cette tâche en introduisant un modèle d'appariement très simple dans un modèle d'équilibre générale⁴.

2.3 Modélisation de l'économie

Nous considérons un MEGIS dans la lignée de Christiano, Eichenbaum et Evans (2001), Neiss et Nelson (2002) et Woodford (2003), entre autres. Cependant, notre spécification s'éloigne de ces articles principalement en ce qui concerne les propriétés du marché du travail.

Nous supprimons l'hypothèse de rigidité sur les salaires nominaux qui permet de créer mécaniquement une dynamique persistante des salaires (et donc par voie de conséquence de celles de la production et de l'inflation) mais qui n'est en aucun cas une théorie du chômage⁵. De fait, nous nous inspirons de Blanchard et Diamond (1989) et Pissarides (2000) en modélisant le marché du travail sur la base de modèles de recherche d'emploi. L'existence de chômage suppose que le marché du travail ne soit plus walrasien : sans commissaire-priseur, les agents sont alors imparfaitement coordonnés sur ce marché, le nombre d'échanges possibles à une date donnée étant représenté par une fonction d'appariement. La rencontre, après un délai de recherche coûteux, d'un chômeur et d'une firme détenant un emploi vacant engendre un surplus au moins égal à la somme des coûts de recherche qu'il fait économiser à ces deux parties. A chaque date, une négociation bilatérale décentralisée entre une firme et un individu va partager ce surplus et donc déterminer le salaire horaire et les heures travaillées. Les propriétés de l'équilibre du marché du

⁴Nous rappelons que notre objectif n'est pas d'étudier les flux d'emplois (créations et destructions d'emplois), mais de comprendre les effets de l'introduction de frictions sur le marché du travail à l'aide d'un modèle d'appariement très simple qui permet de reproduire les faits décrits dans cette section.

⁵Voir Huang et Liu (1998), Erceg *et al.* (1999), Edge (2000) ou Amato et Laubach (2003), entre autres.

travail résultent de ce mode de fixation des salaires et des heures et des caractéristiques du processus d'appariement.

Dans la mesure où la productivité du travail, qui influence l'emploi, est elle-même conditionnée par le stock de capital, nous introduisons du capital physique et un choix d'investissement fondé sur la théorie du Q de Tobin. Une telle démarche permet d'analyser de manière plus satisfaisante l'impact des variations du taux d'intérêt sur l'emploi. En outre, elle conduit à souligner que les modalités de négociation sur les salaires et les heures influencent les choix d'investissement dans de nombreuses circonstances. Tenir compte de l'interaction entre l'appariement sur le marché du travail et les coûts d'ajustement du capital améliore les performances de la dynamique d'investissement et à son tour celle de la production (Merz et Yashiv, 2003).

L'économie est composée d'un gouvernement et d'agents de trois types : les ménages, les grossistes et les détaillants. Les ménages choisissent leur consommation et leur détention de titres de façon à maximiser l'espérance de la somme actualisée de leurs flux d'utilité. Tout comme Andolfatto (1996), nous supposons qu'il existe un marché d'assurance qui permet aux ménages de s'assurer parfaitement contre le risque d'être ou de ne pas être employé. Cette hypothèse implique que tous les ménages sont identiques *ex-post* et simplifie l'analyse⁶. Le gouvernement consomme une partie des biens finals et conduit les politiques fiscale et monétaire par le biais de son instrument, le taux d'intérêt nominal. La production des biens finals se fait en deux étapes. Des grossistes en concurrence parfaite produisent du bien intermédiaire, homogène et non consommable, et prennent les décisions d'investissement et d'embauche.

⁶L'indemnité chômage est ici traitée comme une assurance. Voir l'annexe A pour une présentation de ce problème. Toutefois, il serait équivalent de supposer que l'Etat prélève une taxe forfaitaire sur le revenu de chaque ménage et calcule le montant optimal d'allocation chômage à redistribuer. L'indemnité chômage serait alors tutélaire et son calcul correspondrait à celui du montant optimal de B_t pour un gouvernement cherchant à maximiser le bien être des ménages.

Enfin, des détaillants en concurrence monopolistique achètent du bien intermédiaire et le transforme en biens finals différenciés et consommables (vendus aux ménages et au gouvernement). Leurs décisions de prix sont modélisées en suivant Calvo (1983) afin d'introduire des rigidités nominales⁷.

2.3.1 Les ménages

L'économie est peuplé par un ménage représentatif constitué d'un continuum de membres indexés sur l'intervalle $[0, 1]$. Il a des préférences définies à travers un bien de consommation composite (C_t), le taux d'emploi (N_t) et les heures travaillées (H_t)⁸. Le ménage représentatif choisit une séquence de consommation (C_t) et de titres (B_{t+1}), de manière à maximiser son utilité intertemporelle⁹ :

$$\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \varepsilon_{p,t+j} \left[\frac{1}{1-\sigma} (C_{t+j} - \gamma \mathcal{H}_{t+j})^{1-\sigma} - N_{t+j} \mathbb{V}_{t+j}^n - (1 - N_{t+j}) \mathbb{V}^u \right] \quad (2.1)$$

sous la contrainte d'une série de contraintes budgétaires réelles :

$$C_{t+j} + \frac{B_{t+j+1}}{(1+i_{t+j})P_{t+j}} \leq W_{t+j} N_{t+j} H_{t+j} + \frac{B_{t+j}}{P_{t+j}} - T_{t+j} + \Pi_{t+j} \quad (2.2)$$

où W_t représente le salaire horaire réel, i_t représente le taux d'intérêt nominal, T_t représente une taxe forfaitaire réelle (ou transferts gouvernementaux), Π_t est la somme des dividendes émanant des détaillants

⁷Tout au long du chapitre, la notation \bar{X} indique la valeur à l'état stationnaire de la variable X_t .

⁸Nous faisons abstraction des encaisses monétaires puisque la banque centrale ajuste la masse monétaire pour satisfaire la demande de monnaie, à l'aide d'une règle de taux d'intérêt.

⁹Le système d'assurance parfaite implique un ménage représentatif qui est une moyenne pondérée des ménages employés et des chômeurs, où le poids est le taux d'emploi. C'est la raison pour laquelle le taux d'emploi entre dans la fonction d'utilité et la contrainte budgétaire.

(Π_t^r) et des grossistes (Π_t^w) , $\beta \in (0, 1)$ représente le facteur d'escompte et $\varepsilon_{p,t}$ est un choc de préférence général qui affecte la substitution intertemporelle des ménages. Nous supposons qu'il suit un processus autorégressif d'ordre un et de terme d'erreur $\eta_{p,t}$ gaussien i.i.d. : $\ln(\varepsilon_{p,t}) = (1 - \rho_p) \ln(\bar{\varepsilon}_p) + \rho_p \ln(\varepsilon_{p,t-1}) + \eta_{p,t}$.

La forme particulière de (2.1) est liée à l'hypothèse d'assurance parfaite sur le marché du travail et au fait qu'il existe à chaque instant t , deux états possibles, chômeur ou employé. Dans le cas où le ménage est employé, il a une désutilité associée au travail (le nombre d'heures travaillées) définie par $\mathbb{V}_t^n = \frac{1}{1+\varphi} H_t^{1+\varphi}$. Dans le cas où celui-ci est chômeur, il a une désutilité constante associée à la recherche d'un emploi notée \mathbb{V}^u . A des fins de simplification, nous supposons que cette dernière est nulle, d'où $\mathbb{V}^u = 0^{10}$. En outre, comme il est démontré dans l'annexe A, la probabilité d'être employé est N_t et la probabilité d'être chômeur $1 - N_t$, et le choix optimal du montant d'assurance chômage implique que les agents s'assurent de manière à avoir le même niveau d'utilité qu'ils soient chômeurs ou employés. Ainsi la consommation d'un chômeur est égale à celle d'un employé¹¹.

Par ailleurs, σ représente l'inverse de l'élasticité intertemporelle de substitution de la consommation, φ est l'inverse de l'élasticité de la désutilité du travail par rapport aux heures travaillées. Les préférences de consommation prennent une forme non séparable capturant ainsi l'idée que les ménages peuvent avoir de la formation d'habitude dans leurs choix de consommation. Il s'agit ici d'une externalité qui permet de prendre en compte l'effet d'une référence sociale - le niveau de vie moyen - sur les

¹⁰Ce choix n'influence nullement la robustesse des résultats présentés dans ce chapitre.

¹¹Le choix de cette spécification de la fonction d'utilité est imposé par le manque de données : il aurait été préférable d'introduire une fonction d'utilité telle que les consommations des employés et les chômeurs soient différentes. Mais il n'existe pas de séries sur la zone euro distinguant la consommation des employés de celle des chômeurs.

comportements de consommation (Abel, 1990)¹². Le paramètre $\gamma \in [0, 1)$ représente le paramètre de formation d’habitude mesurant l’effet du stock sur l’utilité courante. Dans ce chapitre nous travaillons avec des valeurs strictement positives de γ . Fuhrer (2000) et Sahuc (2002) ont montré que l’hypothèse de formation d’habitude permet au modèle de se rapprocher des réponses empiriques de la production (ainsi que de l’inflation) aux chocs de politique monétaire. Le stock d’habitude est supposé égal au niveau de la consommation agrégée de la période précédente, $\mathcal{H}_t = C_{t-1}$.

Le bien de consommation C_t est un agrégat de Dixit-Stiglitz d’une multiplicité de biens différenciés, indexés par $z \in [0, 1]$,

$$C_t = \left[\int_0^1 C_t(z)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (2.3)$$

où le paramètre $\theta > 1$ est l’élasticité de substitution entre les biens finals différenciés (ou de manière équivalente l’élasticité-prix de la demande). Pour un prix donné $P_t(z)$ du bien final z , cette spécification des préférences implique que la demande de ménages pour le bien z est

$$C_t(z) = \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} C_t \quad (2.4)$$

où l’indice du prix agrégé P_t est défini comme

$$P_t = \left[\int_0^1 P_t(z)^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (2.5)$$

En notant λ_t le multiplicateur de Lagrange sur (2.2), les conditions d’optimalité de ce programme sont données par les conditions du premier ordre :

$$\lambda_t = \varepsilon_{p,t} (C_t - \gamma \mathcal{H}_t)^{-\sigma}, \quad (2.6)$$

¹²Le terme utilisé par Abel pour ce type de préférences est “Catching up with the Joneses”, littéralement “rattrapage (du niveau de vie) des Dupont”.

$$(1 + i_t)^{-1} = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right]. \quad (2.7)$$

L'équation (2.6) égalise l'utilité marginale de la consommation à son prix. L'équation (2.7) détermine l'allocation intertemporelle de la richesse (équation d'Euler).

2.3.2 Appariement sur le marché du travail

L'allocation des ressources sur le marché du travail est supposée s'effectuer *via* un processus de recherche coûteux et non-coordonné.

Afin de prendre en compte l'information sur les quantités échangées, nécessaires au niveau individuel pour effectuer des transactions sur ce marché, nous supposons que l'embauche s'effectue suivant une fonction d'appariement. La fonction d'appariement est un concept hypothétique très pratique dont l'idée de base est que les efforts de recrutements des employeurs et les efforts de recherche des travailleurs servent de facteurs dans une fonction d'appariement du marché qui engendre de nouvelles embauches¹³. Cette formalisation des échanges sur le marché du travail suppose que le nombre d'embauches (M_t) par période, *i.e.* le nombre de recrutements, dépend du nombre de postes vacants (V_t) et du nombre de chômeurs (U_t) à la recherche d'un emploi. La fonction d'appariement peut alors s'écrire sous la forme suivante :

$$M_t = M(U_t, V_t) \quad (2.8)$$

La fonction $M(., .)$ vérifie les hypothèses usuelles d'une fonction de production néo-classique, y compris celle de rendements constants. Nous choisissons une forme Cobb-Douglas pour sa simplicité :

$$M_t = \tilde{m} U_t^\epsilon V_t^{1-\epsilon} \quad (2.9)$$

¹³Les firmes ont des emplois qui sont soit occupés soit vacants et les travailleurs ont soit un emploi soit sont au chômage, mais seuls les emplois vacants sont offerts et seuls les chômeurs sont engagés dans une recherche d'emploi.

où $\epsilon \in (0, 1)$ et $\tilde{m} > 0$ est un paramètre d'échelle.

Sachant que la population est normalisée à un et que N_t est le taux d'emploi, alors $U_t = 1 - N_t$ représente le taux de chômage. Afin de conserver une homogénéité dans les dimensions des deux inputs de la fonction d'appariement, V_t représente le taux d'emplois vacants.

Les emplois vacants et les chômeurs qui sont appariés à la période t sont choisis aléatoirement dans les ensembles V_t et U_t . De plus, le processus stochastique qui gouverne l'état des emplois vacants durant un intervalle de temps suit une loi de Poisson de taux

$$\tau_t = \frac{M(U_t, V_t)}{V_t}. \quad (2.10)$$

En d'autres termes, τ_t peut être interprété comme la probabilité instantanée qu'une vacance de poste soit pourvue. De ce fait, la durée moyenne de vacance à l'état stationnaire est $1/\bar{\tau}$.

De manière similaire, la probabilité instantanée qu'un chômeur trouve un emploi vacant est donnée par :

$$\varrho_t = \frac{M(U_t, V_t)}{U_t} \quad (2.11)$$

ce qui se traduit par une durée moyenne de chômage à l'état stationnaire de $1/\bar{\varrho}$ ¹⁴.

L'examen des probabilités de sortie du chômage et de l'emploi montre qu'il existe des externalités d'échange. L'accroissement du nombre d'emplois vacants diminue la probabilité de pourvoir un emploi vacant et augmente celle de sortie du chômage. Les chômeurs ont donc intérêt à ce que les entreprises créent des emplois, mais chaque entreprise a intérêt à ce que le nombre de postes vacants soit le plus faible possible, afin de bénéficier de nombreux postulants pour les emplois qu'elle propose. Chaque chômeur a aussi intérêt à ce que les autres demandeurs d'emploi se retirent du marché du travail, afin de ne pas être en concurrence avec

¹⁴ $\bar{\tau}$ et $\bar{\varrho}$ représentent les taux à l'équilibre de flux.

eux. Les externalités inter-groupes sont donc positives, tandis que les externalités intra-groupes sont négatives, elles correspondent à des effets de congestion.

A chaque date t , il existe un nombre de séparations (licenciements et départs volontaires) dont le taux est exogène et constant dans le temps. Ceci est pris en compte par le taux naturel de départ d'emploi $s \in [0, 1]$. Suivant ces hypothèses, l'évolution de l'emploi (N_t), au niveau macroéconomique, est donnée par :

$$N_{t+1} = (1 - s)N_t + M_t \quad (2.12)$$

Ainsi, les appariements qui ont lieu à la période t ne sont productifs qu'à la période suivante (l'emploi est prédéterminé). Les entreprises produisent avec le stock de main d'oeuvre résultant de leur politique d'embauche de la période précédente.

2.3.3 Les grossistes

Nous considérons une firme représentative qui agit sur un marché parfaitement concurrentiel et prend des décisions d'investissement et d'embauche. A chaque période, cette firme utilise du capital physique (K_t) et du travail (les heures totales, $N_t H_t$) comme facteurs de production afin de produire un bien intermédiaire homogène (X_t^w) qui ne peut être consommé et sera vendu aux détaillants au prix relatif $\Upsilon_t = P_t^W / P_t$ pour produire le bien final différencié. Pour cela, elle utilise une technologie à rendements d'échelle constants par rapport aux facteurs productifs :

$$\begin{aligned} X_t^w &= f(\varepsilon_{a,t}, \varkappa_t K_t, N_t H_t) \\ &= \varepsilon_{a,t} (\varkappa_t K_t)^\phi (N_t H_t)^{1-\phi} \end{aligned} \quad (2.13)$$

où $\phi \in (0, 1)$, \varkappa_t est le taux d'utilisation du capital et $\varepsilon_{a,t}$ est un choc technologique exogène supposé suivre une processus autorégressif d'ordre un avec un terme d'erreur $\eta_{a,t}$ gaussien i.i.d. : $\ln(\varepsilon_{a,t}) = (1 - \rho_a) \ln(\bar{\varepsilon}_a) + \rho_a \ln(\varepsilon_{a,t-1}) + \eta_{a,t}$.

La modélisation de l'investissement suit le modèle du Q de Tobin, qui lie les décisions d'investissement à la rentabilité courante et future attendue du capital d'une firme¹⁵. Ce modèle suppose que l'investissement est sujet à des coûts d'ajustements qui sont une fonction convexe des variations de stock de capital de la firme. Une condition nécessaire est la convexité entraînant que ces coûts d'installation augmentent à taux croissant et qu'une accumulation de capital trop rapide est plus coûteuse.

Le stock de capital physique de la firme évolue comme suit :

$$K_{t+1} = (1 - \delta(\varkappa_t)) K_t + I_t \quad (2.14)$$

où I_t représente les dépenses en biens d'investissement à la date t et $\delta(\varkappa_t)$, le taux de dépréciation du capital. C'est une fonction convexe, positive et croissante du taux d'utilisation définie par

$$\delta(\varkappa_t) = \tilde{\delta} \frac{\varkappa_t^d}{d} \quad (2.15)$$

et qui mesure le degré d'utilisation du capital (plus la firme utilise son capital et plus ce dernier se déprécie, Greenwood *et al.*, 1988, King et Rebelo, 1999). $\tilde{\delta} > 0$ est un paramètre d'échelle.

Les coûts d'ajustement prennent la forme quadratique suivante :

$$A(I_t, K_t, \varkappa_t) = \frac{\Theta}{2} \left(\frac{I_t}{K_t} - \delta(\varkappa_t) \right)^2 K_t \quad (2.16)$$

avec $\Theta > 0$.

L'activité de recherche d'employés est une activité économiquement coûteuse pour la firme. A chaque période, on suppose que le coût réel de cette activité est $\varsigma > 0$ par emploi vacant¹⁶. Ainsi, l'entreprise contrôle son embauche *via* son investissement en emploi vacant. En effet, à chaque période l'entrée de nouveaux employés est donnée par le produit du taux de succès de l'allocation des postes vacants τ_t , exogène pour la firme, par

¹⁵Voir Gertler et Gilchrist (2000) pour une évaluation des conséquences macroéconomiques des délais d'investissement dans un cadre à prix rigides.

¹⁶Ce coût est payé en termes de biens finals.

son effort de recherche mesuré par le nombre d'emplois vacants ouverts V_t . De plus, cette firme paie des coûts salariaux, donnés par $W_t N_t H_t$.

La firme représentative choisit les séquences d'emplois vacants, d'investissement et de taux d'utilisation de manière à maximiser l'espérance de la somme actualisée de ses profits :

$$\mathbb{E}_t \left\{ \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} [\Upsilon_{t+j} f(\varkappa_{t+j} K_{t+j}, N_{t+j} H_{t+j}) - W_{t+j} N_{t+j} H_{t+j} - \varsigma V_{t+j} - (I_{t+j} + A(I_{t+j}, K_{t+j}, \varkappa_{t+j}))] \right\} \quad (2.17)$$

sous les contraintes suivantes :

$$N_{t+j+1} = (1 - s) N_{t+j} + \tau_{t+j} V_{t+j}, \quad (2.18)$$

$$K_{t+j+1} = (1 - \delta(\varkappa_{t+j})) K_{t+j} + I_{t+j}. \quad (2.19)$$

$\beta^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t}$ est le facteur d'escompte pertinent entre t et $t + j$, où $\frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t}$ est le ratio de l'utilité marginale de la consommation en $t + j$ sur l'utilité marginale en t ¹⁷.

Notons Q_t^N et Q_t^K , les multiplicateurs de Lagrange associés respectivement aux deux contraintes. Ils peuvent s'interpréter comme un Q de Tobin pour le capital physique et un Q de Tobin équivalent pour le travail. Les conditions du premier ordre du programme du grossiste sont alors données par :

¹⁷Le facteur d'escompte des firmes $\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j \frac{\lambda_{t+i}}{\lambda_t}$ n'est rien d'autre que l'actualisation des taux d'intérêt réels : $\sum_{j=0}^{\infty} \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i-1})^{-1}$ où $1 + r_t = \mathbb{E}_t \left[(1 + i_t) \frac{P_t}{P_{t+1}} \right]$.

$$Q_t^N = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\Upsilon_{t+1} f'_{N_{t+1}} - W_{t+1} H_{t+1} + (1-s) Q_{t+1}^N \right) \right] \quad (2.20)$$

$$Q_t^N = \frac{s}{\tau_t} \quad (2.21)$$

$$Q_t^K = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\Upsilon_{t+1} f'_{K_{t+1}} - A'_{K_{t+1}} + (1-\delta) Q_{t+1}^K \right) \right] \quad (2.22)$$

$$Q_t^K = 1 + A'_{I_t} \quad (2.23)$$

$$\Upsilon_t f'_{z_t} = K_t \delta'_{z_t} \quad (2.24)$$

L'équation (2.20) définit le Q de Tobin pour l'emploi, Q_t^N , comme le profit qu'un nouvel employé rapporte à la firme en $t+1$ plus le Q de Tobin espéré qui est 0 avec probabilité s si le travailleur quitte la firme et Q_{t+1}^N s'il reste dans l'entreprise à la période suivante. L'équation (2.21) est la condition de libre entrée : elle égalise le coût de poster un emploi vacant à l'espérance de la valeur marginale de l'emploi de demain. L'équation (2.22) indique que le rendement sur le capital doit être égal aux coûts d'opportunité. L'équation (2.23) montre que la firme doit investir jusqu'à ce que le coût d'acquisition du capital égalise la valeur du capital, et l'équation (2.24) égalise les bénéfices des services additionnels du capital aux coûts de remplacement du capital.

En combinant (2.20) + (2.21), et (2.22) + (2.23), les conditions du premier ordre se réduisent aux expressions suivantes :

$$\frac{s}{\tau_t} = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\Upsilon_{t+1} f'_{N_{t+1}} - W_{t+1} H_{t+1} + (1-s) \frac{s}{\tau_{t+1}} \right) \right], \quad (2.25)$$

$$1 + A'_{I_t} = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \left(\Upsilon_{t+1} f'_{K_{t+1}} - A'_{K_{t+1}} + (1-\delta) \left(1 + A'_{I_{t+1}} \right) \right) \right], \quad (2.26)$$

$$\Upsilon_t f'_{z_t} = K_t \delta'_{z_t}. \quad (2.27)$$

2.3.4 La détermination des salaires et des heures

L'appariement entre un ménage et une firme engendre un surplus pour ces deux agents. Le ménage et la firme renégocient le salaire et les heures travaillées à chaque période, ce qui permet de déterminer le coût du travail de la période t sachant les réalisations des aléas de la période. La négociation salariale et des heures est formalisée selon la règle de Nash généralisée. Avant la négociation, aucun échange n'a effectivement été réalisé sur les marchés : c'est à l'issue de cette négociation que le ménage va savoir s'il est chômeur ou s'il est employé. De même, l'issue de cette négociation détermine les emplois vacants pourvus par la firme. Sachant qu'il y a un ménage représentatif et une firme représentative, on se situe directement à la solution d'équilibre symétrique de ce modèle.

Pour la firme représentative, le surplus dégagé, lorsqu'un emploi vacant est pourvu, est égal à la valeur marginale de l'emploi. En effet, ce surplus correspond à l'accroissement marginal de la somme actualisée des profits lorsque la firme augmente marginalement le nombre de ses employés. En notant Ω_t^F la fonction valeur de la firme en t , la valeur marginale de l'emploi pour elle est donnée par :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \Omega_t^F}{\partial N_t} &= (1 - \phi) \frac{\Upsilon_t Y_t}{N_t} - W_t H_t + \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{\partial N_{t+1}}{\partial N_t} \frac{\partial \Omega_{t+1}^F}{\partial N_{t+1}} \right] \\
&= (1 - \phi) \frac{\Upsilon_t Y_t}{N_t} - W_t H_t + \beta(1 - s) \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1}}{\lambda_t} \frac{\partial \Omega_{t+1}^F}{\partial N_{t+1}} \right] \\
&= (1 - \phi) \frac{\Upsilon_t Y_t}{N_t} - W_t H_t + \frac{\varsigma}{\tau_t} (1 - s) \tag{2.28}
\end{aligned}$$

Comme pour la firme, l'objectif du ménage est de maximiser la valeur marginale de l'emploi. En notant Ω_t^H la fonction valeur d'un ménage en t . La valeur marginale de l'emploi pour lui est donnée par :

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \Omega_t^H}{\partial N_t} &= \lambda_t W_t H_t - \varepsilon_{p,t} \frac{H_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial N_{t+1}}{\partial N_t} \frac{\partial \Omega_{t+1}^H}{\partial N_{t+1}} \right] \\
&= \lambda_t W_t H_t - \varepsilon_{p,t} \frac{H_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} + \beta(1 - s - \varrho_t) \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial \Omega_{t+1}^H}{\partial N_{t+1}} \right] \tag{2.29}
\end{aligned}$$

Le salaire réel et les heures travaillées sont alors déterminé comme la solution du problème de maximisation du critère de Nash suivant, dans lequel le surplus de chaque agent est donné par la valeur marginale d'un emploi en termes de biens finals :

$$\max_{\{W_t, H_t\}} \left(\frac{\partial \Omega_t^H}{\lambda_t \partial N_t} \right)^\varpi \left(\frac{\partial \Omega_t^F}{\partial N_t} \right)^{(1-\varpi)} \quad (2.30)$$

où $0 \leq \varpi \leq 1$ est le pouvoir de négociation relatif des travailleurs.

Les conditions d'optimalité de ce problème sont :

$$\varpi \frac{\partial \Omega_t^F}{\partial N_t} = (1 - \varpi) \frac{\partial \Omega_t^H}{\lambda_t \partial N_t} \quad (2.31)$$

$$\varpi \left[\frac{W_t - (\varepsilon_{p,t} H_t^\varphi) / \lambda_t}{\partial \Omega_t^H / (\lambda_t \partial N_t)} \right] = (1 - \varpi) \left[\frac{\left(W_t - (1 - \phi)^2 \frac{\Upsilon_t Y_t}{N_t H_t} \right)}{\partial \Omega_t^F / \partial N_t} \right] \quad (2.32)$$

L'équation (2.31) donne la règle de partage du surplus entre la firme et l'employé. En l'itérant d'une période dans le futur et en multipliant par $\frac{\beta}{\lambda_t}$, nous obtenons :

$$\varpi \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1} \partial \Omega_{t+1}^F}{\lambda_t \partial N_{t+1}} \right] = (1 - \varpi) \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial \Omega_{t+1}^H}{\lambda_t \partial N_{t+1}} \right] \quad (2.33)$$

Puis, en utilisant l'égalité suivante : $\beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\lambda_{t+1} \partial \Omega_{t+1}^F}{\lambda_t \partial N_{t+1}} \right] = \frac{\varsigma}{\tau_t}$, nous avons,

$$\frac{\varsigma}{\tau_t} = \frac{1 - \varpi}{\varpi} \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\partial \Omega_{t+1}^H}{\lambda_t \partial N_{t+1}} \right] \quad (2.34)$$

Ensuite, en combinant cette dernière équation avec les expressions des surplus et la règle de partage, nous pouvons dériver la dynamique des salaires :

$$W_t = \varpi \left((1 - \phi) \frac{\Upsilon_t Y_t}{N_t H_t} + \frac{\varsigma}{H_t} \frac{V_t}{U_t} \right) + (1 - \varpi) \left(\frac{\varepsilon_{p,t}}{\lambda_t} \frac{H_t^\varphi}{1 + \varphi} \right) \quad (2.35)$$

Enfin, en combinant les équations (2.31) et (2.32), nous obtenons la dynamique des heures :

$$(1 - \phi)^2 \frac{\Upsilon_t Y_t}{N_t H_t} = \varepsilon_{p,t} \frac{H_t^\varphi}{\lambda_t} \quad (2.36)$$

2.3.5 Les détaillants

Il existe un continuum de détaillants en concurrence monopolistique indexés par z sur l'intervalle $[0, 1]$. Chaque détaillant vit indéfiniment et produit un bien final différencié $Y_t(z)$ à l'aide d'une technologie qui transforme une unité de biens intermédiaires en une unité de biens finals, d'où $Y_t(z) = X_t^w(z)$. Les firmes du secteur des détaillants achètent la production des grossistes au prix Υ_t (qui est donc tout naturellement le coût marginal réel d'une firme) et le vendent directement aux ménages et au gouvernement.

Afin de simplifier le problème, nous supposons que le gouvernement et le grossiste ont les mêmes allocations intratemporelles optimales de biens différenciés que le ménage représentatif. Cela entraîne que la courbe de demande à laquelle fait face chaque détaillant est donnée par :

$$Y_t(z) = \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\theta} Y_t. \quad (2.37)$$

La production finale peut être soit transformée en un seul type de bien de consommation, soit investie, soit consommée par le gouvernement, soit dépensée en coûts par emplois vacants ou en coûts d'ajustement du capital. En particulier, la contrainte de ressource totale est donnée par :

$$Y_t = C_t + I_t + G_t + \varsigma V_t + A_t. \quad (2.38)$$

Nous introduisons maintenant une rigidité nominale sous une forme modifiée du mode de fixation des prix visqueux à la Calvo (1983). Ce modèle postule qu'à chaque période les détaillants ne peuvent modifier leur prix que selon une probabilité $(1 - \alpha)$, indépendante du temps écoulé depuis

leur dernière révision de prix. La durée moyenne de fixation des prix, autrement dit le temps moyen entre deux révisions de prix, est alors $\frac{1}{1-\alpha}$. La fraction restante α des firmes ajuste le prix à l'aide d'une règle simple :

$$P_t(z) = \pi_{t-1} P_{t-1}(z). \quad (2.39)$$

où $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ est le taux d'inflation. Le prix moyen des firmes qui ne peuvent modifier leur prix est simplement le niveau du prix de la période précédente normalisé par l'inflation de la période précédente ($\pi_{t-1} P_{t-1}$). Comme l'expliquent Christiano *et al.* (2001), cette spécification est préférable car la spécification usuelle décrite par Yun (1996), $P_t(z) = \bar{\pi} P_{t-1}(z)$, où $\bar{\pi}$ est le taux d'inflation à l'état stationnaire, n'engendre pas assez d'inertie de l'inflation.

La fonction objectif des détaillants qui ont la possibilité de modifier leur prix en période t implique qu'ils choisissent $P_t^*(z)$ de façon à maximiser

$$\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \left[\frac{P_t^*(z) P_{t+j-1}}{P_{t+j} P_{t-1}} - \Upsilon_{t+j} \right] Y_{t+j}(z) \quad (2.40)$$

sous la contrainte de la courbe de demande (2.37).

$Y_{t+j}(z)$ est la fonction de demande de la firme pour sa production en $t+j$ conditionnellement au prix fixé en t .

En conséquence, après quelques manipulations algébriques, la condition du premier ordre associée à la maximisation de (2.40) est donnée par :

$$P_t^*(z) = \frac{\theta}{\theta-1} \frac{\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \left(\frac{P_{t+j} P_{t-1}}{P_{t+j-1}} \right)^{\theta} Y_{t+j} \Upsilon_{t+j}}{\mathbb{E}_t \sum_{j=0}^{\infty} (\alpha\beta)^j \frac{\lambda_{t+j}}{\lambda_t} \left(\frac{P_{t+j} P_{t-1}}{P_{t+j-1}} \right)^{\theta-1} Y_{t+j}} \quad (2.41)$$

où $\frac{\theta}{\theta-1}$ est le markup à l'état stationnaire.

Enfin, puisqu'il n'y a pas de facteurs spécifiques aux firmes qui peuvent modifier les décisions de prix, les détaillants qui ajustent leur

prix en t choisissent le même nouveau prix P_t^* et le même niveau de production. La dynamique de l'indice des prix à la consommation est définie par,

$$P_t = \left[\alpha (\pi_{t-1} P_{t-1})^{1-\theta} + (1-\alpha) P_t^{*1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (2.42)$$

2.3.6 Politiques fiscale et monétaire

Nous bouclons le modèle en spécifiant le comportement du gouvernement. Celui-ci conduit les politiques fiscale et monétaire. Nous supposons que les dépenses gouvernementales (G_t) sont exogènes et sont financées par une taxe forfaitaire et la création de titres. Puisque nous ne considérons pas de taxes "distorsives", le gouvernement fait face à la contrainte budgétaire suivante :

$$G_t = T_t + \frac{B_{t+1}/(1+i_t) - B_t}{P_t} \quad (2.43)$$

La loi d'évolution des dépenses gouvernementales est donnée par :

$$\ln(G_t) = (1 - \rho_g) \ln(\bar{G}) + \rho_g \ln(G_{t-1}) + \varepsilon_{g,t}$$

où $\varepsilon_{g,t}$ est un choc de dépenses publiques i.i.d., et $\rho_g < 1$.

Afin de nous concentrer sur la politique monétaire, nous supposons que les autorités fiscales veillent, à chaque instant, à assurer la "soutenabilité" de la politique adoptée. En d'autres termes, la contrainte budgétaire intertemporelle de l'Etat est toujours équilibrée et la politique fiscale est toujours *Ricardienne*.

Nous supposons, en outre, que le taux d'intérêt de court terme (i_t) est l'instrument privilégié des autorités monétaires (ici le gouvernement). Les autorités monétaires adoptent une règle de taux d'intérêt de type Taylor car elle est jugée très simple, facile à mettre en oeuvre par la banque centrale et aisément vérifiable, a posteriori, pour le secteur privé. La communication des orientations de la politique monétaire au grand

public s'en trouve clarifiée. Le taux d'intérêt s'ajuste aux déviations de l'inflation par rapport à sa valeur d'état stationnaire et de la production à sa valeur naturelle, c'est-à-dire le niveau d'équilibre de la production lorsque les prix sont flexibles (Y_t^n). Nous introduisons également un ajustement partiel des taux d'intérêt afin de capturer le lissage visible dans les données (voir à ce sujet le chapitre 1). La règle est alors

$$(1 + i_t) = (1 + i_{t-1})^{\psi_i} \left[\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{\psi_\pi} \left(\frac{Y_t}{Y_t^n} \right)^{\psi_y} \right]^{1-\psi_i} \exp(\varepsilon_{i,t}) \quad (2.44)$$

où $\varepsilon_{i,t}$ est un choc de politique monétaire i.i.d.

Dans cette équation, $\psi_i \in [0, 1]$, $\psi_y > 0$ et ψ_π prend une valeur supérieure à l'unité. Ces conditions sont suffisantes pour respecter le "principe de Taylor" qui garantit le fait que les effets de tensions inflationnistes sont contrecarrés par un durcissement de la politique monétaire d'une ampleur suffisante pour entraîner une hausse du taux d'intérêt réel¹⁸. Cette augmentation du taux d'intérêt est censée assurer, à son tour, la réduction de l'impact des tensions inflationnistes sur les décisions de consommation et de production courantes, et une maîtrise satisfaisante de la demande globale.

2.4 Evaluation quantitative

Un des objectifs de ce chapitre est de mesurer l'incidence des frictions sur le marché du travail sur la politique monétaire. A cette fin, cette section évalue les performances de modèles qui diffèrent par leurs degrés de rigidités. Nous présentons notre choix d'étalonnage et les comparaisons entre les modèles et leurs contreparties empiriques à l'aide des moments inconditionnels d'ordre deux. Enfin, les fonctions de réponses du modèle retenu sont dérivées. Elles montrent les mécanismes de transmission lors

¹⁸Une condition nécessaire garantissant la validité du principe de Taylor est probablement moins sévère, ψ_π doit pouvoir être inférieur à l'unité.

de chocs structurels et illustrent les propriétés dynamiques du modèle général.

2.4.1 Solution et étalonnage du modèle

Afin de pouvoir conduire des exercices de simulations de politiques économiques, nous devons au préalable avoir une approximation de la solution analytique en transformant le modèle en un système log-linéaire d'équations en différence. La stratégie est d'utiliser une approximation au premier ordre autour de l'état stationnaire (que nous supposons à inflation nulle) afin de remplacer les équations par leurs approximations, qui sont linéaires par rapport aux déviations logarithmiques des variables. Le système final qui s'exprime en termes de déviations de pourcentage autour de l'état stationnaire est présenté dans l'annexe B.

Nous résolvons ensuite le modèle en utilisant les méthodes développées par Anderson et Moore (1985) qui permettent de calculer les solutions de modèles à anticipations rationnelles. L'algorithme détermine si le modèle possède une solution unique ou s'il a une infinité voire aucune solution, et calcule une matrice codifiant les contraintes linéaires qui garantissent la convergence asymptotique. L'unicité des solutions du système requiert que la matrice de transition caractérisant le système linéaire possède autant de racines explosives que de variables non prédéterminées et autant de racines stables que de variables prédéterminées (ce sont les conditions dites de Blanchard et Kahn).

Les valeurs des paramètres sont choisies de telle manière que le modèle de la zone euro fluctue autour de son état stationnaire sur la période 1985-2000. Le choix de la période d'étalonnage répond à deux préoccupations : avoir la période la plus longue possible tout en évitant des ruptures trop significatives¹⁹. Les données de la zone euro retenues pour l'étalonnage

¹⁹L'étalonnage est ici préféré à une estimation car les données européennes sur le marché du travail sont incomplètes voire indisponibles (c'est le cas par exemple pour les séries d'heures travaillées ou d'emplois vacants). Tenter d'estimer le modèle

proviennent de la base de données de Fagan, Henry et Mestre (2001). Le modèle est alors étalonné sur données trimestrielles.

Le taux d'escompte et le coefficient d'aversion au risque sont standards dans la littérature des MEGIS. Le taux d'escompte β est fixé à 0,99, ce qui donne un taux d'intérêt réel annuel à l'état stationnaire de 4%. Nous fixons la valeur de l'inverse de l'élasticité de substitution intertemporelle à 1,535 et celle de l'inverse de l'élasticité de la désutilité au travail à 2,4, autrement dit à des valeurs identiques à celles estimées par Smets and Wouters (2003). Sahuc (2002) ou Smets et Wouters (2003) considèrent des valeurs de γ comprises entre 0,57 et 0,96. Nous retenons ici une valeur intermédiaire de 0,75.

En ce qui concerne le processus d'appariement et le marché du travail, nous utilisons les résultats du travail de synthèse de Petrongolo et Pissarides (2001) sur les études empiriques. Le paramètre de la fonction d'appariement de type Cobb-Douglas, nous le fixons à $\epsilon = 0,5$. Le pouvoir relatif de négociation est fixé à $\varpi = 0,5$ de telle façon à ce que les travailleurs et les employeurs aient le même pouvoir de négociation. La valeur du taux de séparation à l'état stationnaire est donnée par $s = (\bar{p}\bar{U}) / (1 - \bar{U})$. Nous choisissons d'étalonner le taux de chômage en retenant la valeur d'un taux de non emploi. La justification est double : (i) comme l'ont montré Moyen et Sahuc (2004), les heures travaillées sont une variable d'ajustement trop forte du fait notamment d'une dynamique trop pauvre de l'emploi. Il faut donc rendre l'emploi plus volatile ; (ii) une seconde justification est l'absence de décisions de participation au marché du travail dans ce modèle. On regroupe alors les chômeurs et les personnes qui ne participent pas au marché du travail (Andolfatto, 1996, den Haan *et al.*, 2000, Hairault, 2002). Nous retenons donc la valeur du taux d'emploi \bar{N} de 68,6% (d'où $\bar{U} = 31,4\%$), calculée par la BCE (tableau 1, BCE, 2002) en référence à la population active démographique.

avec une telle base de données introduirait trop d'erreurs de mesure (ou encore une incertitude de type "noise", définie dans le chapitre 1).

A l'aide de notre base de données de la zone euro, nous pouvons calculer plusieurs ratios à l'état stationnaire : la part des dépenses publiques dans le PIB (\bar{G}/\bar{Y}) est égale à 16,22% et la part de la consommation dans le PIB (\bar{C}/\bar{Y}) est égale à 62,56%. Le taux de dépréciation du capital est fixé à 2% de façon à rendre compatible la part de l'investissement dans le PIB ($\bar{I}/\bar{Y} = 20,22\%$) avec le coefficient de capital ($\bar{K}/\bar{Y} = 9,68$). La part du capital est obtenue en estimant une fonction de production par moindres carrés ordinaires : le paramètre estimé est $\phi = 0,35$. D'après le travail empirique de Basu et Kimball (1997) sur données américaines, l'élasticité de la dépréciation marginale au taux d'utilisation (d) devrait être fixée autour de un. Cependant, le choix de la valeur de ce paramètre est loin d'être anodin car le taux d'utilisation est la seconde variable de la fonction de production à être non prédéterminée : un véritable arbitrage entre les heures travaillées et l'utilisation du capital doit être pris en compte. Plus d est grand est plus il est coûteux d'utiliser son capital (on préfère utiliser le facteur travail), à l'inverse plus d tend vers 0 et moins le capital se déprécie (on préfère utiliser le facteur capital). Les expériences de King et Rebelo (1999) ont montré que des valeurs faibles de d sont importantes pour obtenir un phénomène d'amplification réaliste. Une raison supplémentaire de choisir une valeur faible est de réduire l'effet des heures travaillées mis en avant par Moyen et Sahuc (2004). Par conséquent, nous fixons d à 0,8.

La fonction de réaction des autorités monétaires est supposée être une règle de type Taylor inertielle avec des valeurs usuelles pour ses paramètres (Clarida *et al.*, 1998) : $\psi_i = 0,9$, $\psi_\pi = 1,5$ et $\psi_y = 0,5$.

Les valeurs des coefficients autorégressifs et des variances des chocs sont celles obtenues par Smets et Wouters (2003).

Le degré de rigidité nominale déterminé par la part des firmes qui ne peuvent pas ajuster leurs prix (α) et le degré de rigidités réelles provenant du marché du travail *via* les deux probabilités à l'état stationnaire $\bar{\tau}$ et $\bar{\varrho}$, sont plus difficiles à évaluer. Ils sont alors pris comme paramètres libres et

nous allons, dans la sous-section suivante, utiliser les corrélations croisées pour déterminer leurs possibles valeurs.

Le tableau 2.5 résume les choix d'étalonnage.

Description	Paramètre	Valeur trim.
Inverse de l'élasticité intertemp. de substitution	σ	1,353
Inverse de l'élasticité de désutilité du travail	φ	2,400
Facteur d'escompte	β	0,990
Paramètre de formation d'habitude	γ	0,750
Probabilité de ne pas modifier les prix	α	0,750-0,900
Part du capital	ϕ	0,350
Taux de dépréciation du capital	δ	0,020
Elasticité-prix de la demande	θ	11
Paramètre de coût d'ajustement du capital	Θ	6
Elasticité du taux d'utilisation des capacités	d	0,8
Paramètre du coût de vacance	ς	0,100
Pouvoir de négociation	ϖ	0,500
Elasticité dans la fonction d'appariement	ϵ	0,500
Coefficient du taux d'intérêt retardé dans la règle	ψ_i	0,900
Coefficient de l'inflation dans la règle	ψ_π	1,500
Coefficient de l'écart de production dans la règle	ψ_y	0,500
Taux de non emploi	\bar{U}	0,314
Paramètre autorégressif, choc de préférence	ρ_p	0,850
Paramètre autorégressif, choc technologique	ρ_a	0,850
Paramètre autorégressif, choc gouvernemental	ρ_g	0,850
Variance du choc de taux d'intérêt	$\sigma_{\varepsilon_i}^2$	0,100
Variance du choc de préférence	$\sigma_{\varepsilon_p}^2$	0,350
Variance du choc technologique	$\sigma_{\varepsilon_a}^2$	0,600
Variance du choc de dépenses publiques	$\sigma_{\varepsilon_g}^2$	0,300

Tab. 2.5 - Etalonnage du modèle de la zone euro

2.4.2 Les moments inconditionnels du second ordre

Une évaluation de la performance quantitative d'un modèle et des mécanismes dynamiques de transmission peut être menée en comparant les moments du second ordre des séries simulées sur la base du modèle théorique avec leurs contreparties observables. Cela va nous permettre d'identifier les degrés de rigidités nominales et réelles nécessaires à la zone euro.

Les moments de l'échantillon sont calculés à l'aide des données préalablement filtrées avec le filtre d'Hodrick-Prescott et nous utilisons des simulations de Monte Carlo du modèle afin de générer une moyenne de 10000 séries simulées de taille 60.

En suivant les statistiques concernant les durées de chômage et d'emploi vacant présentées dans la première section, nous simulons le modèle pour quatre jeux de paramètres qui dépendent du degré de rigidités du niveau des prix et du marché du travail selon le tableau suivant²⁰ :

Degré de	rigidités nominales	rigidités du marché du travail
<i>Spécification 1</i>	faible	faible
<i>Spécification 2</i>	faible	forte
<i>Spécification 3</i>	forte	faible
<i>Spécification 4</i>	forte	forte

²⁰Nous aurions pu utiliser le critère RMSECC, défini plus loin, pour déterminer les valeurs de α , $\bar{\varrho}$ et $\bar{\tau}$. Cependant, l'objectif n'est pas de calculer les valeurs optimales pour ces paramètres mais de comparer deux niveaux de rigidités nominale et réelle (liées au marché du travail). Notons également que nous avons initialement réalisé cet exercice pour un grand nombre de jeux de ces paramètres mais nous présentons seulement les plus caractéristiques.

1. Spécification 1 : $\alpha = 0,75$ (les prix sont fixés en moyenne pour un an), $\bar{\varrho} = 0,5$ (la durée moyenne de chômage est de six mois) et $\bar{\tau} = 0,95$ (la durée moyenne d'un emploi vacant est de trois mois) ;
2. Spécification 2 : $\alpha = 0,75$ (les prix sont fixés en moyenne pour un an), $\bar{\varrho} = 0,25$ (la durée moyenne de chômage est d'un an) et $\bar{\tau} = 0,5$ (la durée moyenne d'un emploi vacant est de six mois) ;
3. Spécification 3 : $\alpha = 0,9$ (les prix sont fixés en moyenne pour deux ans et demi), $\bar{\varrho} = 0,5$ (la durée moyenne de chômage est de six mois) et $\bar{\tau} = 0,95$ (la durée moyenne d'un emploi vacant est de trois mois) ;
4. Spécification 4 : $\alpha = 0,9$ (les prix sont fixés en moyenne pour deux ans et demi), $\bar{\varrho} = 0,25$ (la durée moyenne de chômage est d'un an) et $\bar{\tau} = 0,5$ (la durée moyenne d'un emploi vacant est de six mois).

Les résultats sont visualisés sur les figures 2.2a à 2.2d. Les barres grisées représentent les corrélations croisées des données et les barres sombres sont celles du modèle simulé. Le modèle avec un degré de rigidité nominale usuel ($\phi = 0,75$) est incapable de reproduire des corrélations croisées identiques à celles des données, même si l'augmentation du degré de rigidité réelle améliore sensiblement l'ajustement global de corrélations dynamiques.

En fait, nous avons besoin d'un fort degré de rigidité nominale ($\phi = 0,9$) pour reproduire la dynamique des données. La principale raison à cela provient du fait que la sensibilité du coût marginal à la production est fortement reliée à la capacité de la firme à ajuster ses facteurs de production. Dans notre modèle, les deux variables non prédéterminées (le taux d'utilisation du capital et les heures travaillées) introduisent une marge additionnelle par laquelle les firmes peuvent répondre aux chocs non anticipés, réduisant ainsi l'effet de la production sur le coût marginal. En d'autres termes, le taux d'utilisation du capital et les heures travaillées ont pour résultat un aplatissement des coûts marginaux entraînant à son tour la possibilité de rigidités des prix endogènes (effet

renforcé par l'hypothèse de rendement d'échelle constant dans la fonction de production). En outre, les modèles de prix visqueux standards avec capital sont sujets à des coûts marginaux de court terme croissants qui amortissent à leur tour la réponse de la production. Les effets réels des chocs sur la production sont alors très faibles dans ce type de modèle et ne peuvent s'accomplir qu'en supposant un fort degré de rigidité nominale.

De plus, lorsque des durées élevées de chômage et d'emplois vacants (spécification 4) sont introduites, les retards et les avances des corrélations croisées de la plupart des variables sont quasiment identiques (en signe et en amplitude) à celles des données. Par exemple, on remarque que la consommation, l'investissement ou l'emploi sont fortement procycliques alors que le capital ou le taux d'intérêt sont contracycliques. Le modèle possède aussi de bonnes performances en ce qui concerne la dynamique du chômage.

Les corrélations entre le chômage et la production sont généralement contracycliques comme le prédisent les données et la corrélation négative entre l'inflation et le chômage reflète la relation de Phillips. Ce n'est pas surprenant car c'est un élément usuel dans les modèles incluant de la non neutralité de la monnaie à court terme et de l'appariement sur le marché du travail (voir par exemple Chéron et Langot, 1999, ou Cooley et Quadrini, 1999). Comme le soulignent ces auteurs, le fait stylisé associé à la courbe de Phillips est vu comme un outil important dans la conduite de la politique monétaire. Un modèle cherchant à alimenter le débat de politique monétaire, comme celui-ci, doit tenir compte de la courbe de Phillips.

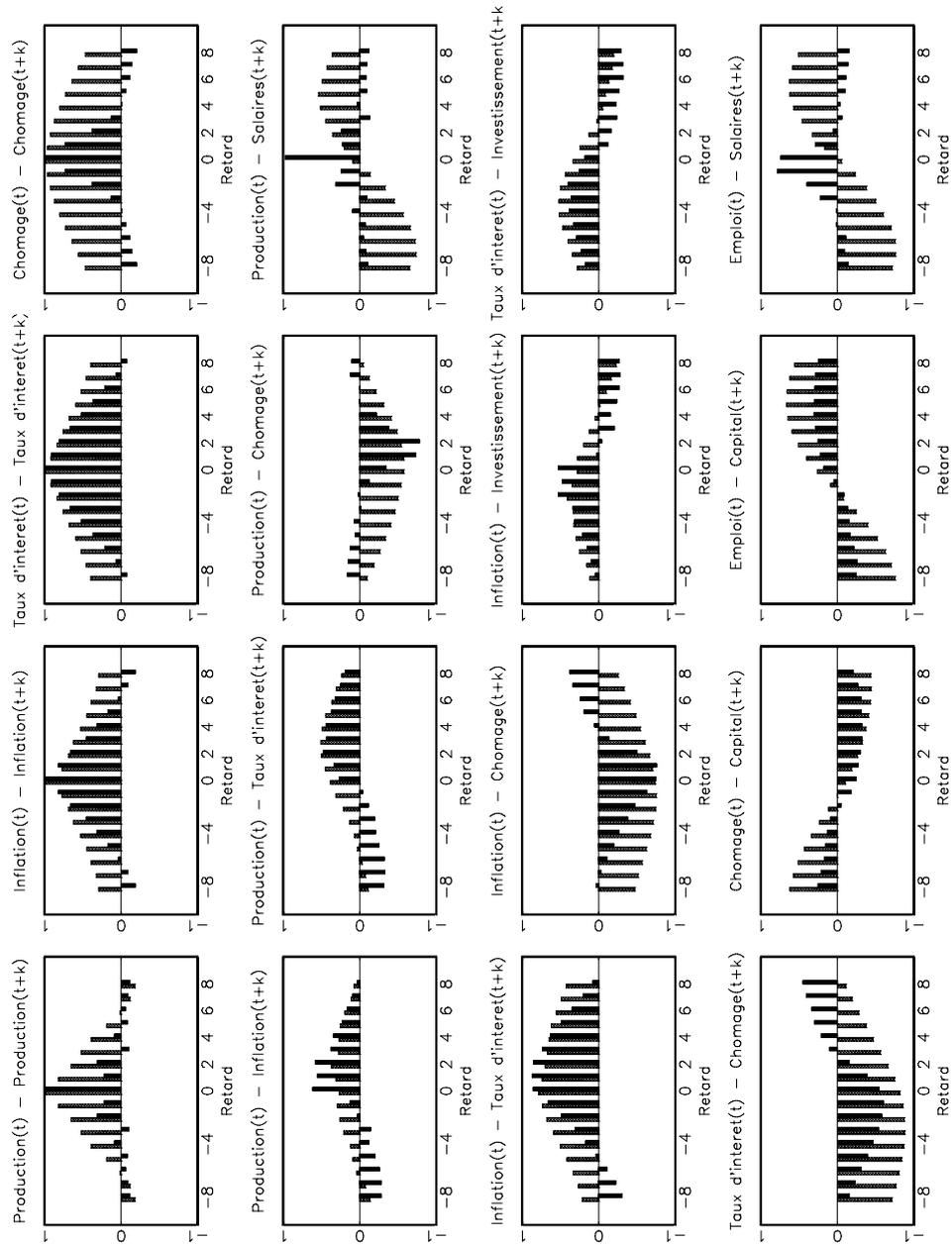


Fig. 2.2a - Comparaison des corrélations croisées du MEGIS et des données (spécification 1)

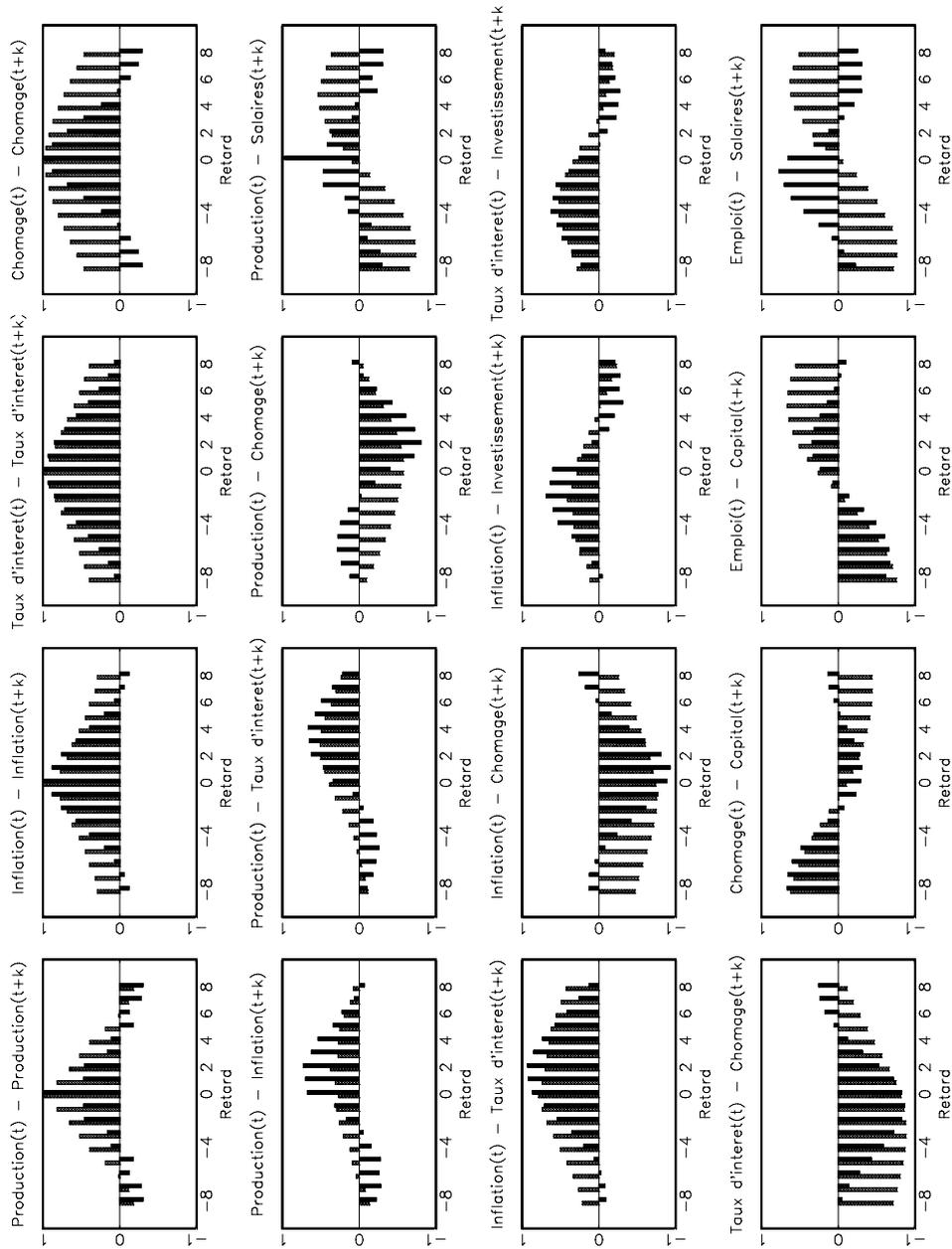


Fig. 2.2b - Comparaison des corrélations croisées du MEGIS et des données (spécification 2)

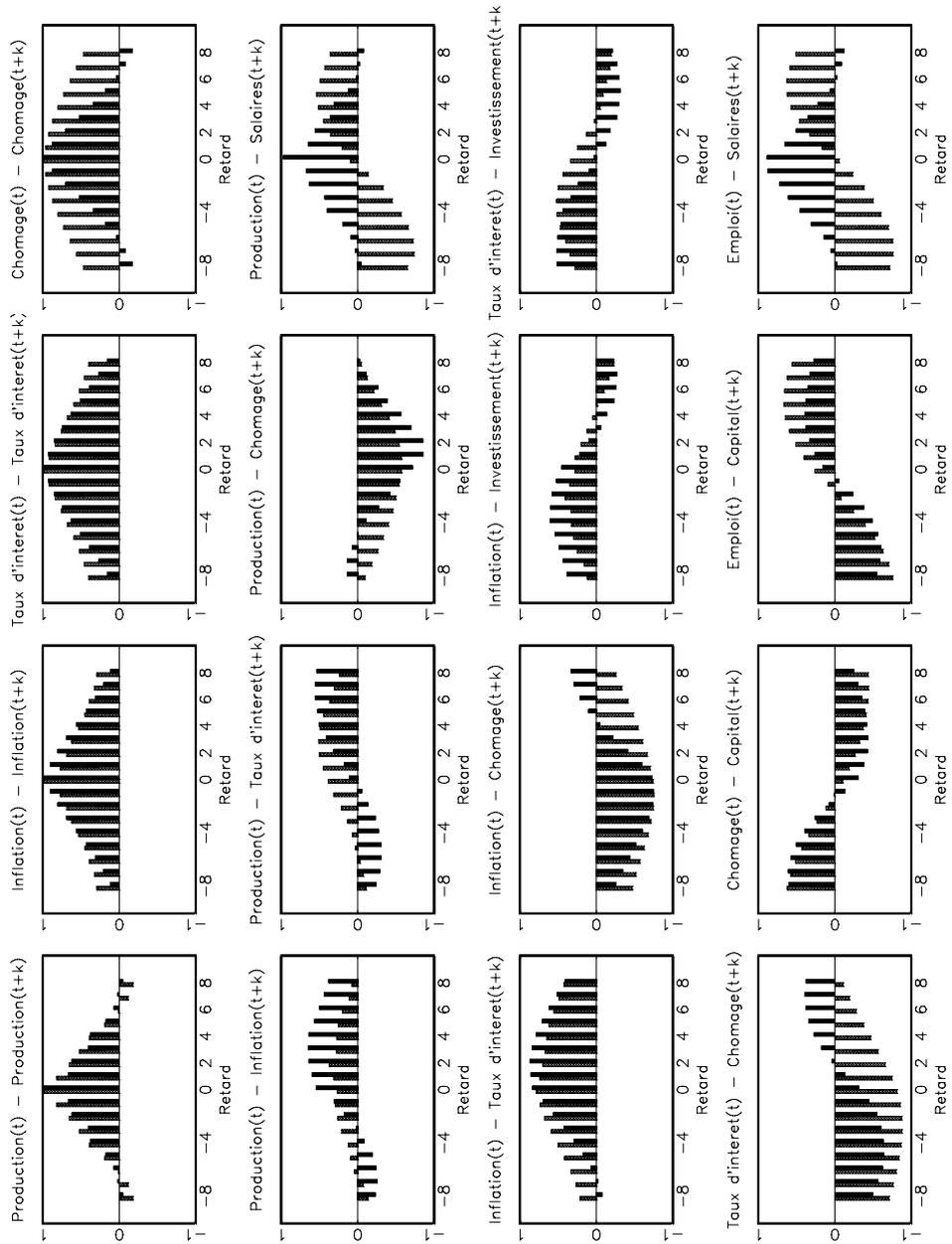


Fig. 2.2c - Comparaison des corrélations croisées du MEGIS et des données (spécification 3)

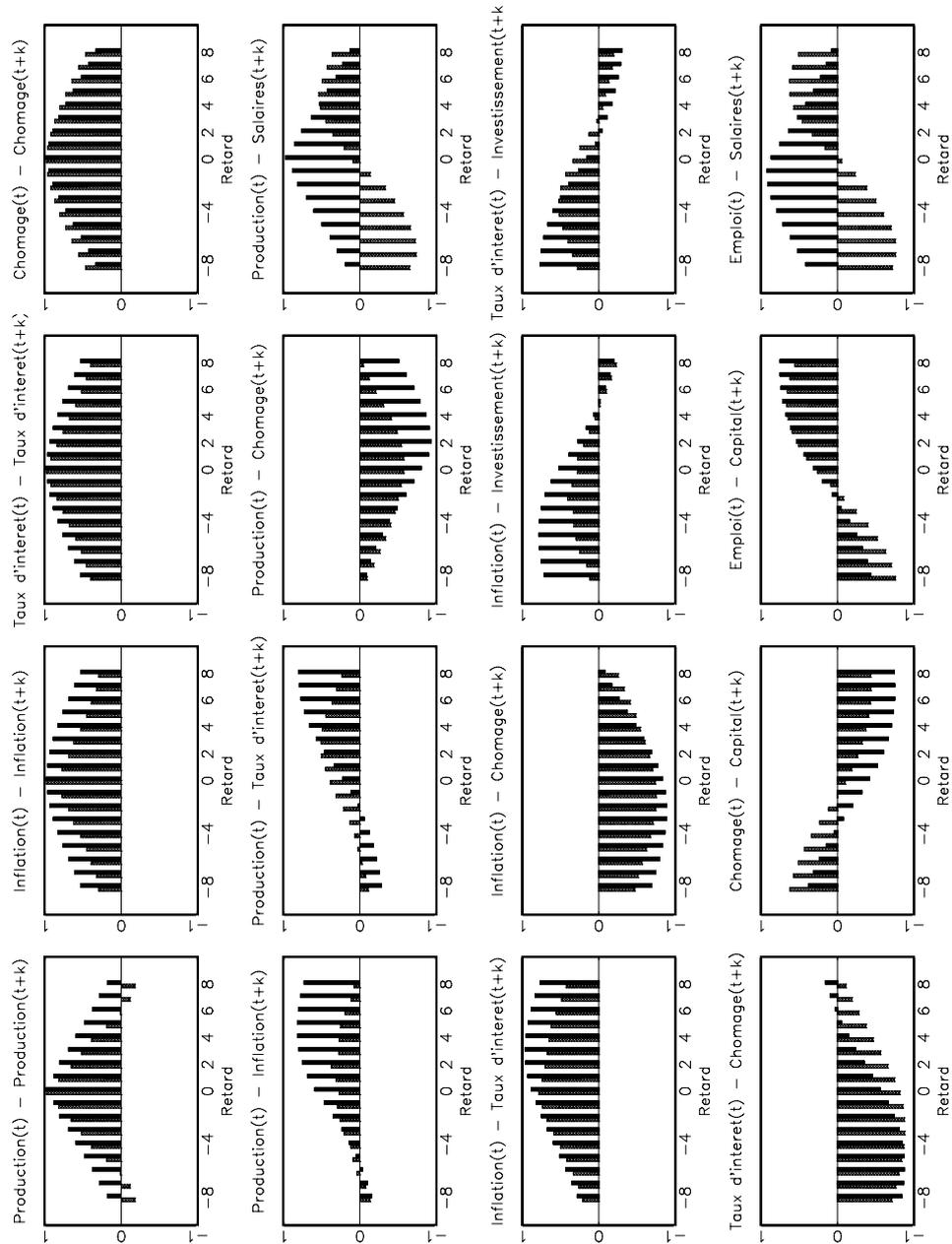


Fig. 2.2d - Comparaison des corrélations croisées du MEGIS et des données (spécification 4)

Comme le montre la figure 2.1 de la section 2, les données de la zone euro reflètent une corrélation négative entre les emplois vacants et le chômage. Ce fait se retrouve également dans nos corrélations croisées simulées, démontrant ainsi que le modèle théorique prend correctement en compte cette relation. L'hypothèse de processus d'appariement est suffisante pour décrire la dynamique du chômage frictionnel résumée par la courbe de Beveridge.

Cependant, un modèle avec prix visqueux et appariement sur le marché du travail est incapable de générer une dynamique correcte des salaires réels²¹. On fait également face à la difficulté habituelle des modèles d'appariement à tenir compte de la faible procyclicité contemporaine des salaires réels. En rajoutant l'hypothèse de formations d'habitudes externes dans les préférences, nous recherchions à rendre les mouvements de la consommation plus persistants, ce qui avait pour effet de rendre moins procyclique la désutilité marginale du travail (en termes de consommation) et donc les salaires réels. Malheureusement les salaires restent encore trop procycliques. La différence entre les données et le modèle suggère que des travaux futurs se concentrent sur la modification de l'équation de salaire. Un moyen est de la rendre partiellement tournée vers le passé ou encore, comme le montrent Chéron et Langot (2002), de tenir compte de préférences non séparables entre la consommation et le loisir.

Enfin, on peut calculer une mesure simple de l'évaluation de l'ajustement du modèle structurel dynamique en utilisant une modification du critère RMSE pour les corrélations croisées (appelé RMSECC). Ce critère est défini comme la racine carrée de la somme des carrés de la différence entre les corrélations croisées des données et celles du modèle :

$$RMSECC = \left(\sqrt{\frac{1}{\Lambda} \sum_{o=1}^O \sum_{l=-8}^8 [Corr(x_{o,t}^{obs}, x_{o,t+l}^{obs}) - Corr(x_{o,t}^{sim}, x_{o,t+l}^{sim})]^2} \right)$$

²¹Shimer (2003) affirme qu'un modèle d'appariement dans lequel les salaires sont déterminés par une négociation *à la* Nash ne peut pas engendrer de larges mouvements le long de la pente descendante de la courbe de Beveridge en réponse à des chocs.

où $x_t^{état} = \{y_t^{état}, c_t^{état}, \pi_t^{état}, I_t^{état}, n_t^{état}, u_t^{état}, i_t^{état}, w_t^{état}, k_t^{état}\}$ est un vecteur de variables observées ($état = obs$) ou simulées ($état = sim$), O est le nombre de variables dans x_t , l est le nombre de retards ou d'avances des corrélations croisées, et Λ est un paramètre d'échelle. Le tableau 2.6 présente les RMSECC pour chacune des quatre spécifications. Comme nous l'avons constaté graphiquement, l'augmentation du degré de rigidité réelle entraîne une diminution de près de 5% de la différence entre les autocorrélations observées et simulées (principalement les corrélations liées au marché du travail) et l'augmentation du degré de rigidité nominale induit une diminution de cette différence de près de 15%. Cela confirme l'aspect crucial du degré de rigidité des prix et de la complémentarité de la rigidité du marché du travail.

Modèle	Moyenne	Variance	Gain
Spécification 1 (étalon)	10,889	4,652	-
Spécification 2	10,291	4,837	5,810%
Spécification 3	9,401	2,198	15,828%
Spécification 4	9,185	1,654	18,551%

Tab. 2.6 - Le critère RMSECC

Dans la sous-section suivante, nous retenons la spécification 4 dans laquelle il y a les plus forts degrés de rigidités nominale et réelle.

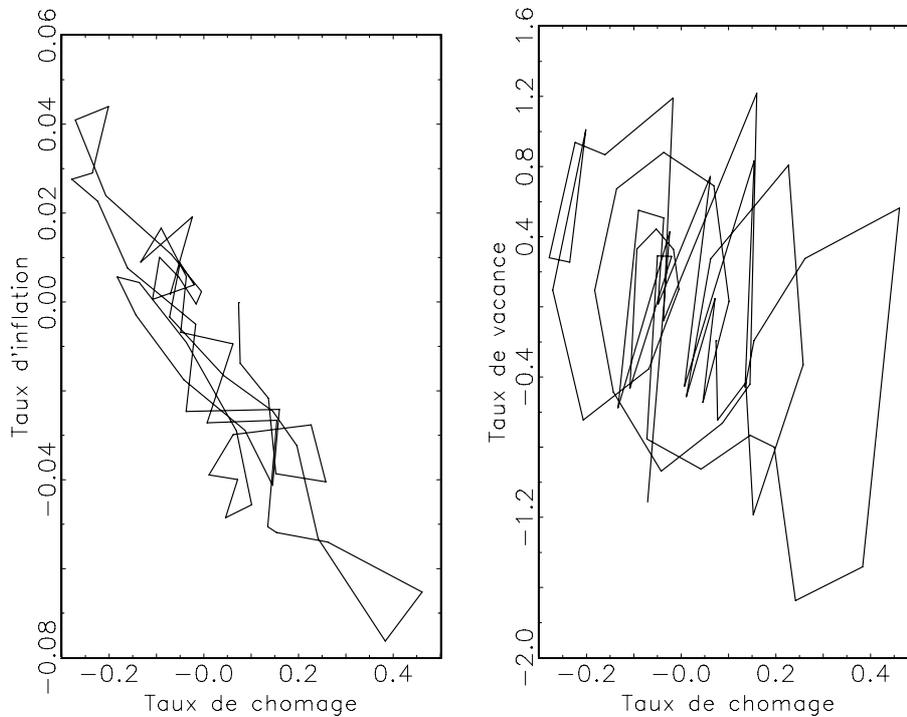


Fig. 2.3 - Courbes de Phillips et de Beveridge simulées

2.4.3 Fonctions de réponse

Cette sous-section présente la dynamique du modèle et plus précisément les fonctions de réponse aux chocs structurels. Les fonctions de réponse sont représentées sur les figures 2.4 à 2.8. Dans chaque cas, nous simulons les réponses à une innovation positive de 1%. Cela entraîne une augmentation persistante du niveau de taux d'intérêt, de technologie, de dépenses publiques et de préférence, dont le degré de persistance dépend du coefficient autorégressif des processus $AR(1)$.

De manière générale, les fonctions de réponse confirment la présence des courbes de Phillips et de Beveridge dont la représentation peut être réalisée à l'aide de la moyenne sur les 10000 séries simulées (figure 2.3).

Choc de politique monétaire

La figure 2.4 reporte les réponses suite à l'augmentation du taux d'intérêt nominal. Ce choc est une perturbation de la règle de politique monétaire et déclenche alors les mécanismes de correction qui en résultent.

A la suite de ce choc, les ménages réduisent leurs dépenses de consommation (-1%) en même temps que le taux d'intérêt réel augmente (+0,5%). Les firmes répondent à la modification du taux d'intérêt en réduisant massivement leurs dépenses d'investissement (-18%) et en diminuant les heures travaillées (-0,5%) et le taux d'utilisation du capital, causant ainsi une chute importante du coût marginal (-6%). Le déclin de l'investissement explique la majorité de l'évolution du PIB. L'hypothèse de rigidité des prix induit une baisse persistante de l'inflation.

Puisque les emplois vacants reflètent les efforts de recrutement et évoluent en réponse aux anticipations de la profitabilité d'un appariement réussi, ils baissent immédiatement (-8%) suivant la dynamique du coût marginal. Cependant, la chute de l'emploi (-0,6%) augmente la probabilité qu'un emploi vacant soit pourvu, ce qui tend à augmenter les profits espérés et donc le nombre d'emplois vacants. Cet effet domine seulement après plusieurs périodes ce qui explique la dynamique particulière des emplois vacants. Comme l'ont expliqué Chéron et Langot (2002), les salaires réels subissent un fort déclin (-6%) car leur dynamique est fortement procyclique et dépendent également du ratio des emplois vacants rapportés au taux de chômage (hypothèse de processus d'appariement sur le marché du travail).

Toutes les variables décroissent lentement vers leurs valeurs d'état stationnaire et plusieurs réponses dynamiques (la consommation ou l'emploi) affichent des évolutions en forme de "bosse" telles qu'on les observe dans les modèles vectoriels autorégressifs (VAR).

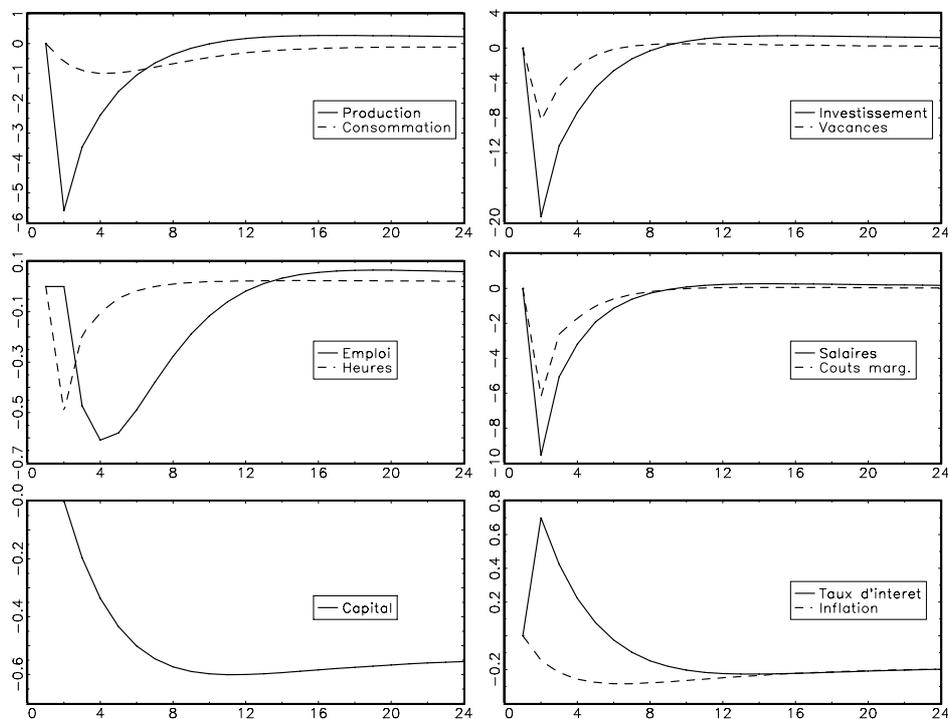


Fig. 2.4 - Réponses à un choc de politique monétaire

Un mécanisme essentiel dans la dynamique générale du modèle provient du comportement des firmes : elles ajustent instantanément les heures travaillées (c'est-à-dire la marge intensive) ainsi que leur taux d'utilisation des capacités. Le choix d'une élasticité du taux d'utilisation des capacités relativement faible ainsi qu'un taux de non emploi plutôt qu'un NAIRU, permet d'obtenir des variations des heures travaillées et de l'emploi de même ampleur. Ce résultat se vérifie empiriquement. La figure 2.5 montre que le taux de croissance annuel des heures travaillées est aussi volatile que le taux de croissance de l'emploi pour les trois plus gros pays de la zone euro²².

²²Sachant que nous n'avons que des données annuelles et non trimestrielles, nous n'avons pas pu comparer les corrélations empiriques des heures et de la production avec celles engendrées par le modèle.

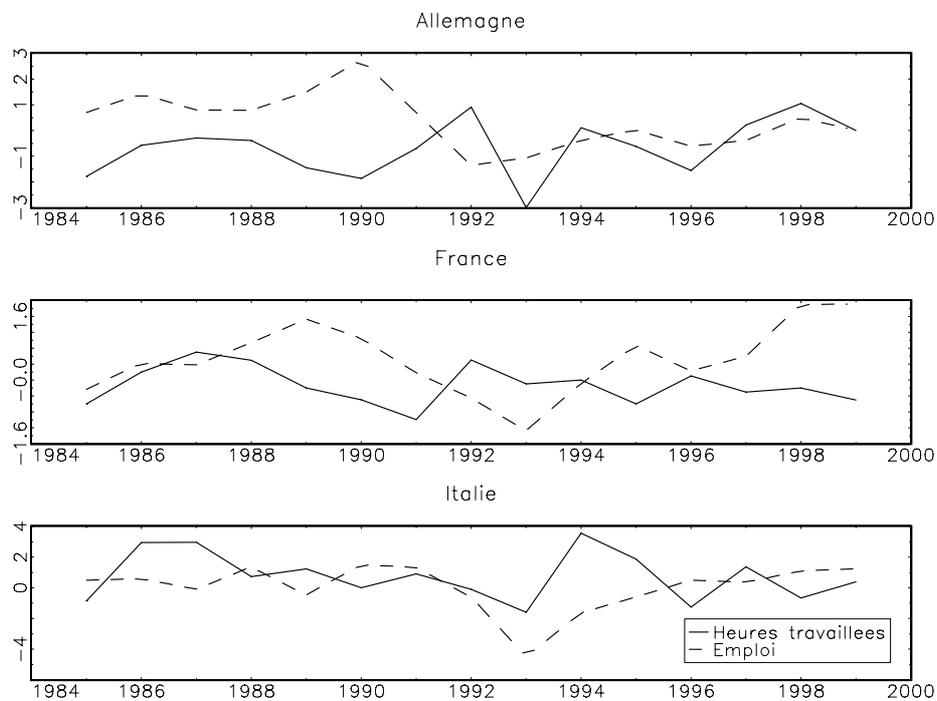


Fig. 2.5 - Taux de croissance annuelle des heures travaillées et de l'emploi (*Source : Bureau of Labour Statistics*)

Choc technologique

La figure 2.6 montre les effets d'une amélioration de la productivité totale des facteurs. La réponse de la production est automatiquement positive et continue de s'accumuler graduellement (+0,85%). Le choc augmente également la consommation (+0,5%) puisque les ménages accroissent leurs dépenses. Les salaires réels sont indexés sur la productivité et suivent mimétiquement l'évolution de la production (+0,8%). Comme nous l'avons signalé précédemment, cet effet mécanique est appuyé par la dynamique du ratio des emplois vacants rapportés au taux de chômage dont dépendent aussi les salaires.

Comme la production croît moins que la production potentielle, l'écart de production négatif qui en résulte crée des pressions à la baisse

sur les prix²³. Les autorités monétaires sont alors incitées à réduire le taux d'intérêt. La politique monétaire devient alors accommodante et les prix bougent très peu. La réponse de l'inflation est négative (-0,05%) et montre de la persistance. L'investissement et les emplois vacants augmentent respectivement de 2,2% et 0,8%.

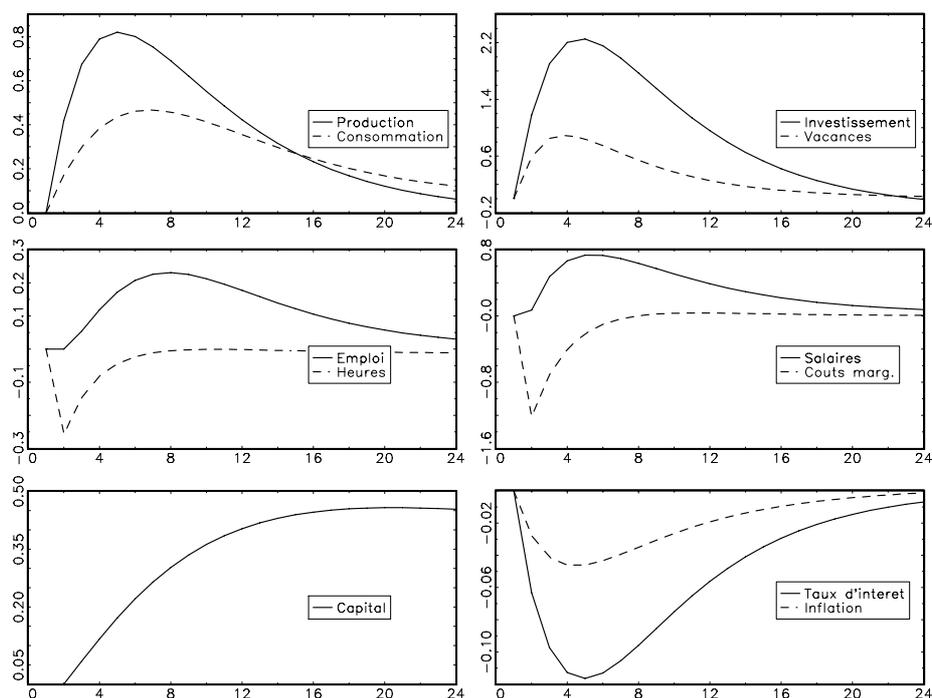


Fig. 2.6 - Réponses à un choc technologique

Deux faits concernant la dynamique de l'emploi doivent être soulignés. Tout d'abord, comme le degré de rigidité des prix provenant des frictions réelles et nominales est très élevé et que la productivité augmente, les firmes peuvent satisfaire leur demande avec moins de facteur travail. Les heures totales diminuent (-0,3%) dans un premier temps. Notre modèle est alors compatible avec les résultats de Gali (1999) sur

²³Par ailleurs, l'augmentation de la productivité entraîne une baisse des coûts marginaux.

données des pays de l'OCDE et Smets et Wouters (2003) sur données européennes. Contrairement à ce qu'affirme Dotsey (2002), il est possible de produire une corrélation négative entre la productivité et les heures totales en présence d'une règle de taux d'intérêt et des prix visqueux. Ensuite, les heures travaillées reviennent assez rapidement à leur valeur d'état stationnaire alors que l'emploi a une dynamique plus persistante (tout comme le capital). Face à un choc technologique, le mécanisme d'amplification décrit par Merz (1995) et Andolfatto (1996) est bien présent.

Choc de dépenses publiques

Le graphique 2.7 présente les réponses dynamiques des principales variables suite à un choc de dépenses publiques. Un tel choc augmente tout naturellement la production (+0,14%) puisque la demande s'accroît. Par ailleurs plus ce choc est autocorrélé et plus l'augmentation est élevée. On observe logiquement le fameux effet multiplicateur associé à une expansion budgétaire. Les effets négatifs du taux d'intérêt amènent la consommation en dessous de sa valeur d'état stationnaire (-0,06%) tout en ayant une dynamique en forme de "bosse" due à l'hypothèse de formation d'habitude externe. La consommation retourne ensuite graduellement vers son état stationnaire. Suite à l'accroissement de la demande, les autorités monétaires vont augmenter le taux d'intérêt (+0,01%). Cette augmentation évince l'investissement (-0,22%) et diminue le stock de capital (-0,05%).

La présence d'un effet positif du revenu sur le loisir induit nécessairement une augmentation des heures totales. Mais les heures travaillées et l'emploi répondent différemment. Alors que les heures travaillées sont déterminées par la négociation, l'emploi dépend des flux sur le marché du travail. La dynamique de l'emploi provient essentiellement de la décision des firmes de créer un emploi vacant avec les coûts que cela comporte. Alors qu'une augmentation des dépenses publiques accroît de manière

non ambiguë les heures travaillées (+0,04%), elle peut augmenter ou réduire l'emploi. La décision d'une firme d'ouvrir ou de fermer des postes dépend de la valeur qu'elle pense retirer de l'embauche d'un travailleur. Une valeur élevée va encourager la firme à créer plus d'emplois vacants.

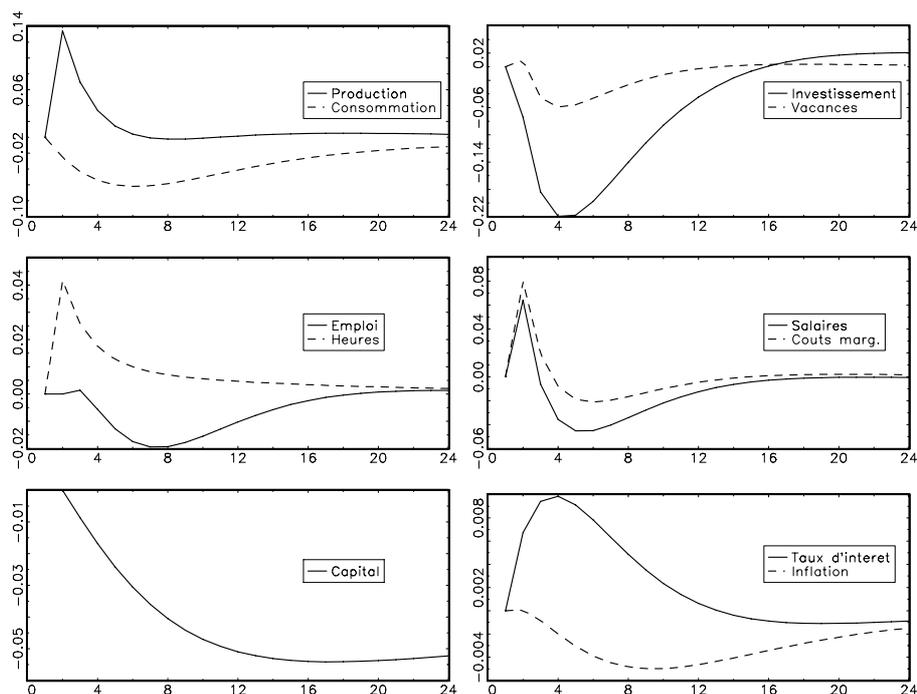


Fig. 2.7 - Réponses à un choc de dépenses publiques

Le taux d'intérêt réel et le surplus global sont les deux facteurs qui affectent cette valeur. Bien qu'ici le surplus global augmente, l'effet négatif du taux d'intérêt réel sur la valeur d'un travailleur domine largement l'effet positif de la rente économique. Finalement, les emplois vacants diminuent (-0,06%) tout comme l'emploi (-0.02%).

Choc de préférence

Le graphique 2.8 reporte les réponses à un choc de préférence. Le choc agit directement sur la consommation en l'augmentant de 0,26%,

ce qui permet d'accroître à son tour la production de 0,18%. La faiblesse de la réponse de la consommation est liée au paramètre de formation d'habitude γ . Lorsque $\gamma = 0$ (pas de formation d'habitude), la réponse de la consommation est de l'ordre de 0,6% et reflète une dynamique peu persistante. A l'inverse lorsque γ est proche de 1, la réponse est très faible (0,1%) mais fortement persistante. On note que le choc de préférence a un effet légèrement plus fort sur la production que le choc de dépenses publiques.

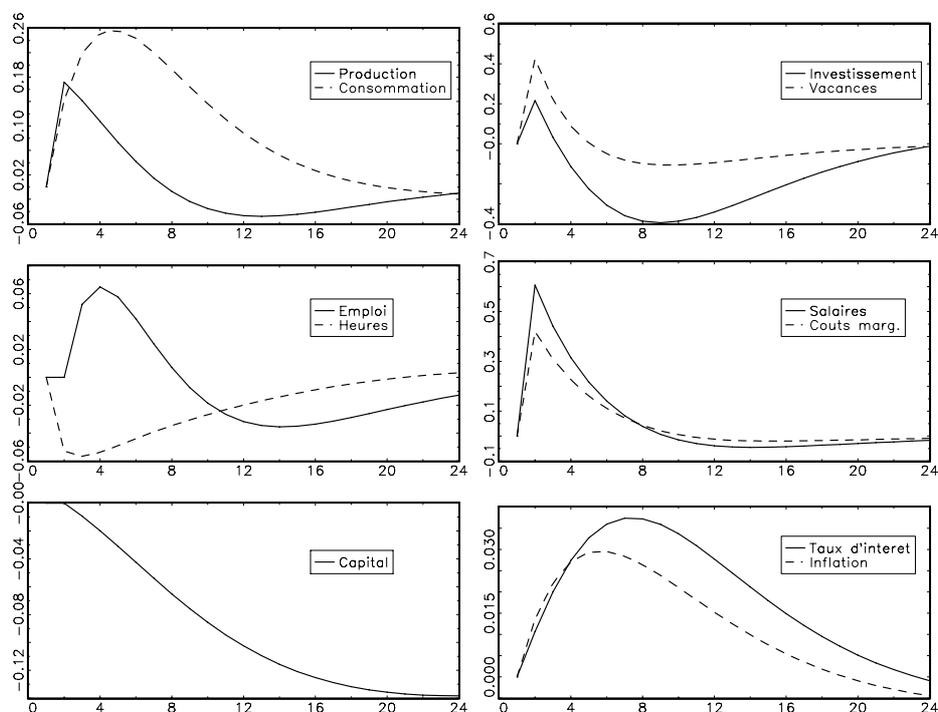


Fig. 2.8 - Réponses à un choc de préférence

Cependant, tout comme ce dernier, l'accroissement de la demande totale entraîne des pressions à la hausse sur les prix des facteurs réels, le coût marginal réel et l'inflation. Afin de contrer ces pressions inflationnistes, les autorités monétaires modifient à la hausse le taux d'intérêt. La hausse du taux d'intérêt nominal dépasse celle de l'inflation et crée

un effet d'éviction sur l'investissement (-0,4%). L'augmentation des capacités nécessaires pour assurer l'équilibre entre l'offre et la demande de biens provient d'une utilisation accrue du capital installé (d'où une diminution du capital pendant plusieurs périodes) et d'une augmentation des heures totales. Les modèles VAR suggèrent que l'emploi doit augmenter à la suite d'un choc de préférence. Le mécanisme lié au processus d'appariement permet de retrouver ce résultat puisque l'emploi s'accroît (+0,07%) et les heures travaillées diminuent (-0,06%).

2.5 Politique monétaire et rigidités sur le marché du travail

Cette section est consacrée aux implications des rigidités liées aux caractéristiques du marché du travail sur la politique monétaire. Dans un premier temps, nous étudions le rôle de la spécification de la règle de politique monétaire dans la dynamique du modèle. Ensuite, nous comparons le modèle macroéconomique avec appariement avec sa contrepartie incorporant un marché du travail concurrentiel. Enfin, les fonctions de réaction optimales sont dérivées pour différents degrés de rigidité sur le marché du travail.

2.5.1 Propriétés de la règle de taux d'intérêt

Un règle de politique est souvent considérée comme une description détaillée de la façon dont un instrument de politique monétaire, le taux d'intérêt, réagit face à des modifications de l'environnement économique. Les recherches les plus récentes soulignent le rôle des règles sous la forme de stratégies et de procédures destinées à guider la conduite au quotidien de la politique monétaire. Le défi pour la pratique de la politique monétaire est de conserver les vertus de la prise de décision fondées sur des règles, tout en prenant en compte la complexité de l'environnement qui

les entoure. Les règles simples étant considérées comme des garde-fous contre des politiques exagérément ambitieuses et susceptibles de devenir une source supplémentaire d'incertitude, il faut donc être particulièrement attentif à leur spécification. Afin de comprendre le rôle de la règle de taux d'intérêt sur la dynamique du modèle, nous proposons trois exercices. Sur les graphiques, nous montrons les réponses de la production, l'inflation, l'emploi et le taux d'intérêt à la suite des deux chocs de politiques économiques²⁴.

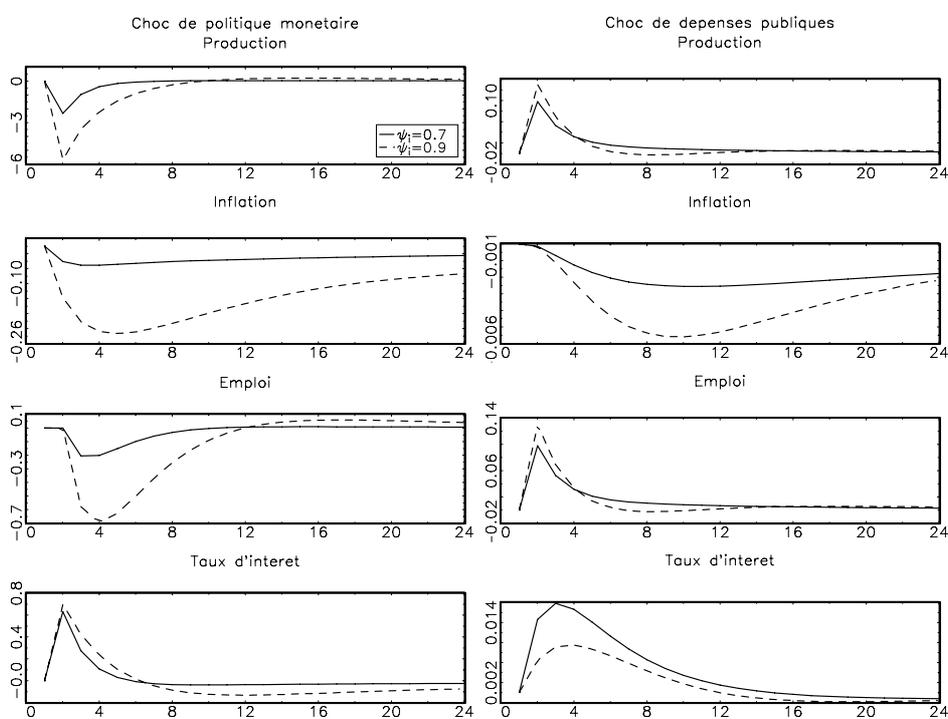


Fig. 2.9 - Sensibilité du coefficient d'inertie dans la règle

Premièrement, nous faisons varier le paramètre de lissage du taux d'intérêt, ψ_i . Les séries de taux d'intérêt révèlent une propriété de forte

²⁴Les deux autres chocs n'apportent pas d'informations supplémentaires à celles présentées à l'aide des deux chocs de politiques économiques. Nous ne surchargeons donc pas inutilement les figures de cette sous-section.

inertie et nous devons retenir une valeur élevée du paramètre lié au taux d'intérêt retardé afin de capturer cette caractéristique. Ce choix est par ailleurs primordiale. La figure 2.9 montre que retenir une valeur du paramètre de lissage à $\psi_i = 0,7$, réduit considérablement la persistance de l'ensemble des variables. Par exemple, dans le cadre d'un choc de politique monétaire, la production (resp. l'emploi) est stabilisé en 8 (resp. 12) trimestres lorsque $\psi_i = 0,7$, alors qu'il lui faut 18 (resp. 24) trimestres lorsque $\psi_i = 0,9$. L'inertie de la politique semble être un facteur critique dans la taille et les effets des chocs sur les variables macroéconomiques.

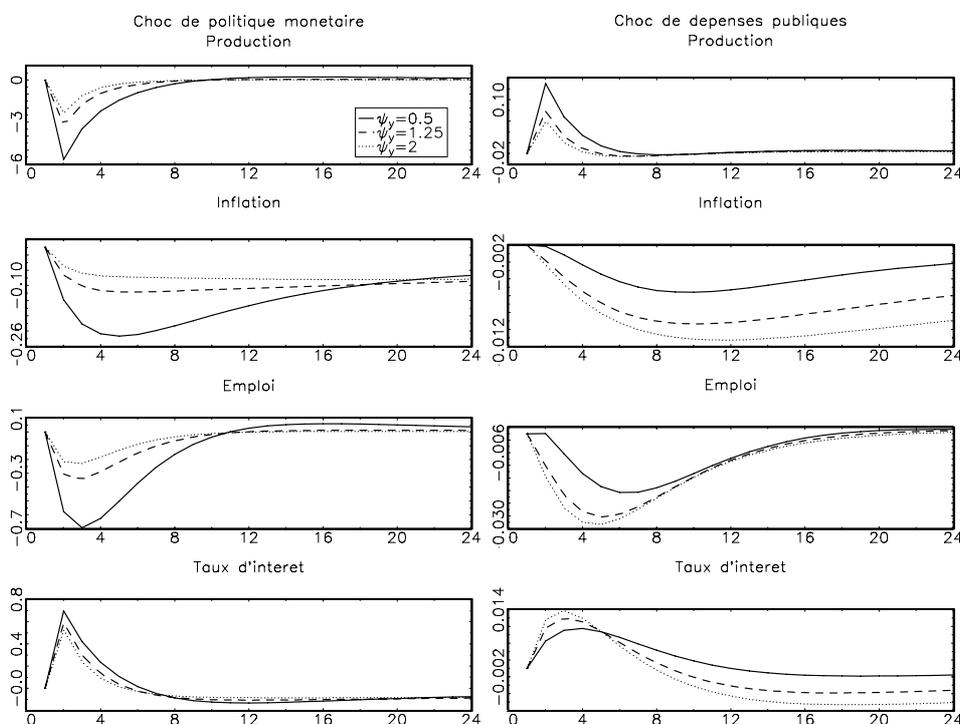


Fig. 2.10 - Sensibilité du coefficient d'écart de production dans la règle

Deuxièmement, nous faisons varier le poids associé à l'écart de production, ψ_y . La figure 2.10 montre qu'une pondération plus forte sur la réponse à l'écart de production améliore la stabilisation globale de l'économie en diminuant dans la plupart des cas la volatilité des variables

(par exemple, dans un modèle plus simple, Sahuc, 2002, obtenait une estimation autour de 2 pour ce paramètre). L'impact d'une variation de ce paramètre semble néanmoins moins contraignant sur la dynamique du modèle que celle du paramètre d'inertie

Troisièmement, nous comparons plusieurs règles de politique monétaire. Pour cela, nous allons nous intéresser à trois types de règles : (1) une règle de cible d'inflation, (2) la règle de type Taylor retenu jusqu'ici, et (3) une règle de type Taylor augmentée,

$$\begin{aligned}
 (1) \quad i_t &= \psi_i i_{t-1} + (1 - \psi_i) [\psi_\pi \pi_t] + \varepsilon_{i,t} \\
 (2) \quad i_t &= \psi_i i_{t-1} + (1 - \psi_i) [\psi_\pi \pi_t + \psi_y (y_t - y_t^n)] + \varepsilon_{i,t} \\
 (3) \quad i_t &= \psi_i i_{t-1} + (1 - \psi_i) [\psi_\pi \pi_t + \psi_y (y_t - y_t^n) + \psi_u (u_t - u_t^n)] + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

La figure 2.11 montre les réponses de la production, l'inflation, l'emploi et le taux d'intérêt à la suite des deux chocs de politiques économiques. Les réponses en traits discontinus sont celles du modèle incluant une règle de cible d'inflation, celles en traits pleins sont celles de notre modèle, et enfin celles en traits pointillés sont celles d'un modèle incluant une règle de type Taylor augmentée du taux de chômage.

On peut tout d'abord noter qu'une règle de cible d'inflation est bien moins efficace qu'une règle de type Taylor pour stabiliser l'économie. L'utilisation d'autres indicateurs que celui de la variation des prix permet aux autorités monétaires d'augmenter les vertus stabilisatrices de la règle de politique monétaire. De plus, comme il est légitime de le faire dans le cadre des marchés financiers, on peut s'interroger sur le gain que pourraient retirer les autorités monétaires à inclure dans leur règle une variable de tension sur le marché du travail, tel que le taux de chômage (règle n°3). Nos simulations suggèrent que l'introduction dans la règle de l'écart du taux de chômage à sa valeur naturelle (avec un poids identique à celui associé à l'écart de production) n'aide que marginalement à stabiliser la production et l'inflation (les effets restent assez peu significatifs). Augmenter une règle de type Taylor avec une variable émanant

du marché du travail n'est pas spécialement une amélioration.

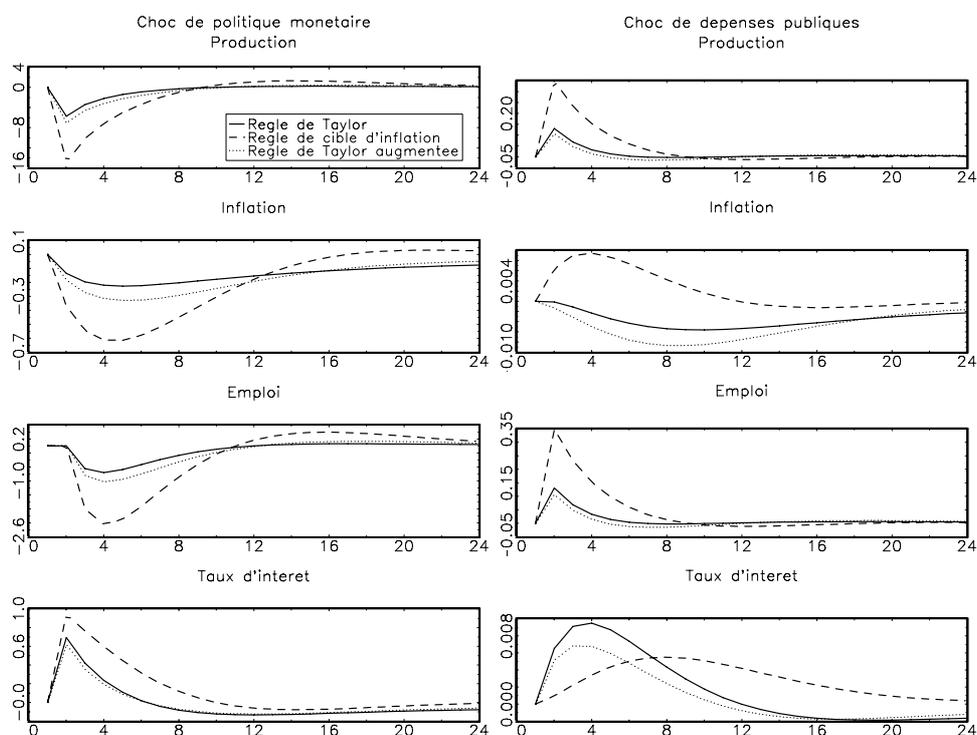


Fig. 2.11 - Comparaison de règles de politique monétaire

2.5.2 MEGIS standard *vs.* MEGIS avec appariement

Le second objectif de ce chapitre étant d'appréhender les implications des rigidités sur le marché du travail sur la politique monétaire, nous comparons le modèle incorporant ces rigidités avec un modèle dont la structure du marché du travail est parfaitement concurrentielle²⁵. La figure 2.12 montre les réponses des variables macroéconomiques clés aux chocs de politique monétaire, technologique et de dépenses publiques, pour le MEGIS avec appariement et le MEGIS "standard".

²⁵Le reste du modèle est inchangé.

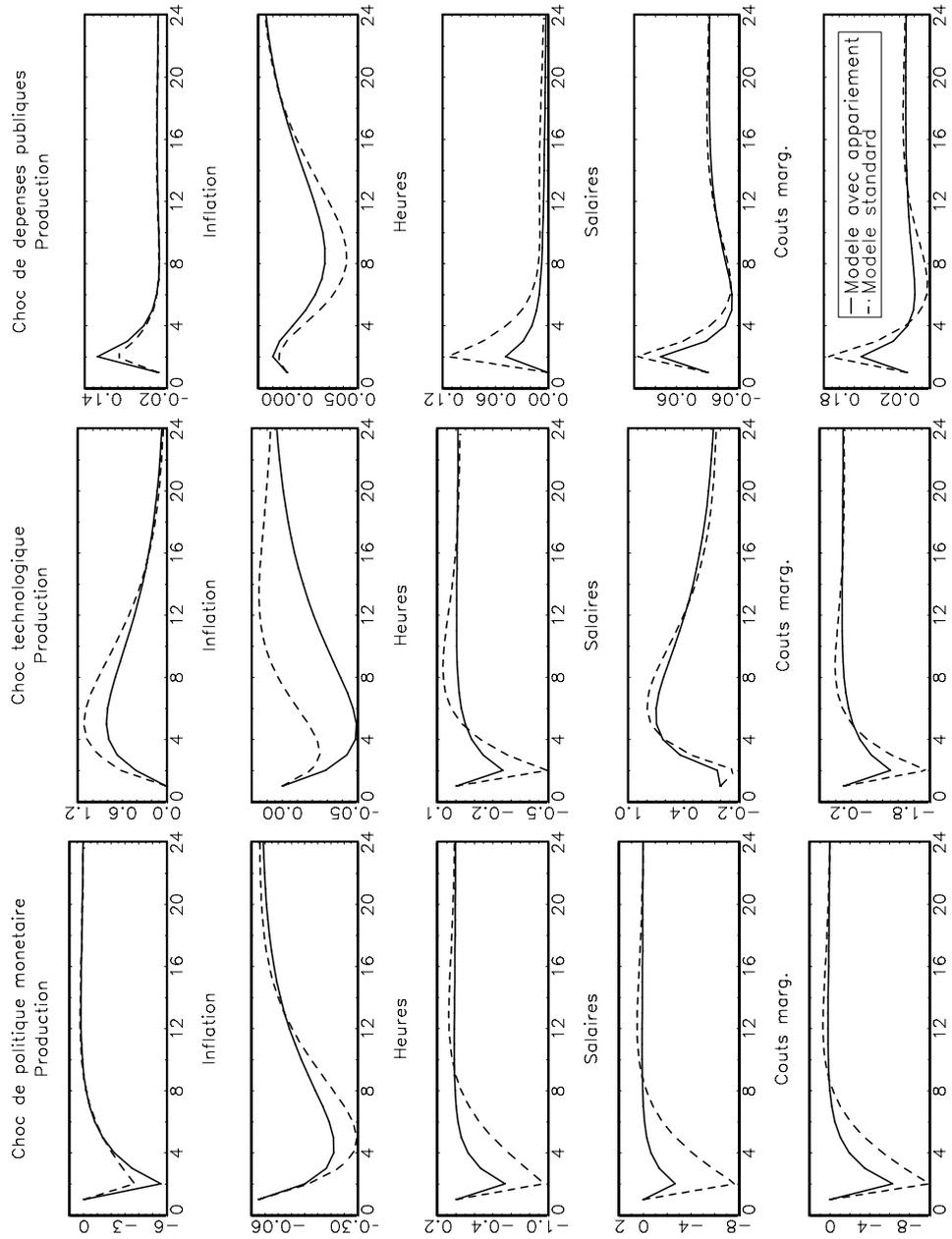


Fig. 2.12 - Modèle d'appariement vs. modèle standard

Comme on peut clairement le constater, les réponses sont qualitativement identiques dans ces deux modèles. Cependant, d'un point de vue quantitatif, les comportements des deux modèles sont différents.

Dans le cas d'un choc monétaire, la réponse de l'inflation dans le modèle avec appariement est significativement moins volatile que celle dans le modèle standard. Dans le cas d'un choc technologique, on trouve le résultat inverse. La réponse de la production est dans tous les cas plus forte et surtout plus persistante dans un modèle avec appariement. Le modèle avec appariement induit nécessairement une élasticité des coûts marginaux à la production plus faible. Dans le cas du choc monétaire par exemple, la figure montre qu'à une chute de la production donnée est associée une diminution plus faible du niveau des coûts marginaux par rapport au modèle standard. A son tour, de faibles variations des coûts marginaux impliquent que les firmes qui peuvent modifier leurs prix font peu d'ajustements. Cela augmente la viscosité du niveau général des prix aux changements de la demande agrégée et réduit la volatilité de l'inflation. En particulier, à la suite du choc monétaire, alors que dans le modèle standard une diminution de 4% de la production est associée à une baisse de l'inflation de 0,3%, dans le modèle avec appariement, la production diminue de 6% et l'inflation seulement de 0,22%. A la suite des chocs monétaire et de dépenses publiques, il faut 3 trimestres supplémentaires à la production pour revenir à sa valeur d'état stationnaire et 6 trimestres dans le cas du choc technologique. Ce résultat vient de la différence entre les variables d'ajustement. Lorsque l'ajustement des heures totales se fait uniquement sur les heures travaillées, alors la dynamique du modèle d'appariement tend à se rapprocher de celle du modèle standard. A l'inverse, la dynamique des deux modèles s'éloignent d'autant plus que les fluctuations des heures totales sont des fluctuations de l'emploi.

Pour s'en convaincre, il suffit de remarquer que le coefficient associé aux heures travaillées est bien plus important que celui associé à l'emploi

dans l'équation des coûts marginaux (se référer à l'annexe B). L'effet direct des heures travaillées est donc particulièrement fort.

L'introduction des frictions sur le marché du travail ayant un effet important sur la dynamique globale du modèle, les recommandations de politique peuvent donc varier selon que le modèle standard ou que le modèle avec appariement est utilisé comme guide. Les corrélations croisées calculées dans la section précédente ou l'observation des fonctions de réponse démontrent que de telles frictions (en plus de celles provenant du marché des biens) accroissent le degré de persistance endogène. En conséquence de quoi, les autorités monétaires qui se fonderaient sur un modèle sans rigidités sur le marché du travail auraient toutes les chances de se tromper en modifiant leur taux d'intérêt. La stabilisation de l'économie serait alors bien plus longue que ce qu'elles espéraient initialement. Nous allons vérifier ces intuitions dans la sous-section suivante.

2.5.3 Politique monétaire optimale

Nous menons dans cette dernière sous-section une analyse en termes de politique monétaire optimale afin de vérifier les intuitions précédentes quant au comportement des autorités monétaires. Un prérequis à l'analyse de la politique optimale est la spécification des objectifs de politique. Nous supposons que les autorités monétaires cherchent à minimiser une fonction de perte intertemporelle. Nous retenons une version relativement standard de la fonction de perte en t , qui est quadratique en ses arguments : les déviations de l'inflation à une cible d'inflation nulle, l'écart de production et les variations du taux d'intérêt nominal :

$$\mathbb{L}_{1,t} = \pi_t^2 + \lambda_y (y_t - y_t^n)^2 + \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2 \quad (2.45)$$

Bien que cette fonction de perte ne capture pas pleinement le bien-être du ménage représentatif, elle est une approximation assez raisonnable pour deux raisons. D'une part, l'écart de production utilisé dans la fonction de production est compatible avec la structure sous-jacente du mo-

dèle. La production naturelle est définie comme le niveau de production qui prévaut en présence de prix flexibles. D'autre part, la rigidité nominale sur les prix crée des coûts inflationnistes qui peuvent être capturés par le terme d'inflation. Enfin, le terme en variation du taux d'intérêt est principalement introduit pour éviter des volatilités extrêmes et contre-factuelles du taux d'intérêt dans les politiques optimales. Plusieurs arguments peuvent cependant justifier ce choix : éviter d'atteindre la borne inférieure nulle des taux d'intérêt, des raisons de stabilité financière ou un comportement globalement prudent des autorités monétaires²⁶.

En suivant la pratique de la littérature sur le sujet (Taylor, 1999, Angeloni *et al.*, 2003), nous retenons un poids relatif sur l'écart de production λ_y égal à 0,5 et un poids relatif plus faibles sur la variation des taux d'intérêt $\lambda_i = 0,25$. Ce choix doit être vu comme un étalonnage de référence pour notre exercice et non comme un choix absolu et définitif (il est donc discutable). Comme le montre Woodford (2003) dans le contexte de l'approximation du bien-être social, ces poids sont relativement faibles par rapport à celui de l'inflation (approximativement $\lambda_y \approx \lambda_i \approx 0,05$). Nous présentons également cette variante.

Les figure 2.13 et 2.14 représente les réponses optimales de la production, de l'inflation, des heures, des salaires et des coûts marginaux suite aux chocs de préférence, de technologie et de dépenses publiques, pour les deux jeux de poids de la fonction de perte. Trois types de réponses y sont représentés, dépendant du régime de politique optimale : engagement sur une règle de politique, discrétion ou règle simple.

²⁶ On note également que la dérivation de la fonction de bien-être est très complexe en présence du facteur capital.

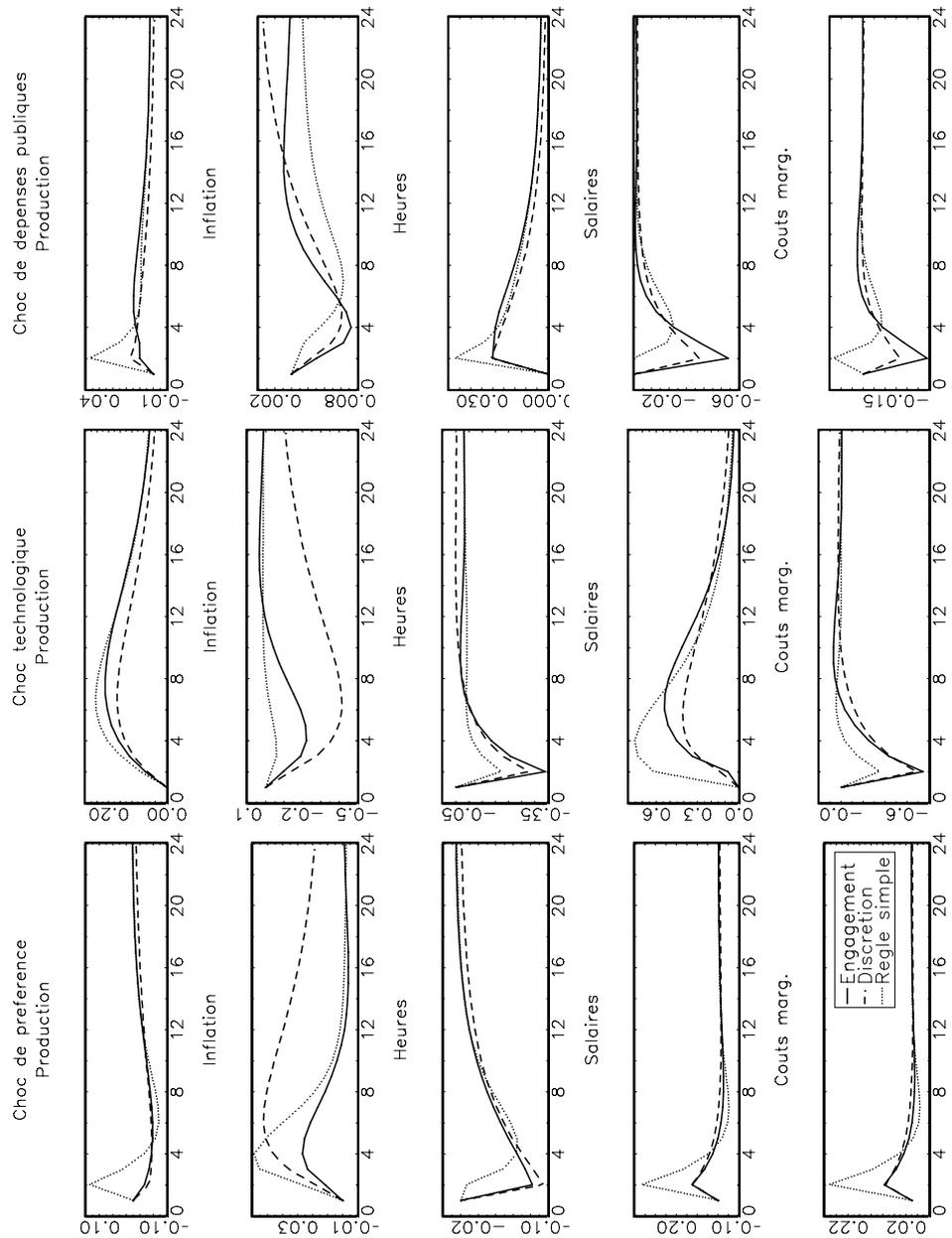


Fig. 2.13 - Fonctions de réponse optimales ($\lambda_y = 0,5; \lambda_i = 0,25$)

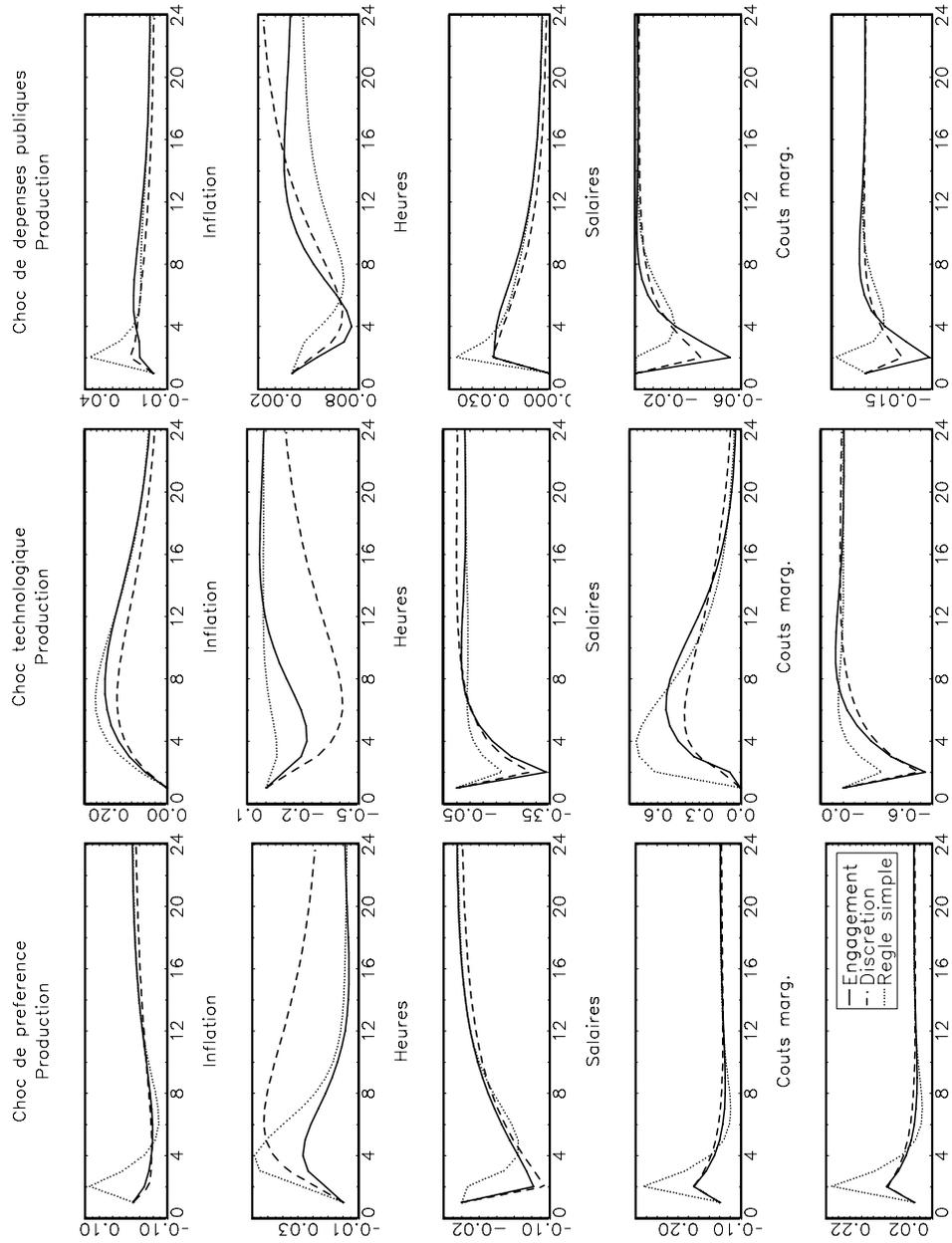


Fig. 2.14 - Fonctions de réponse optimales ($\lambda_y = \lambda_i = 0,05$)

On parle d'une politique monétaire régie par une règle avec engagement lorsque les autorités monétaires annoncent à l'avance la manière dont leur instrument de politique réagira à diverses situations et lorsqu'elles s'engagent à respecter, quoi qu'il advienne, la teneur de cette annonce. Au contraire, les politiques dites discrétionnaires laissent les autorités libres d'évaluer à chaque période les situations au cas par cas et de modifier leur taux d'intérêt comme elles le désirent (voir l'annexe C pour une description des méthodes d'optimisation dans chacun des cas).

La règle avec engagement donne les réponses qui stabilisent le mieux le modèle. Lorsque les autorités monétaires agissent de manière discrétionnaire, les réponses sont relativement proches de celles du régime avec engagement. Bien que cette politique soit cohérente temporellement (à la différence du cas précédent), elle reste cependant sous-optimale par rapport à la règle avec engagement.

En outre, à la différence de la règle simple, les règles optimales avec engagement ou discrétion dépendent de l'ensemble des variables non anticipées du modèle et donc notamment des variables liées au marché du travail. Même si les autorités monétaires n'ont pas un objectif de stabilisation d'une variable de tension sur le marché du travail, leur fonction de réaction dépendra malgré tout de variables telles que le taux de chômage ou les heures travaillées. De fait, la dynamique optimale du taux d'intérêt incorpore implicitement la dynamique persistante des variables du marché du travail.

Comme nous l'indiquions lors de la comparaison avec un modèle avec marché du travail concurrentiel, le degré de rigidité sur le marché du travail influence le sentier d'évolution des taux d'intérêt. La figure 2.14 montre les réponses optimales du taux d'intérêt en présence d'un faible degré de rigidité et d'un fort degré de rigidité (avec les poids $\lambda_y = 0,5$ et $\lambda_i = 0,25$).

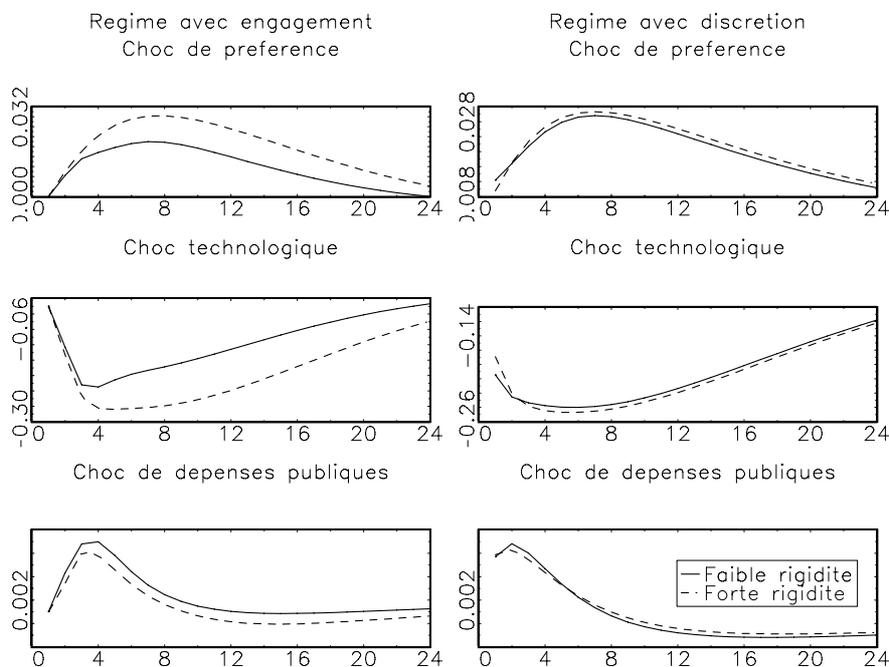


Fig. 2.15 - Réponses optimales du taux d'intérêt en fonction du degré de rigidité sur le marché du travail

Ignorer les rigidités intrinsèques du marché du travail implique que les autorités monétaires choisiraient de modifier leur taux d'intérêt en suivant le profil en trait plein alors que l'évolution optimale est celle en traits pointillés, autrement dit avoir une réaction plus forte et plus soutenue. Le comportement du banquier central est donc sous-optimal et a pour conséquence de rallonger les délais de stabilisation de l'économie.

Enfin, le tableau 2.7 résume les pertes en termes de fonction objectif à augmenter le degré de rigidité sur le marché du travail. En normalisant à 100 le montant de la perte lorsque le degré de rigidité sur le marché du travail est faible (cela correspond à la spécification 3 de la section 4), on constate que le passage à une forte rigidité (qui correspond à la spécification 4 de la section 4) augmente la perte dans tous les régimes, mais l'accroît très fortement en présence d'un régime avec engagement.

Par exemple, pour une fonction de perte spécifiée par (2.45), la perte double quasiment (+99,885%) lors du passage d'un faible vers un fort degré de rigidité. On imagine alors les conséquences négatives sur le bien-être du ménage représentatif.

Une expérience similaire mais avec maintenant la fonction de perte suivante,

$$\mathbb{L}_{2,t} = \pi_t^2 + \lambda_y (y_t - y_t^n)^2 + \lambda_i (i_t - i_{t-1})^2 + \lambda_u (u_t - u_t^n)^2 \quad (2.46)$$

dans laquelle on rajoute un objectif de stabilisation du taux de chômage (avec $\lambda_u = \lambda_y$), donne des résultats très proches avec des pertes tout aussi fortes dans le régime avec engagement.

Type de fonction	Régime	Faible rigidité	Forte rigidité
$\mathbb{L}_{1,t}$	Engagement	100	199,885
	Discrétion	100	106,289
$\mathbb{L}_{2,t}$	Engagement	100	178,389
	Discrétion	100	107,595

Tab. 2.7 - Montants relatifs de la perte en fonction du degré de rigidité sur le marché du travail

2.6 Conclusion

Etant donné que chaque modèle constitue, en soi, une simplification qui ne rend pas compte de tous les aspects pertinents de la réalité, les banques centrales sont toujours confrontées au problème lié au choix du modèle ou de la classe de modèles qui convient le mieux, compte tenu de la situation économique existante. Par conséquent, les banques centrales doivent avoir à leur disposition les outils de modélisation les plus précis. Jusqu'à présent, la plupart des travaux émanant de la littérature des MEGIS ont permis d'obtenir des descriptions raisonnables de plusieurs données concernant les variables réelles. Cependant, ces travaux ne capturent pas ou alors très mal les faits stylisés provenant du marché du travail, alors même que nous savons que le fonctionnement du marché du travail va affecter la structure de la courbe de Phillips et la dynamique des toutes les autres variables. Il semblait donc nécessaire d'avoir une théorie du chômage qui tienne mieux compte des caractéristiques européennes.

Ce chapitre a tenté de combler cette faiblesse en développant un modèle d'équilibre général fondé sur des comportements optimisateurs des agents et incluant du capital, des prix visqueux, et un marché du travail non-walrasien sous la forme d'un mécanisme d'appariement. Cela permet notamment d'étudier le rôle respectif des frictions sur le marché du travail et des rigidités nominales.

En choisissant de forts degrés de rigidités nominales et réelles, nous avons montré que les moments inconditionnels du second ordre engendrés par le modèle sont proches de ceux des données de la zone euro, exception faite pour la dynamique des salaires réels. Une possible voie de recherche future est d'introduire des rigidités sur le salaires nominaux en plus d'un système de négociation. En outre, alors que plusieurs économistes (Jeanne, 1998, par exemple) ont affirmé que les rigidités réelles devaient atténuer le degré de rigidités nominales au sein d'un modèle macroéconomique, selon notre modèle les frictions sur le marché du travail

ne sont pas un substitut mais un complément nécessaire aux rigidités nominales.

Par ailleurs, tout comme Smets et Wouters (2003), notre modèle sur-estime le degré de rigidité des prix afin de coller aux données. A l'inverse de ces derniers auteurs, le modèle développé dans ce chapitre permet d'analyser les déterminants théoriques des marges intensives et extensives sur le marché du travail. Nous trouvons que les heures et l'emploi ont la même volatilité et répondent avec une amplitude semblable. Ce résultat est relié à deux éléments : le choix d'une élasticité faible du taux d'utilisation des capacités (rendant moins coûteuse l'utilisation du capital) et dans une moindre mesure le choix d'un taux de non emploi à la place d'un taux de chômage.

Nous avons mis en avant les aspects positifs de la modélisation qui permettent de reproduire les faits stylisés du marché du travail présentés dans la première section, notamment les courbes de Beveridge et de Phillips, mais aussi son incapacité à répliquer la dynamique des salaires réels.

Du point de vue de la politique monétaire, l'oubli des frictions sur le marché du travail accroît l'incertitude et induit des comportements sous-optimaux des autorités monétaires. A la différence d'un modèle dans lequel le marché du travail est concurrentiel, le modèle avec appariement implique une dynamique de l'ensemble des variables macroéconomiques plus persistante et un choix du taux d'intérêt bien différent de celui du modèle standard. Ce résultat se vérifie avec l'observation de l'évolution optimale du taux d'intérêt. Si les autorités monétaires ne prennent pas en compte la rigidité sur le marché du travail ou croient que la rigidité est faible, elles adoptent un comportement optimiste en modifiant peu les taux d'intérêt alors que ces derniers devraient être modifiés plus vigoureusement et sur plus long terme. Cela entraîne par conséquent un retard dans la stabilisation de l'économie.

2.7 Annexes

2.7.1 Annexe A. L'hypothèse d'assurance parfaite

Nous expliquons ici pourquoi l'hypothèse d'assurance parfaite nous permet de supposer que tous les ménages sont identiques *ex-post*.

Notons,

$$\mathbb{U}(C_t, \mathcal{H}_t) = \frac{1}{1-\sigma} (C_t - \gamma \mathcal{H}_t)^{1-\sigma}, \quad (\text{TA1})$$

$$\mathbb{V}(H_t) = \frac{1}{1+\varphi} H_t^{1+\varphi}, \quad (\text{TA2})$$

respectivement l'utilité instantanée de la consommation et la désutilité instantanée du travail.

A chaque période, les ménages font face à deux états sur le marché du travail : ils peuvent être soit employé soit chômeur.

Lorsque le ménage z travaille, son utilité, \mathcal{U}_z^n , est donnée par

$$\mathcal{U}_z^n = \mathbb{U}^n(C_{z,t}^n, \mathcal{H}_t) - \mathbb{V}^n(H_{z,t}). \quad (\text{TA4})$$

Lorsque le ménage z est chômeur, son utilité, \mathcal{U}_z^u , est définie par

$$\mathcal{U}_z^u = \mathbb{U}^u(C_{z,t}^u, \mathcal{H}_t), \quad (\text{TA5})$$

puisque nous avons supposé que sa désutilité instantanée à rechercher un emploi était nulle.

Avant de connaître son état sur le marché du travail, le ménage z achète au prix unitaire ϑ_t un montant $ASS_{z,t}$ d'assurance. S'il fait partie des chômeurs, alors la compagnie d'assurance lui reverse $ASS_{z,t}$. Ainsi le profit global du marché de l'assurance est :

$$\Pi^{ASS} = \vartheta_t ASS_t - (1 - N_t) ASS_t \quad (\text{TA13})$$

où $ASS_t = \sum_z ASS_{z,t}$. Le marché de l'assurance étant concurrentiel, la condition de nullité du profit implique que $\vartheta_t = (1 - N_t)$.

Etant donnée la loi d'évolution de l'emploi, (2.12), la probabilité d'être employé est N_t et la probabilité d'être chômeur $1 - N_t$ ²⁷. A la date initiale, l'agent ne connaissant pas son état à chaque date, il maximise la somme actualisée des espérances d'utilité instantanée, dont l'expression en t est :

$$\mathcal{U}_{z,t} = N_t \mathcal{U}_z^n + (1 - N_t) \mathcal{U}_z^u \quad (\text{TA6})$$

Le ménage choisit la séquence $\{C_{z,t}^n, C_{z,t}^u, B_{z,t}^n, B_{z,t}^u\}$ et un niveau d'assurance chômage $ASS_{z,t}$ sous les contraintes budgétaires associées aux états sur le marché du travail :

$$C_{z,t}^n + \frac{B_{z,t+1}^n}{(1 + i_t) P_t} \leq W_{z,t} H_{z,t} + \frac{B_{z,t}^n}{P_t} - \frac{T_t}{P_t} + \Pi_t - \vartheta_t ASS_{z,t} \quad (\text{TA7})$$

$$C_{z,t}^u + \frac{B_{z,t+1}^u}{(1 + i_t) P_t} \leq \frac{B_{z,t}^u}{P_t} - \frac{T_t}{P_t} + \Pi_t + (1 - \vartheta_t) ASS_{z,t} \quad (\text{TA8})$$

Les conditions du premier ordre sont :

$$(C_t^e) \quad \lambda_{z,t}^e = \frac{\partial \mathcal{U}^e(C_{z,t}^e, \mathcal{H}_t)}{\partial C_{z,t}^e}, \quad \forall e = n, u \quad (\text{TA9})$$

$$(B_t^e) \quad \lambda_{z,t}^e = (1 + i_t) \beta \mathbb{E}_t \frac{\lambda_{z,t+1}^e P_t}{P_{t+1}}, \quad \forall e = n, u \quad (\text{TA11})$$

$$(ASS_{z,t}) \quad N_t \vartheta_t \lambda_{z,t}^n = (1 - N_t) (1 - \vartheta_t) \lambda_{z,t}^u \quad (\text{TA12})$$

où $\lambda_{z,t}^e$, pour $e = n, u$, sont les multiplicateurs, positifs ou nuls associés aux différentes contraintes.

²⁷Pour prouver que N_t est la probabilité *ex-post* d'être employé, nous devons considérer le problème auquel fait face un agent conditionnellement à sa situation en $T - 1$: premièrement, on suppose qu'il est employé, ensuite on suppose qu'il est au chômage, puis inconditionnellement.

Les prix de l'assurance associé aux conditions du premier ordre entraînent les égalités suivantes :

$$\begin{aligned}\lambda_{z,t}^u &= \lambda_{z,t}^n \quad \forall t \\ C_{z,t}^u &= C_{z,t}^n \quad \forall t \\ B_{z,t}^u &= B_{z,t}^n \quad \forall t \\ ASS_t &= W_t H_t \quad \forall t.\end{aligned}$$

Finalement, ces résultats montrent que les ménages choisissent de s'assurer complètement contre le risque relatif au marché du travail et qu'ils ont tous la même consommation et le même stock de titres. Cette hypothèse de marché d'assurance complète permet donc de représenter les choix optimaux des ménages sous la forme où l'hétérogénéité *ex-post* sur le marché du travail n'influence pas ses décisions.

2.7.2 Annexe B. Le modèle log-linéarisé

– Consommation

$$\hat{c}_t = \gamma \hat{c}_{t-1} + \left(\frac{1-\gamma}{\sigma} \right) (\hat{\varepsilon}_{p,t} - \hat{\lambda}_t)$$

– Equation d'Euler

$$\hat{\lambda}_t = \mathbb{E}_t \hat{\lambda}_{t+1} + \hat{i}_t - \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1}$$

– Inflation

$$\hat{\pi}_t = \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1} + \frac{\beta}{1+\beta} \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{t+1} + \frac{(1-\beta\theta)(1-\theta)}{(1+\beta)\theta} \hat{\Upsilon}_t$$

– Heures travaillées

$$\hat{h}_t = \frac{1}{(1-\phi)} \hat{y}_t - \frac{\phi}{(1-\phi)} (\hat{k}_t + \hat{z}_t) - \frac{1}{(1-\phi)} \hat{\varepsilon}_{a,t} - \hat{n}_t$$

– Accumulation du capital

$$\hat{k}_{t+1} = (1-\bar{\delta}) \hat{k}_t + \bar{\delta} (\hat{I}_t - d\hat{z}_t)$$

– Production agrégée

$$\hat{y}_t = \frac{\bar{C}}{\bar{Y}} \hat{c}_t + \frac{\bar{I}}{\bar{Y}} \hat{I}_t + \frac{\bar{G}}{\bar{Y}} \hat{g}_t + \frac{\varsigma \bar{V}}{\bar{Y}} \hat{v}_t$$

– Investissement

$$\begin{aligned} \hat{I}_t = & \left(\frac{\beta \phi \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{\Theta \bar{\delta} \bar{K}} + \frac{\beta(1-\bar{\delta})}{\Theta \bar{\delta}} \right) \left(\mathbb{E}_t \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t \right) + \frac{\beta \phi \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{\Theta \bar{\delta} \bar{K}} \left(\mathbb{E}_t \hat{\Upsilon}_{t+1} + \mathbb{E}_t \hat{y}_{t+1} \right) \\ & - \beta \left(1 + \frac{\phi \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{\Theta \bar{\delta} \bar{K}} \right) \mathbb{E}_t \hat{k}_{t+1} + \hat{k}_t + d \hat{z}_t - d \left(\frac{1+\Theta}{\Theta} \right) \mathbb{E}_t \hat{z}_{t+1} + \beta \mathbb{E}_t \hat{I}_{t+1} \end{aligned}$$

– Emploi

$$\hat{n}_{t+1} = (1-s) \hat{n}_t + s \hat{m}_t$$

– Coûts marginaux

$$\hat{\Upsilon}_t = (1+\varphi) \hat{h}_t - \hat{\lambda}_t - \hat{y}_t + \hat{n}_t + \hat{\varepsilon}_{p,t}$$

– Emplois vacants

$$\begin{aligned} \hat{v}_t = & \hat{m}_t + \frac{\beta \bar{\tau} (1-\phi) \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{\varsigma \bar{N}} \left(\mathbb{E}_t \hat{\Upsilon}_{t+1} + \mathbb{E}_t \hat{y}_{t+1} - \mathbb{E}_t \hat{n}_{t+1} \right) + \mathbb{E}_t \hat{\lambda}_{t+1} - \hat{\lambda}_t \\ & + \beta(1-s) \left(\mathbb{E}_t \hat{v}_{t+1} - \mathbb{E}_t \hat{m}_{t+1} \right) - \frac{\beta \bar{\tau} \bar{W} \bar{H}}{\varsigma} \left(\mathbb{E}_t \hat{w}_{t+1} + \mathbb{E}_t \hat{h}_{t+1} \right) \end{aligned}$$

– Taux d'utilisation des capacités

$$\hat{z}_t = \frac{1}{d} \left(\hat{\Upsilon}_t + \hat{y}_t - \hat{k}_t \right)$$

– Taux de chômage

$$\hat{u}_t = -\frac{\bar{N}}{\bar{U}} \hat{n}_t$$

– Salaires

$$\begin{aligned} \hat{w}_t = & \frac{\varpi(1-\phi) \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{\bar{W} \bar{H} \bar{N}} \left(\hat{\Upsilon}_t + \hat{y}_t - \hat{n}_t \right) - \frac{(1-\varpi)(1-\phi)^2 \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{(1+\varphi) \bar{W} \bar{H} \bar{N}} \left(\hat{\lambda}_t - \hat{\varepsilon}_t^p \right) \\ & + \left(\frac{\varphi(1-\varpi)(1-\phi)^2 \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{(1+\varphi) \bar{W} \bar{H} \bar{N}} - \frac{\varpi(1-\phi) \bar{\Upsilon} \bar{Y}}{\bar{W} \bar{H} \bar{N}} - \frac{\varpi \varsigma \bar{V}}{\bar{W} \bar{H} \bar{U}} \right) \hat{h}_t \\ & + \frac{\varpi \varsigma \bar{V}}{\bar{W} \bar{H} \bar{U}} \left(\hat{v}_t - \hat{u}_t \right) \end{aligned}$$

– Dépenses gouvernementales

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{g,t}$$

– Règle de taux d'intérêt

$$\hat{i}_t = \psi_i \hat{i}_{t-1} + (1 - \psi_i) [\psi_\pi \hat{\pi}_t + \psi_y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^n)] + \hat{\varepsilon}_t^i$$

– Fonction d'appariement

$$\hat{m}_t = \epsilon \hat{u}_t + (1 - \epsilon) \hat{v}_t$$

– Choc de préférence

$$\hat{\varepsilon}_{p,t} = \rho_p \hat{\varepsilon}_{p,t-1} + \hat{\eta}_{p,t}$$

– Choc technologique

$$\hat{\varepsilon}_{a,t} = \rho_a \hat{\varepsilon}_{a,t-1} + \hat{\eta}_{a,t}$$

2.7.3 Annexe C. L'équilibre optimal

Le système détaillé dans l'annexe B peut-être mis sous la forme simple suivante

$$\begin{bmatrix} \hat{x}_{1,t+1} \\ \mathbb{E}_t \hat{x}_{2,t+1} \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} \hat{x}_{1,t} \\ \hat{x}_{2,t} \end{bmatrix} + B \hat{i}_t + \begin{bmatrix} C \hat{\eta}_{t+1} \\ 0_{n_2 \times 1} \end{bmatrix} \quad (2.47)$$

où $\hat{x}_{1,t}$ est un vecteur de variables prédéterminées de taille $(s_1 \times 1)$, $\hat{x}_{2,t}$ est un vecteur de variables non prédéterminées de taille $(s_2 \times 1)$, et $\hat{\eta}_{t+1}$ est un vecteur d'innovations de $\hat{x}_{1,t}$ de taille $(s_1 \times 1)$. Pour simplifier les notations, nous définissons le vecteur $\hat{x}_t = (\hat{x}_{1,t}, \hat{x}_{2,t})'$ de taille $(s \times 1)$, où $s = s_1 + s_2$. Les matrices A et B , et les propriétés des chocs η_{t+1} sont supposées des fonctions constantes des paramètres structurels.

Afin de calculer l'équilibre optimal, nous réécrivons la perte sous une forme matricielle plus générale :

$$\mathbb{L}_t = \hat{x}_t' Q \hat{x}_t + 2 \hat{x}_t' U \hat{i}_t + \hat{i}_t' R \hat{i}_t. \quad (2.48)$$

De cette manière, la perte d'équilibre optimal peut être formulée comme une fonction quadratique. Formellement, la fonction de perte peut toujours s'écrire comme :

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mathbf{L}_t = Z_0' V Z_0 + \frac{\beta}{1-\beta} \text{tr}(C' V C)$$

où le vecteur Z_t regroupe les variables qui dépendent du choix de politique (engagement ou discrétion), et la matrice V est définie ci-dessous.

Politique optimale avec engagement

Dans le cas avec engagement, la banque centrale est supposée s'engager sur une règle de politique constante. On peut alors formuler le Lagrangien associé à la perte (2.48) et le modèle (2.47) :

$$\mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \{ \hat{x}_t' Q \hat{x}_t + 2 \hat{x}_t' U \hat{i}_t + \hat{i}_t' R \hat{i}_t + 2 \lambda_{t+1} (A \hat{x}_t + B \hat{i}_t + \hat{\epsilon}_{t+1} - \hat{x}_{t+1}) \} \quad (2.49)$$

où $\hat{\epsilon}_{t+1} = (C \hat{\eta}_{t+1}, \hat{x}_{2,t+1} - \mathbb{E}_t \hat{x}_{2,t+1})$.

En prenant les conditions du premier ordre et en résolvant le système, il vient

$$\begin{bmatrix} \hat{x}_{1,t+1} \\ \lambda_{2,t+1} \end{bmatrix} = M \begin{bmatrix} \hat{x}_{1,t} \\ \lambda_{2,t} \end{bmatrix} + C \eta_{t+1} \quad (2.50)$$

$$\begin{bmatrix} \hat{x}_{2,t} \\ \hat{i}_t \\ \lambda_{1,t} \end{bmatrix} = N \begin{bmatrix} \hat{x}_{1,t} \\ \lambda_{2,t} \end{bmatrix} \quad (2.51)$$

où $\hat{x}_{1,0}$, M et N sont des matrices de coefficients constants et $\lambda_{1,t}$ et $\lambda_{2,t}$ sont des sous-vecteurs des vecteurs des multiplicateurs de Lagrange correspondant aux n_1 premières et n_2 dernières équations du système (2.47).

Söderlind (1999) propose un algorithme pour calculer M et N . Ces équations caractérisent la dynamique de l'équilibre optimal de l'économie

pour la règle de politique optimale suivante :

$$\hat{i}_t = -F \begin{bmatrix} \hat{x}_{1,t} \\ \lambda_{2,t} \end{bmatrix}$$

de sorte que nous puissions calculer la perte optimale sans indiquer réellement la forme de la règle optimale de politique. La matrice V est le point fixe de l'itération sur :

$$V_s = P' \begin{bmatrix} Q & U \\ U & R \end{bmatrix} P + \beta M' V_{s+1} M, \quad \text{où } P = \begin{bmatrix} I_{n_1} & 0_{n_1 \times n_2} \\ & N_{n_2 \times n} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_n \\ -F \end{bmatrix}.$$

La politique optimale avec discrétion

Dans le cas discrétionnaire, la banque centrale ré-optimise à chaque période en prenant comme donné le processus avec lequel les agents privés forment leurs anticipations. Puisque le modèle est linéaire quadratique, la solution en $t + 1$ donne la fonction valeur qui est quadratique en les variables d'état, $\hat{x}'_{1,t+1} V_{t+1} \hat{x}_{1,t+1} + v_{t+1}$, et une relation linéaire entre les variables prospectives et les variables d'état, $\hat{x}_{2,t+1} = N \hat{x}_{1,t+1}$. Les agents privés forment leurs anticipations sur $\hat{x}_{2,t+1}$ en fonction de cela. La fonction valeur de la banque centrale en t satisfera l'équation de Bellman suivante :

$$\begin{aligned} \hat{x}'_{1,t} V_t \hat{x}_{1,t} + v_t &= \min_{\{i_t\}} \{ \hat{x}'_t Q \hat{x}_t + 2 \hat{x}'_t U \hat{i}_t + \hat{i}'_t R \hat{i}_t + \beta (\hat{x}'_{1,t+1} V_{t+1} \hat{x}_{1,t+1} + v_{t+1}) \} \\ \text{s.t. } \mathbb{E}_t \hat{x}_{2,t+1} &= N \hat{x}_{1,t+1}, \text{ équ. (2.47), et } \hat{x}_{1,t} \text{ donné.} \end{aligned}$$

En prenant les conditions du premier ordre et en résolvant le système (en supposant que la solution existe et est unique), nous obtenons :

$$\hat{x}_{1,t+1} = M \hat{x}_{1,t} + C \eta_{t+1}, \quad (2.52)$$

$$\begin{bmatrix} \hat{x}_{2,t} \\ \hat{i}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} N \\ -F \end{bmatrix} \hat{x}_{1,t}. \quad (2.53)$$

L'équation (2.53) montre qu'à l'équilibre les variables non prédéterminées $\hat{x}_{2,t}$ sont des fonctions des variables prédéterminées $\hat{x}_{1,t}$. La matrice

V est le point fixe de l'itération sur :

$$V_s = P' \begin{bmatrix} Q & U \\ U & R \end{bmatrix} P + \beta M' V_{s+1} M, \quad \text{où } P = \begin{bmatrix} I_{n_1} \\ N \\ -F \end{bmatrix}.$$

Chapitre 3

Politique monétaire et hétérogénéité de la zone euro

3.1 Introduction

Nous avons considéré jusqu'à présent les différents facteurs d'incertitude auxquels toutes les banques centrales sont confrontées. A cet égard, la situation de la Banque Centrale Européenne (BCE) n'est en aucune manière unique, mais la spécificité de la zone euro crée un défi et une incertitude supplémentaires. Le banquier central européen doit mener une politique monétaire intégrant plusieurs pays et non plus sur la base d'une économie homogène. Comme il est stipulé dans le Traité de Maastricht (art. 105), le premier objectif de la BCE est de formuler et de mettre en application la politique monétaire qui garantit la stabilité des prix dans l'Union Monétaire Européenne. Pour cela et bien qu'elle puisse utiliser une batterie d'indicateurs économiques (y compris ceux de chacun des membres de l'union), les décisions sont prises sur la base des développements agrégés sans tenir compte des chocs idiosyncratiques¹.

Cependant, bien qu'il y ait un consensus sur le fait que les cycles économiques ont convergé durant les vingt dernières années (voir les contri-

¹Ce chapitre est issu d'un travail réalisé en collaboration avec Eric Jondeau.

butions dans Angeloni *et al.*, 2003), une hétérogénéité est présente et se produit à travers plusieurs dimensions. Une série d'études récentes s'est concentrée sur ces différences entre les pays de la zone euro. Une première source d'hétérogénéité, appelée *hétérogénéité structurelle*, provient des différences de comportement des agents privés entre les pays (Angeloni et Ehrmann, 2004, Campa et González Minguez, 2004). Une certaine divergence provient du processus de convergence lui-même puisque les pays cherchent à rattraper la moyenne de la zone euro. Cet effet explique comment la croissance de la productivité pendant la phase de rattrapage peut avoir comme conséquence une inflation plus élevée sans aucun gain de compétitivité. Comme les pays ont différentes concentrations industrielles et sectorielles, des différences dans la performance économique des divers secteurs seront donc reflétées dans des divergences transnationales. Le manque de mobilité de la main d'oeuvre ou des capitaux est également montré du doigt comme facteur d'asymétrie. Une seconde composante de l'hétérogénéité est l'asymétrie des mécanismes de transmission des politiques spécifiques aux pays, appelée *hétérogénéité politique* (Demertzis et Hugues Hallett, 1998, Cecchetti, 1999). Elle inclut la politique monétaire (avant 1999), la politique fiscale et la régulation sociale. Une dernière source d'hétérogénéité, appelée *hétérogénéité stochastique*, est liée à l'asymétrie des chocs entre les pays (Bayoumi et Eichengreen, 1993, Artis, 1999, Verhoef, 2003). L'intuition est que les chocs devraient avoir d'autant moins d'effets asymétriques que l'intégration européenne est forte. Malgré tout, aucune conclusion en ce sens n'a encore été démontrée.

Bien que l'hétérogénéité apparaisse comme un fait empirique, il est légitime de s'interroger sur ses conséquences pour la politique monétaire et se demander si la banque centrale devrait se soucier de cette hétérogénéité. Puisque ses objectifs sont définis en termes de variables agrégées, on peut penser qu'un modèle agrégé (AWM²) est suffisant pour capturer la

²AWM : Area Wide Model. Nous retenons cette dénomination pour le modèle

plupart des caractéristiques de la zone euro. Plusieurs études considèrent le rôle consacré à l'information nationale dans le processus de décision de l'Eurosysteme³. Plus particulièrement, ces études évaluent généralement l'utilité des informations nationales pour la conduite de la politique monétaire dans une union monétaire. Elles suivent l'approche standard de l'évaluation de politique économique récemment remis au goût du jour par une littérature croissante sur les règles de politique monétaire (voir les contributions dans Taylor, 1999) : la règle de politique optimale est déterminée de façon à minimiser l'espérance d'une fonction de perte intertemporelle, sous la contrainte fournie par un modèle multi-pays (MCM⁴) simplifié de la zone euro. En supposant que les autorités monétaires s'intéressent exclusivement à des objectifs globaux, les performances de deux classes de fonctions de réaction optimales, fondées respectivement sur un MCM et un AWM, sont alors analysées. Les comparaisons des pertes obtenues selon les deux règles de politique alternatives concluent généralement que la perte liée à la négligence des informations nationales peut être grande⁵. Cependant, les travaux réalisés jusqu'à présent ont utilisé des modèles sans fondements théoriques solides. Par conséquent, la politique monétaire optimale déduite de tels modèles est sujette à la critique de Lucas (1976), puisqu'elle repose sur la forme réduite, autrement dit des paramètres non structurels.

L'objectif de ce chapitre est de généraliser ces résultats en étudiant comment l'hétérogénéité des agents entre les pays de la zone euro est susceptible d'affecter la politique monétaire optimale dans un cadre parfaitement fondé microéconomiquement. Plus précisément, nous mesurons

agrégé car c'est un terme courant dans la littérature.

³La littérature inclut Aksoy *et al.* (2002), De Grauwe (2000), De Grauwe et Piskorki (2001), Angelini *et al.* (2002), et Monteforte et Siviero (2003), entre autres.

⁴MCM : Multi-Country Model. Nous retenons cette dénomination pour le modèle multi-pays car elle est également standard dans la littérature.

⁵La différence de perte s'interprète comme un coût de négliger l'information nationale.

le coût en termes de bien-être social d'utiliser un AWM plutôt qu'un MCM. L'idée fondamentale est que le MCM permet de capturer l'hétérogénéité entre les pays et de décrire ainsi plus exactement la manière dont la politique monétaire affecte l'économie. Dans ce cas, une banque centrale désireuse de maximiser le bien-être sera capable de mettre en oeuvre une politique monétaire plus efficace, même si on suppose que la règle de politique dépend seulement des variables agrégées. Une imperfection évidente du MCM est que l'estimation de la dynamique jointe des diverses économies nationales est beaucoup plus délicate car elle exige de modéliser des mécanismes de transmission internationaux. En outre, le MCM est susceptible d'induire plus d'incertitude liée aux spécificités des pays, alors qu'un AWM peut lisser ces erreurs. Réciproquement, l'évaluation d'un AWM est susceptible d'introduire un biais d'agrégation si les paramètres structurels diffèrent trop entre les pays. Un tel biais a préalablement été mis en avant dans le contexte de l'évaluation de la courbe Phillips (Demertzis et Hugues Hallett, 1998, Fabiani et Morgan, 2003).

Notre approche comporte plusieurs défis, théoriques et empiriques. D'un point de vue théorique, nous dérivons un MCM simple mais complet en recourant à la littérature de la "Nouvelle Macroéconomie en Economie Ouverte" (initiée par Obstfeld et Rogoff, 1995, 2000). Avec l'aide de frictions significatives sous la forme de rigidités nominales, ces modèles d'équilibre général intertemporels stochastiques (MEGIS) fournissent une dynamique suffisamment riche pour offrir une bonne représentation des données actuelles. Cependant, dans un contexte d'économie ouverte, des mécanismes supplémentaires doivent être proposés :

1. des différences dans les paramètres structurels entre les pays sont autorisées ;
2. un partage parfait des risques et un biais domestique des préférences sont incorporés dans le modèle afin de résoudre le problème d'indétermination lié au taux de change ;
3. une corrélation inter-pays entre les chocs est introduite afin de cap-

turer le co-mouvement des conditions nationales dans la dynamique jointe.

D'un point de vue empirique, l'estimation par le maximum de vraisemblance à information complète (FIML) s'avère trop sensible aux choix de la spécification des modèles macroéconomiques et dans beaucoup de cas peut même ne pas converger. Nous recourons alors à l'économétrie bayésienne qui introduit des *a priori* sur les paramètres inconnus en tenant compte de l'ensemble des simultanités. Cette méthode a été notamment suivie par Schorfheide (2003), Smets et Wouters (2003, SW ensuite) et Onatski et Williams (2004, OW ensuite)⁶.

En suivant la stratégie décrite ci-dessus, nous estimons d'abord deux types de modèle, imitant la manière dont la BCE prévoit les développements macroéconomiques dans l'Eurosysteme. D'une part, nous modélisons la dynamique des données macroéconomiques agrégées en utilisant un cadre d'économie fermée. L'AWM inclut ainsi une courbe IS hybride, une courbe de Phillips hybride, et une règle de taux d'intérêt de type Taylor. D'autre part, dans un cadre d'économie ouverte, nous modélisons la dynamique jointe des données pour les principaux pays de la zone euro (Allemagne, France et Italie).

Nous étudions ensuite à quel point l'hétérogénéité entre les pays est susceptible d'affecter les choix de politique monétaire optimale au sein de la zone euro. Nous considérons pour cela deux approches. Dans les deux cas, on suppose que la banque centrale définit ses préférences et sa fonction de perte au niveau agrégé. La fonction de réaction dépend des seules variables agrégées, comme le stipule la BCE. Cependant, dans la première approche, le modèle utilisé pour calculer la fonction de perte est un AWM estimé en utilisant des données agrégées, alors que dans

⁶Ces derniers auteurs proposent des pistes intéressantes afin de contourner certaines difficultés liées à l'approche bayésienne dans le contexte des MEGIS. En particulier, ils mettent en avant le fait que les estimations des paramètres sont très sensibles à la manière dont les *a priori* sont choisis. Lors de l'estimation du modèle, nous avons tiré profit de leurs résultats.

la deuxième approche un MCM est employé⁷. Notre comparaison des deux approches est menée sur la base de deux exercices. Dans le premier exercice, nous évaluons directement la politique monétaire optimale qui maximise le bien-être global, sous l'AWM et le MCM. Dans le second exercice, nous considérons plusieurs fonctions de perte *ad hoc*, dans lesquelles varient les poids relatifs de l'inflation, de l'écart de production et du taux d'intérêt. Le principal intérêt de cette approche est qu'elle permet d'introduire un lissage de taux d'intérêt.

Le reste du chapitre est organisé comme suit. Dans la section 2, nous décrivons le modèle théorique. Dans la section 3, nous présentons les données et les estimations des modèles. La section 4 est consacrée aux expériences de politique monétaire optimale. La section 5 récapitule les principaux résultats.

3.2 Structure du modèle multi-pays

La zone euro est modélisée comme l'agrégation de plusieurs économies. Pour chaque pays, nous formulons un modèle à prix visqueux en économie ouverte. Celui-ci s'inspire des modèles théoriques récents de la littérature de la "nouvelle macroéconomie en économie ouverte" et autorise une dynamique suffisamment riche pour ajuster correctement la dynamique des données⁸. Le modèle est amélioré à travers plusieurs dimensions afin d'offrir un cadre qui englobe et généralise les contributions

⁷Ce chapitre s'inspire du papier de Monteforte et Siviero (2002), bien que ces auteurs se concentrent sur un modèle macroéconomique complètement tourné vers le passé.

⁸Voir, entre d'autres, Obstfeld et Rogoff (2000), Corsetti et Pesenti (2000), Devereux et Engel (2000), Monacelli (2001), Clarida *et al.* (2002), Smets et Wouters (2002), Sutherland (2002), Benigno et Benigno (2003), Benigno (2004), Galí et Monacelli (2004). Pour des références additionnelles sur la nouvelle littérature de la macroéconomie en économie ouverte, on pourra se référer au site web de Brian Doyle à http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html.

précédentes. La plupart des éléments de ce modèle sont individuellement déjà présents dans la littérature macroéconomique en économie fermée ou ouverte, mais ils n'ont jamais été rassemblés comme nous le faisons dans ce chapitre. En termes de dynamique, les modifications principales sont l'incorporation explicite de formation d'habitude dans les préférences des ménages et d'une indexation partielle dans un modèle de fixation des prix à la Calvo (1983). Ces hypothèses fournissent des versions "hybrides" microfondées des courbes IS et de Phillips. Deuxièmement, contrairement aux études les plus récentes sur les MEGIS, nous ne supposons pas que les préférences et les technologies sont les mêmes entre les pays, puisque nous sommes intéressés à mesurer l'effet de l'hétérogénéité sur la politique monétaire optimale de la zone. En outre, on ne suppose pas non plus que les chocs spécifiques à un pays sont parfaitement corrélés entre eux ou de même amplitude. En revanche les chocs de même type sont corrélés d'un pays à l'autre. Troisièmement, pour faire face au problème de non stationnarité dans la dynamique des taux de change, nous recourons à l'hypothèse de partage parfait du risque. Cette hypothèse est bien évidemment héroïque dans un travail empirique, mais elle évite d'obtenir des espérances du taux de change qui ne sont pas raisonnables et s'est avérée une solution alternative pour traiter la non stationnarité⁹. Enfin, on suppose que les ménages ont des goûts prononcés pour les biens produits nationalement. Puisque les préférences ne sont plus identiques entre les pays, les prix des paniers de consommation diffèrent lorsque qu'ils sont exprimés en devise commune. Le taux de change réel dévie ainsi de la loi de parité des pouvoirs d'achat (PPA)¹⁰. Cette hypothèse est cruciale car elle permet à l'équation de partage parfait du risque de déterminer de manière unique la dynamique des termes de l'échange.

Afin de simplifier les notations, nous supposons qu'il y a deux pays

⁹Voir, par exemple, Lubik et Schorfheide (2003) ou Lindé *et al.* (2003).

¹⁰Warnock (2000) fut le premier à introduire cette hypothèse de biais national dans les préférences de consommation. Sutherland (2002) et Benigno et Thoenissen (2003) recourent également à cette hypothèse.

constituant la zone euro, notés H (domestique) et F (étranger). Puisque les liens commerciaux sont beaucoup plus forts entre les pays de la zone qu'avec les pays extérieurs à la zone, nous négligeons le commerce avec le reste du monde¹¹. La population de la zone euro est un continuum d'agents sur l'intervalle $[0, 1]$. La population du pays H appartient à $[0, n)$, alors que la population étrangère appartient à $[n, 1]$. Par conséquent, n est la mesure relative de la taille du pays domestique dans la zone. Un agent dans le pays domestique est indexé par h (avec $h \in [0, n)$) tandis qu'un agent étranger est indexé par f (avec $f \in [n, 1]$). Les variables inhérentes au pays domestique sont notées X_t tandis que les variables étrangères sont notées X_t^* . L'économie domestique produit un continuum de biens différenciés indexés sur l'intervalle $[0, n)$. Les biens étrangers (ou, d'une manière équivalente, les biens produits par le reste de la zone) sont indexés sur l'intervalle $[n, 1]$. Tous les biens sont échangeables.

3.2.1 Les ménages

L'économie domestique est peuplée par des ménages qui consomment des agrégats de Dixit-Stiglitz des biens domestiques et importés. Un ménage domestique h possède une firme produisant un bien h et reçoit les dividendes de cette dernière. Nous supposons que tous les ménages d'un pays donné ont les mêmes préférences et dotations. Bien qu'il puisse y avoir des chocs idiosyncratiques parmi les ménages, nous supposons qu'il existe un marché financier complet au niveau domestique, de sorte qu'il n'y ait aucune hétérogénéité parmi les agents dans un pays donné. En conséquence, tous les ménages du même pays se comportent de la même manière et nous pouvons alors considérer le problème d'optimisation d'un ménage représentatif.

¹¹Nous sommes cependant conscient qu'il existe une hétérogénéité supplémentaire liée aux relations avec le reste du monde. En effet, certains pays de la zone euro (l'Allemagne par exemple) sont plus tournés vers le reste du monde que d'autres (la France ou l'Italie par exemple).

Le ménage représentatif du pays H choisit une séquence de consommation (C_t), de titres (B_{t+1}) et de travail (les heures travaillées, (L_t)), de manière à maximiser son utilité intertemporelle¹² :

$$\mathcal{U}_t = \mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k \varepsilon_{p,t+k} \left[\frac{1}{1-\sigma} (C_{t+k} - \gamma \mathcal{H}_{t+k})^{1-\sigma} - \frac{1}{1+\varphi} L_{t+k}^{1+\varphi} \right] \quad (3.1)$$

où $\beta \in (0, 1)$ représente le facteur d'escompte, σ représente l'inverse de l'élasticité intertemporelle de substitution de la consommation, et φ est l'inverse de l'élasticité de la désutilité du travail par rapport aux heures travaillées¹³. $\varepsilon_{p,t}$ est un choc de préférence spécifique au pays qui affecte la substitution intertemporelle de tous les ménages de la même manière dans l'économie domestique¹⁴.

Tout comme dans le chapitre précédent, nous retenons l'hypothèse de formation d'habitude externe dans les préférences à la Abel (1990). Le stock d'habitude est égal au niveau de la consommation agrégée de la période précédente ($\mathcal{H}_t = C_{t-1}$), et γ représente le paramètre de persistance d'habitude, mesurant l'effet de la consommation passée sur l'utilité courante ($0 \leq \gamma < 1$). Un degré élevé de persistance dans les habitudes tend à réduire l'impact du taux d'intérêt réel sur la consommation, à élasticité de substitution donnée. Beaucoup d'auteurs (Fuhrer, 2000, Sahuc, 2002, ou SW) ont montré que l'hypothèse de formation d'habitude permet au modèle de mieux capturer la dynamique des données.

L'indice de consommation agrégée des ménages domestiques et l'in-

¹²Tout comme dans le chapitre 2, nous faisons abstraction des encaisses monétaires puisque la banque centrale ajuste la masse monétaire pour satisfaire la demande de monnaie, à l'aide d'une règle de taux d'intérêt.

¹³La variable L_t étant les heures travaillées, elle est identique à la variable notée H_t dans le chapitre 2. La raison de ce changement de notation provient de la redondance avec la lettre H caractérisant le pays domestique dans ce chapitre.

¹⁴On suppose que $\varepsilon_{p,t}$ suit un processus AR(1) : $\varepsilon_{p,t} = (1 - \rho_p) \bar{\varepsilon}_p + \rho_p \varepsilon_{p,t-1} + \eta_{p,t}$.

dice correspondant des ménages étrangers sont définis par¹⁵ :

$$C_t = \frac{(C_{H,t})^\omega (C_{F,t})^{1-\omega}}{\omega^\omega (1-\omega)^{1-\omega}} \quad \text{et} \quad C_t^* = \frac{(C_{H,t}^*)^{\omega^*} (C_{F,t}^*)^{1-\omega^*}}{(\omega^*)^{\omega^*} (1-\omega^*)^{1-\omega^*}}$$

où ω and ω^* représentent les parts des biens domestiques dans la consommation des ménages domestiques et étrangers. $C_{H,t}$ et $C_{F,t}$ sont les sous-indices de consommation des biens domestiques et des biens étrangers vérifiant respectivement :

$$C_{H,t} = \left[\left(\frac{1}{n} \right)^{\frac{1}{\theta}} \int_0^n C_t(h)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dh \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \text{et} \quad C_{F,t} = \left[\left(\frac{1}{1-n} \right)^{\frac{1}{\theta}} \int_n^1 C_t(f)^{\frac{\theta-1}{\theta}} df \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}}$$

où $C_t(h)$ (resp. $C_t(f)$) est la consommation du bien générique h (resp. f) produit par le pays H (resp. F). Le paramètre θ représente l'élasticité de substitution entre les biens produits au sein d'un pays donné.

Par correspondance, les indices des prix à la consommation (IPC) sont donnés par :

$$P_t = (P_{H,t})^\omega (P_{F,t})^{1-\omega} \quad \text{et} \quad P_t^* = (P_{H,t}^*)^{\omega^*} (P_{F,t}^*)^{1-\omega^*}$$

où $P_{H,t}$ (resp. $P_{F,t}$) est le sous-indice des prix pour les biens intérieurs (resp. étrangers) exprimé dans la monnaie domestique et défini par :

$$P_{H,t} = \left[\frac{1}{n} \int_0^n P_{H,t}(h)^{1-\theta} dh \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad \text{et} \quad P_{F,t} = \left[\frac{1}{1-n} \int_n^1 P_{F,t}(f)^{1-\theta} df \right]^{\frac{1}{1-\theta}},$$

où $P_{H,t}(h)$ (resp. $P_{F,t}(f)$) est le prix en unité de bien générique h (resp. f) produit dans le pays H (resp. F).

On suppose également que les prix sont fixés dans la monnaie du

¹⁵Corsetti et Pesenti (2000) ont montré qu'un indice de consommation de type Cobb-Douglas est une condition nécessaire pour que le solde commercial soit invariablement équilibré.

producteur et que la loi du prix unique est vérifiée¹⁶. Nous avons alors $P_{H,t}(h) = P_{H,t}^*(h) S_t$ et $P_{F,t}(f) = P_{F,t}^*(f) S_t$, où S_t est le taux de change nominal exprimé en unités de devise domestique nécessaires pour obtenir une unité de devise étrangère¹⁷. Nous supposons que l'élasticité de substitution entre les biens est identique d'un pays à l'autre, les conditions suivantes sont alors satisfaites : $P_{H,t} = P_{H,t}^* S_t$ et $P_{F,t} = P_{F,t}^* S_t$. De plus, par définition des IPC, nous obtenons l'égalité suivante :

$$P_t = P_t^* S_t \left(\frac{P_{H,t}}{P_{F,t}} \right)^{\omega - \omega^*} .$$

Dès lors qu'il existe une asymétrie dans les préférences ($\omega \neq \omega^*$), la condition de parité des pouvoirs d'achat (PPA) n'est plus nécessairement satisfaite, *i.e.* $P_t \neq P_t^* S_t$. Nous pensons que $\omega > \omega^*$, autrement dit que les ménages domestiques mettent un poids plus important sur les biens domestiques que les ménages étrangers.

La structure des marchés financiers est relativement standard. En suivant Chari *et al.* (2000), nous supposons que les marchés sont complets tant au niveau domestique qu'au niveau international. A la date t , les

¹⁶Nous rappelons à ce stade que le modèle est estimé à partir de 1970. Nous n'imposons donc pas la contrainte trop forte $S_t = 1$, lors de l'estimation. En effet les taux de change fluctuaient à l'intérieur d'une bande. En 1972, les accords de Bâle limitent les écarts maximaux de fluctuation entre les monnaies communautaires à +/- 2,25%. Dans le même temps, les variations autorisées de ces monnaies autour de la parité-dollar s'élèvent à 4,5% (d'où l'image d'un "serpent dans un tunnel"). Les banques centrales ont un mandat pour défendre les monnaies qui risquent de sortir des limites de ce "serpent monétaire". Puis en 1978, il y a eu un accord monétaire liant à l'ECU (pivot du système), les monnaies des Etats européens participants, en encadrant leurs fluctuations par rapport à un cours pivot : fluctuations dans un écart de plus ou moins 2,25% en principe (bien que les monnaies de certains pays puissent bénéficier d'une marge de fluctuation allant jusqu'à +/- 6%), puis à partir de 1993, de plus ou moins 15%.

¹⁷Nous ne considérons pas le cas du canal de transmission imparfait du taux de change. La raison principale est que cette hypothèse n'est pas un élément important entre les pays de la zone euro. En outre, cette hypothèse est non pertinente du point de vue de la BCE.

ménages domestiques détiennent $B(s^{t+1})$ unités de titres exprimés en devise domestique qui paye 1 à la date $t + 1$ si l'état s_{t+1} se produit et 0 sinon, où $s^t = (s_0, \dots, s_t)$ représente l'histoire des événements jusqu'en t . Le prix de ce titre en devise domestique est noté $\mathcal{Q}(s^{t+1}|s^t) = \mathcal{Q}_{t,t+1}$.

L'agent respecte, à chaque période, la contrainte budgétaire nominale suivante :

$$P_t C_t + \sum_{s^t} \mathcal{Q}_{t,t+1} B(s^{t+1}) = W_t L_t + B(s^t) + \Pi_t - T_t \quad (3.2)$$

où W_t est le salaire nominal, T_t sont des transferts forfaitaires émanant du gouvernement, Π_t sont les dividendes provenant des firmes domestiques, et i_t est le taux d'intérêt nominal domestique.

Le programme du ménage domestique consiste à maximiser l'équation (3.1) sous la contrainte (3.2). Les conditions d'optimalité de ce programme sont données par les conditions du premier ordre¹⁸ :

$$\mathcal{U}_{C,t} = \varepsilon_{p,t} (C_t - \gamma \mathcal{H}_t)^{-\sigma}, \quad (3.3)$$

$$(1 + i_t)^{-1} = \beta \mathbb{E}_t \left[\frac{\mathcal{U}_{C,t+1}}{\mathcal{U}_{C,t}} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right], \quad (3.4)$$

$$\mathcal{U}_{L,t} = \mathcal{U}_{C,t} \frac{W_t}{P_t}, \quad (3.5)$$

où $\mathcal{U}_{X,t}$ représente la dérivée de l'utilité \mathcal{U} par rapport à la variable X à la période t . L'équation (3.3) définit l'utilité marginale de la consommation. L'équation (3.4) est l'équation d'Euler. Pour l'obtenir, il faut sommer la condition du premier ordre de la détention de titres contingents sur tous les états possibles en $t + 1$, entraînant que le prix du titre nominal sans risque $\mathcal{Q}_{t,t+1} = 1/(1 + i_t)$. L'équation (3.5) est la condition d'arbitrage entre la consommation et le loisir, indiquant que le taux marginal de

¹⁸Aux allocations inter-temporelles optimales doivent se rajouter les allocations intra-temporelles entre les biens domestiques et étrangers. Cependant, pour la suite de l'exposé, il n'est pas nécessaire de les faire apparaître.

substitution entre la consommation et le travail doit égaliser le salaire réel.

3.2.2 Les firmes

Il y a un continuum de firmes en concurrence monopolistique indexées par h sur l'intervalle $[0, n)$ pour le pays domestique et par f sur l'intervalle $[n, 1]$ pour le pays étranger. Elles produisent des biens différenciés qui sont transformés en biens homogènes domestiques et étrangers à l'aide d'agrégats de Dixit-Stiglitz :

$$Y_t = \left[\left(\frac{1}{n} \right)^{1/\theta} \int_0^n Y_t(h)^{\frac{\theta-1}{\theta}} dh \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \text{et} \quad Y_t^* = \left[\left(\frac{1}{1-n} \right)^{1/\theta} \int_n^1 Y_t^*(f)^{\frac{\theta-1}{\theta}} df \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} .$$

Chaque firme produit un bien différencié en utilisant le travail comme facteur de production ainsi qu'un choc technologique spécifique au pays¹⁹. Par conséquent, la fonction de production de la firme domestique h est

$$Y_t(h) = A_t L_t(h) . \tag{3.6}$$

La production est normalisée par la taille de la population, de telle façon qu'elle s'exprime en production par tête. Nous pouvons en déduire la demande de travail domestique totale,

$$L_t = \int_0^n L_t(h) dh = \frac{Y_t V_t}{A_t} \tag{3.7}$$

où $V_t = \int_0^n \frac{Y_t(h)}{Y_t} dh$ représente l'écart des productions des firmes de l'économie domestique par rapport à la production totale.

Comme le marché du travail est parfaitement concurrentiel (à la différence du chapitre 2) et que les chocs sont agrégés, les conditions statiques du premier ordre concernant la minimisation des coûts impliquent que

¹⁹Nous supposons que le choc technologique A_t suit un processus AR(1) : $A_t = (1 - \rho_a) \bar{A} + \rho_a A_{t-1} + \eta_{a,t}$.

les firmes domestiques ont des coûts marginaux réels identiques, MC_t , donnés par

$$MC_t = \frac{1}{(1 + \vartheta)} \frac{W_t}{P_{H,t} A_t} \quad (3.8)$$

où $0 \leq \vartheta < 1$ est une subvention à la production qui élimine l'effet de la concurrence imparfaite sur le niveau de la production à l'état stationnaire.

Le mode de fixation des prix est réalisé à l'aide d'une version modifiée du modèle de Calvo (1983). On suppose que les firmes qui n'ont pas la possibilité de modifier leur prix de manière optimale ajustent ces derniers en tenant compte d'une partie de l'augmentation du niveau général des prix de la période précédente²⁰. A chaque période, la firme fait face à une probabilité constante, $1 - \alpha$, de pouvoir ré-optimiser son prix et choisir le nouveau prix $\tilde{P}_{H,t}(h)$ de façon à maximiser l'espérance de la somme des profits courants et futurs,

$$\mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k \Upsilon_{t,t+k} \left[\tilde{P}_{H,t}(h) \frac{\Psi_{t,t+k}^H}{P_{t+k}} - MC_{t+k} \right] Y_{t+k}(h) \quad (3.9)$$

sous la contrainte de la séquence des équations de demande :

$$Y_{t+k}(h) = \left(\frac{\tilde{P}_{H,t}(h) \Psi_{t,t+k}^H}{P_{H,t+k}} \right)^{-\theta} Y_{t+k} \quad (3.10)$$

où $\Upsilon_{t,t+k} = \beta^k \mathcal{U}_C(C_{t+k}) / \mathcal{U}_C(C_t)$ représente le facteur d'escompte entre la période t et $t + k$, et

$$\Psi_{t,t+k}^H = \begin{cases} \prod_{v=0}^{k-1} (\bar{\pi}_H)^{1-\xi} (\pi_{H,t+v})^\xi & k > 0 \\ 1 & k = 0 \end{cases} \quad (3.11)$$

$\bar{\pi}_H$ représente le niveau d'inflation domestique à l'état stationnaire (appelée aussi inflation tendancielle) et le coefficient $\xi \in [0, 1]$ indique le degré d'indexation sur les prix passés pendant les périodes durant

²⁰Sbordone (2003), SW et Sahuc (2004, a et b) proposent des analyses approfondies des effets de cette hypothèse sur la dynamique du modèle.

lesquelles la firme ne peut pas modifier ses prix. $\Psi_{t,t+k}^H$ est un terme de correction qui tient compte du fait que si la firme h ne peut pas ré-optimiser son prix, elle le met à jour en suivant la règle suivante :

$$P_{H,t}(h) = (\bar{\pi}_H)^{1-\xi} (\pi_{H,t-1})^\xi P_{H,t-1}(h). \quad (3.12)$$

Par conséquent, la condition du premier ordre associée à la maximisation du profit implique que les firmes fixent leur prix de façon à égaliser l'espérance de la somme des coûts marginaux réels courants et futurs :

$$\mathbb{E}_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha^k \Upsilon_{t,t+k} \left[\bar{\pi}_H^{(1-\xi)k} \left(\frac{P_{H,t+k-1}}{P_{H,t-1}} \right)^\xi \frac{\tilde{P}_{H,t}(h)}{P_{t+k}} - \frac{\theta}{\theta-1} MC_{t+k} \right] Y_{t+k}(h) = 0 \quad (3.13)$$

Lorsque les prix sont flexibles ($\alpha = 0$), cette expression indique que le prix optimal est $\tilde{P}_{H,t}(h) / P_{H,t} = [\theta / (\theta - 1)] MC_t$, avec $\theta / (\theta - 1) \equiv \mu$ définissant le markup optimal. Puisqu'il n'y a pas de facteurs de production spécifiques, les firmes qui ajustent leur prix en t choisissent le même nouveau prix $\tilde{P}_{H,t}(h) = \tilde{P}_{H,t}$, $\forall h$.

L'expression de l'évolution de l'indice des prix à la consommation domestique en présence d'une indexation partielle est donnée par :

$$P_{H,t} = \left[\alpha \left((\bar{\pi}_H)^{1-\xi} (\pi_{H,t-1})^\xi P_{H,t-1} \right)^{1-\theta} + (1-\alpha) \left(\tilde{P}_{H,t} \right)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}}. \quad (3.14)$$

Le programme de fixation des prix que résolvent les firmes dans le pays étrangers est parfaitement identique et donne une règle optimale similaire à l'équation (3.13). Nous supposons que les paramètres structurels étrangers (α^* , ξ^*) diffèrent de ceux du pays domestique (α , ξ), tout comme les chocs technologiques (A_t and A_t^*) qui peuvent, en outre, être imparfaitement corréliées. Au contraire, le paramètre d'agrégation θ est supposé le même dans tous les pays.

3.2.3 La dynamique du taux de change réel

En plus des marchés complets au niveau domestique, nous supposons également que les marchés financiers sont complets internationalement : les ménages domestiques et étrangers peuvent librement échanger les titres contingents exprimés dans la devise domestique. La condition de partage parfait du risque est alors définie par²¹ :

$$Q_t = \kappa \frac{\mathcal{U}_{C^*,t}^*}{\mathcal{U}_{C,t}} \quad (3.15)$$

où le taux de change réel, défini comme $Q_t \equiv S_t P_t^*/P_t$, est proportionnel au ratio des utilités marginales de la consommation des deux pays. L'hypothèse de perfection du marché international assure que le taux de change réel et la consommation sont des variables stationnaires (voir Benigno, 2004).

La présence d'asymétrie dans les préférences des ménages domestiques et étrangers nécessite que le taux de change réel dévie de la PPA, d'où,

$$Q_t = \left(\frac{S_t P_{H,t}^*}{P_{H,t}} \right)^{\omega^*} \left(\frac{S_t P_{F,t}^*}{P_{F,t}} \right)^{1-\omega^*} \left(\frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} \right)^{\omega-\omega^*} = (\mathcal{T}_t)^{\omega-\omega^*} \quad (3.16)$$

où \mathcal{T}_t représente les termes de l'échange, *i.e.* le prix relatif entre les paniers de biens domestiques et étrangers tel que le perçoit le résident domestique. Il est défini par²² :

$$\mathcal{T}_t = \frac{P_{F,t}}{P_{H,t}} = \frac{S_t P_{F,t}^*}{P_{H,t}}. \quad (3.17)$$

En utilisant les équations (3.3), (3.15), et (3.16), les termes de l'échange

²¹Cette condition est vérifiée car les agents domestiques et étrangers sont identiques *ex ante*, de telle façon que leurs utilités marginales soient égales. Comme la fonction d'utilité est séparable en la consommation et le travail, l'égalité entre les utilités marginales impliquent (3.15). De plus, $\kappa = [S_0 P_{F,0}^* \mathcal{U}_C(C_0)] / [P_{H,0} \mathcal{U}_{C^*}^*(C_0^*)]$ est une constante qui représente les conditions initiales.

²²Les termes de l'échange étrangers sont donnés par $\mathcal{T}_t^* = P_{H,t}^*/P_{F,t}^* = 1/\mathcal{T}_t$, puisque la loi du prix unique est toujours vérifiée.

peuvent se réécrire :

$$(\mathcal{T}_t)^{\omega-\omega^*} = \kappa \frac{\varepsilon_{p,t}^* (C_t - \gamma C_{t-1})^\sigma}{\varepsilon_{p,t} (C_t^* - \gamma^* C_{t-1}^*)^{\sigma^*}}. \quad (3.18)$$

L'équation (3.18) est un moyen élégant de résoudre les problèmes de non stationnarité du taux de change et d'indétermination dans le modèle. Elle relie les termes de l'échange aux consommations passées et courantes ainsi qu'aux chocs de préférences. Notons également que lorsqu'il n'y a pas de biais dans les préférences ($\omega = \omega^*$), l'hypothèse de partage parfait du risque n'est plus nécessaire pour la détermination des termes de l'échange.

En combinant l'équation d'Euler (3.4) avec l'équation de partage parfait du risque (3.15), nous obtenons les dynamiques du taux de change réel et des termes de l'échange suivantes :

$$\mathbb{E}_t \left[\frac{Q_{t+1}}{Q_t} \right] = \mathbb{E}_t \left[\frac{\mathcal{U}_C^*(C_{t+1}^*) \mathcal{U}_C(C_t) P_t^* P_{t+1}}{\mathcal{U}_C^*(C_t^*) \mathcal{U}_C(C_{t+1}) P_t P_{t+1}^*} \right] = \frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} \quad (3.19)$$

$$\mathbb{E}_t \left[\frac{\mathcal{T}_{t+1}}{\mathcal{T}_t} \right] = \mathbb{E}_t \left[\frac{P_{F,t+1}^* P_{H,t} 1 + i_t}{P_{H,t+1} P_{F,t}^* 1 + i_t^*} \right]. \quad (3.20)$$

Ces équations correspondent à la condition de parité non couverte des taux d'intérêt (UIP), qui indique que la variation anticipée du taux de change réel est exactement compensée par le différentiel de taux d'intérêt. Il faut souligner que la condition UIP n'est pas une condition supplémentaire dans le modèle mais une relation redondante.

3.2.4 Les conditions d'équilibre du marché

L'équilibre sur les marchés des biens domestiques et étrangers nécessitent les conditions suivantes :

$$\begin{aligned} Y_t(h) &= n C_t(h) + (1-n) C_t^*(h) \\ &= \left(\frac{P_{H,t}(h)}{P_{H,t}} \right)^{-\theta} \omega \left(\frac{P_t}{P_{H,t}} \right) C_t + \left(\frac{P_{H,t}^*(h)}{P_{H,t}^*} \right)^{-\theta} \omega^* \left(\frac{P_t^*}{P_{H,t}^*} \right) \frac{1-n}{n} C_t^* \\ &= \left(\frac{P_{H,t}(h)}{P_{H,t}} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_t}{P_{H,t}} \right) \left(\omega C_t + \mathcal{T}_t^{\omega-\omega^*} \frac{1-n}{n} \omega^* C_t^* \right) \end{aligned}$$

et

$$\begin{aligned}
Y_t^*(f) &= nC_t(f) + (1-n)C_t^*(f) \\
&= \left(\frac{P_{H,t}(f)}{P_{F,t}}\right)^{-\theta} (1-\omega) \left(\frac{P_t}{P_{F,t}}\right) \frac{n}{1-n} C_t + \left(\frac{P_{F,t}^*(f)}{P_{F,t}^*}\right)^{-\theta} (1-\omega^*) \left(\frac{P_t^*}{P_{F,t}^*}\right) C_t^* \\
&= \left(\frac{P_{H,t}(f)}{P_{F,t}}\right)^{-\theta} \left(\frac{P_t}{P_{F,t}}\right) \left(\frac{n}{1-n} (1-\omega) C_t + (1-\omega^*) \mathcal{T}_t^{\omega-\omega^*} C_t^*\right)
\end{aligned}$$

Les productions agrégées de biens domestiques et étrangers sont alors données par :

$$Y_t = \omega (\mathcal{T}_t)^{1-\omega} C_t + \frac{1-n}{n} \omega^* \mathcal{T}_t^{1-\omega^*} C_t^* \quad (3.21)$$

et

$$Y_t^* = (1-\omega) (\mathcal{T}_t)^{-\omega} \frac{n}{1-n} C_t + (1-\omega^*) (\mathcal{T}_t)^{-\omega^*} C_t^*. \quad (3.22)$$

3.2.5 L'équilibre log-linéarisé

Afin d'obtenir une forme interprétable et manipulable pour mener des estimations et des simulations de politique économique, nous approximons le modèle en utilisant un développement de Taylor au premier ordre autour de l'état stationnaire. Le système final exprimé en termes de déviations de pourcentage autour de l'état stationnaire est présenté en annexe A²³.

Avant d'étudier le lien entre l'hétérogénéité et la politique monétaire optimale, une première étape consiste à estimer le système d'équations structurelles. Pour cela, nous devons boucler le modèle en spécifiant une règle de taux d'intérêt dans chaque pays. Nous choisissons une règle de type Taylor dans laquelle le taux d'intérêt nominal s'ajuste aux déviations de l'inflation domestique à sa valeur d'équilibre et aux déviations de la production agrégée domestique à sa valeur naturelle (autrement dit à sa

²³ \hat{x}_t représente la log-déviations de x_t par rapport à sa valeur d'état stationnaire \bar{x} , *i.e.* $\hat{x}_t = \log(x_t/\bar{x})$.

valeur d'équilibre lorsque les prix sont flexibles). L'annexe B propose les détails de la dérivation de l'équilibre à prix flexibles en économie ouverte. En outre, nous incorporons un ajustement partiel afin de capturer le lissage de taux d'intérêt observable dans les données.

La règle de taux d'intérêt log-linéarisée est alors définie par :

$$\hat{i}_t = \psi_i \hat{i}_{t-1} + (1 - \psi_i) [\psi_\pi \hat{\pi}_{H,t} + \psi_y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^n)] + \hat{\varepsilon}_{i,t} \quad (3.23)$$

où $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ est un choc de politique monétaire, et $\psi_i \in [0, 1]$, $\psi_\pi > 1$ et $\psi_y > 0$ ²⁴.

A ce stade, nous ne prêtons aucune attention particulière aux multiples possibilités de spécification de la fonction de réaction des autorités monétaires. En particulier, nous n'essayons pas de déterminer l'indice temporel optimal pour l'inflation et la production dans l'équation (3.23). Nous ne cherchons pas non plus à incorporer le taux de change ou les termes de l'échange dans la règle. La raison est simple : nous ne recherchons pas à ce que la règle historique soit nécessairement optimale, de sorte que les paramètres de la fonction de réaction soient vus comme structurels. Nous nous concentrons pour le moment sur une forme largement admise afin d'estimer les paramètres structurels reflétant le comportement des agents privés. La détermination de la politique monétaire optimale compatible avec le modèle structurel est réalisée dans la section 4.

Dans un cadre multi-pays, la structure principale du modèle demeure essentiellement inchangée. L'annexe D présente la version à 3 pays du modèle log-linéarisé que nous utilisons ensuite. Seuls les mécanismes internationaux de transmission doivent maintenant passer à

²⁴Nous supposons que $\hat{\varepsilon}_{i,t}$ suit un processus AR(1) : $\hat{\varepsilon}_{i,t} = \rho_i \hat{\varepsilon}_{i,t-1} + \eta_{i,t}$. Nous avons également estimé une règle dans laquelle était introduit un objectif d'inflation variant dans le temps et un choc de politique monétaire i.i.d., comme l'ont fait SW. Cependant, tout comme OW, nous obtenons une variance du choc de politique monétaire nulle. Par conséquent, nous avons préféré garder la spécification (3.23) qui n'inclut pas un choc de variance nulle.

travers $\sum_{i=1}^N (N - i)$ termes de l'échange (et non plus un seul) dans un modèle à N -pays. De ce fait, puisque la courbe de Phillips dépend des termes de l'échange à travers les mouvements du coût marginal réel, la dynamique de l'inflation dépend des conditions de demande de l'ensemble des pays. La consommation domestique est également affectée par la moyenne des taux d'intérêt réels prévalant dans tous les pays de la zone.

3.3 Estimation

Nous nous concentrons maintenant sur deux modèles de prévision qui seront utilisés dans la section suivante pour calculer la règle optimale de politique monétaire. Le premier est un modèle agrégé (AWM) qui suppose implicitement que l'hétérogénéité des comportements des agents entre les pays peut être négligée lors de la conception de la politique monétaire. A cette fin, nous recourons à la version en économie fermée du modèle ci-dessus, estimé à l'aide des données agrégées de la zone euro. Le deuxième modèle est un modèle multi-pays (MCM) qui incorpore de l'information sur les différents pays, permettant aux paramètres du modèle de différer d'un pays à l'autre.

3.3.1 Les données

L'AWM est estimé pour l'ensemble de la zone euro alors que le MCM est estimé pour les trois principaux pays européens (Allemagne, France et Italie). La période d'échantillonnage court de 1970 :1 à 1998 :4 à une fréquence trimestrielle. Les données des différents pays proviennent de la base de données BSDB de l'OCDE²⁵. En ce qui concerne la zone euro, nous avons utilisé deux bases de données. La première base correspond

²⁵Notons que dans le cas de l'Allemagne, nous avons corrigé l'effet de la réunification sur le PIB et le déflateur du PIB en utilisant les données de la République Fédérale d'Allemagne pour l'année 1991.

à la moyenne pondérée des séries concernant les trois pays concernés²⁶. Ces derniers représentent 68% du PIB de la zone euro. La deuxième base de données est la mise à jour que proposent Fagan *et al.* (2001). Nous nous concentrons principalement sur la première base pour l'estimation de l'AWM puisque ces données sont parfaitement compatibles avec celles utilisées pour le MCM.

L'estimation du modèle repose sur trois variables macroéconomiques pour chaque pays : la consommation réelle, le taux d'inflation et le taux d'intérêt nominal de court terme. La consommation est simplement définie comme des dépenses réelles de consommation détrendés à l'aide d'une tendance linéaire²⁷. Nous définissons l'inflation comme la variation trimestrielle annualisée du déflateur du PIB. Le taux d'intérêt est le taux du marché monétaire à trois mois. La figure 3.1 montre les évolutions historiques des diverses séries étudiées pour chaque pays ou zone. D'abord, nous notons que les deux bases de données pour la zone euro sont très proches. Ensuite, nous observons une tendance à la baisse des taux d'intérêt et des taux d'inflation qui correspond principalement au processus de convergence des conditions économiques dans la zone euro.

Le modèle structurel présenté dans ce chapitre n'est clairement pas conçu pour capturer un tel fait empirique. Par conséquent, le taux d'inflation et le taux d'intérêt nominal sont corrigés d'une tendance commune qui est la tendance quadratique de l'inflation. On remarque que ni les termes de l'échange ni le coût marginal réel ne sont nécessaires pour l'estimation du modèle puisqu'ils dépendent uniquement des trois autres variables macroéconomiques.

²⁶L'agrégation est faite comme dans Fagan *et al.* (2001)

²⁷Nous avons également examiné la consommation détrendée à l'aide d'une régression sur une tendance quadratique et un filtre d'Hodrick-Prescott, et nous obtenons des résultats sensiblement identiques.

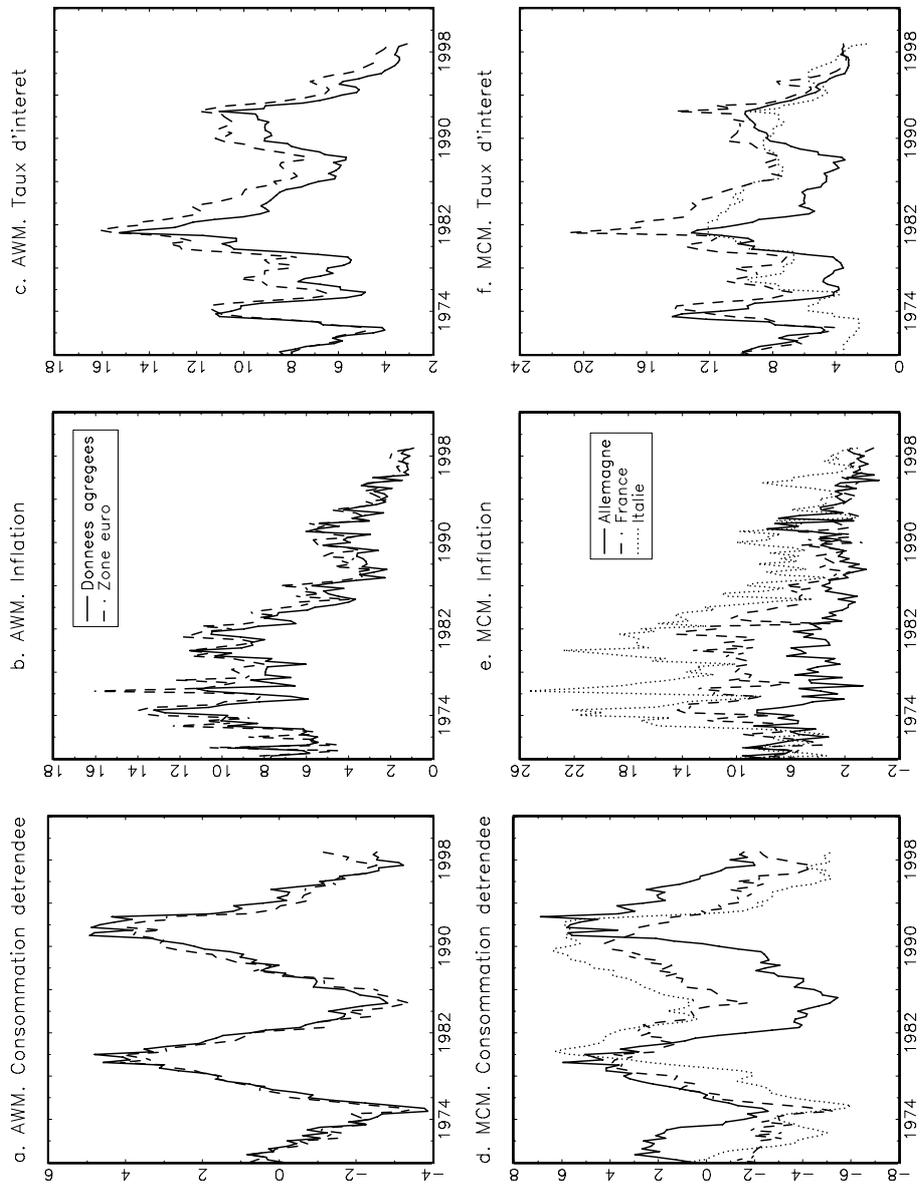


Fig. 3.1 - Les données

3.3.2 Approche économétrique

Pour estimer le MEGIS décrit dans la section précédente, nous faisons appel à l'économétrie bayésienne. Cette méthode d'estimation a été principalement proposée par Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramirez-Ramirez (2003), Schorfheide (2003) et SW²⁸. Les approches alternatives sont exclues dans notre contexte. D'une part, l'étalonnage n'est pas une voie prometteuse puisque nous nous concentrons sur l'effet de l'hétérogénéité entre les pays dans la zone euro. Le choix des paramètres distincts pour les divers pays serait trop arbitraire étant donné que les différences économiques entre ces pays ne sont pas toujours clairement établies. D'autre part, la technique du maximum de vraisemblance à information complète (FIML) demanderait une description totale des caractéristiques du processus générateur des données. Cependant, cette méthode s'est avérée plutôt délicate à mettre en oeuvre dans les modèles macroéconomiques de taille moyenne et grande. En particulier, l'estimateur du FIML a souvent des difficultés à converger dans les cas où la log-vraisemblance est très sensible aux paramètres structurels. Et dans le cas où il converge, les résultats peuvent être non réalistes : par exemple, la probabilité d'une firme de ne pas pouvoir modifier ses prix, α , atteint systématiquement sa borne supérieure. Pour ces raisons, nous recourons à la technique bayésienne qui incorpore de l'information préalable sur les paramètres structurels. Cette approche rend le procédé d'évaluation plus stable.

Le modèle log-linéarisé peut être représenté sous une forme espace-état afin d'écrire la fonction de vraisemblance des données en appliquant

²⁸Les procédures permettant de faire de l'économétrie bayésienne sont disponibles en GAUSS (voir Schorfheide, 2003) et MATLAB (le pré-processeur DYNARE – développé par M. Juillard – inclut dorénavant un module d'estimation. Se reporter à l'adresse suivante : <http://www.cepremap.cnrs.fr/dynare/>).

le filtre de Kalman,

$$\hat{s}_t = A(\Theta) \hat{s}_{t-1} + B(\Theta) \hat{\eta}_t \quad (3.24)$$

$$\hat{x}_t = C(\Theta) \hat{s}_t \quad (3.25)$$

où \hat{x}_t contient les variables observées (consommation, inflation et taux d'intérêt pour chaque pays) alors que le vecteur \hat{s}_t a des éléments inobservés telles que les espérances conditionnelles, les variables naturelles ou les processus des chocs. $\hat{\eta}_t$ est un vecteur de variables i.i.d. de moyenne nulle et de matrice de variances-covariances $\Sigma(\Theta)$.

Nous obtenons l'équation de transition (3.24) en utilisant l'algorithme développé par Anderson et Moore (1985) qui calcule les solutions des modèles à anticipations rationnelles. L'algorithme détermine si le modèle à une unique solution, une infinité ou aucune solution et rend une matrice codifiant les contraintes linéaires qui garantissent la convergence asymptotique. L'unicité des solutions du système suppose que la matrice de transition caractérisant le système linéaire possède le bon nombre de racines stables et explosives²⁹.

Pour chaque modèle structurel $m \in M$ et chaque ensemble de paramètres, Θ , nous notons $\Gamma(\Theta, m)$ la distribution *a priori* de Θ et $\mathcal{L}(X^T|\Theta, m)$ la fonction de vraisemblance associée aux variables observées $X^T = \{\hat{x}_t\}_{t=1}^T$. La distribution *a posteriori* du vecteur de paramètres est proportionnelle au produit de la fonction de vraisemblance et de la distribution *a priori* de Θ ,

$$\Gamma(\Theta|X^T, m) \propto \mathcal{L}(X^T|\Theta, m) \Gamma(\Theta|m). \quad (3.26)$$

Comme dans Schorfheide (2003) et SW, nous adoptons l'approche par échantillonnage d'une chaîne markovienne de Monte Carlo (MCMC) afin de calculer la fonction de distribution *a posteriori*. Plus particulièrement,

²⁹Les conditions dites de "Blanchard et Kahn" supposent qu'il doit y avoir autant de racines inférieures à l'unité que de variables prédéterminées pour que le modèle soit stable et qu'il ait une solution unique.

on utilise l'algorithme de Metropolis-Hastings (MH) pour obtenir un tirage aléatoire de taille 100 000 à partir des distributions *a posteriori* des paramètres³⁰. Le mode et le hessien de la distribution *a posteriori* (évalué au mode) sont utilisés pour initialiser l'algorithme MH. L'algorithme est schématiquement le suivant :

1. Nous débutons avec une valeur initiale Θ_0 . A partir de cette valeur, l'expression $\mathcal{L}(X^T|\Theta, m) \Gamma(\Theta|m)$ est évaluée.
2. A chaque itération i ,

$$\hat{\Theta}_i = \begin{cases} \hat{\Theta}_{i-1} & \text{avec probabilité } 1 - prob \\ \Theta_i^* & \text{avec probabilité } prob \end{cases}$$

où

$$\Theta_i^* = \Theta_{i-1} + b\mathcal{U},$$

et

$$prob = \min \left(1, \frac{\mathcal{L}(X^T|\Theta_i^*, m) \Gamma(\Theta_i^*|m)}{\mathcal{L}(X^T|\hat{\Theta}_{i-1}, m) \Gamma(\hat{\Theta}_{i-1}|m)} \right)$$

\mathcal{U} définit la matrice hessienne de la distribution *a posteriori* évaluée au mode. La valeur de b détermine le taux d'acceptation de l'algorithme. Si ce taux est trop faible, la chaîne de Markov ne visite pas un ensemble assez large de valeurs en un nombre raisonnable d'itérations. Si ce taux est trop élevé, la chaîne de Markov ne reste pas assez longtemps dans les régions de forte probabilité. Nous fixons b à 0,3, ce qui nous donne un taux d'acceptation d'environ 35%.

3.3.3 Résultats empiriques

La distribution *a priori*

Dans cette sous-section, nous décrivons comment la distribution *a priori* des paramètres inconnus a été choisie. Pour chaque pays, les pa-

³⁰Les 50 000 premières observations sont retirées afin d'éliminer toute dépendance des valeurs initiales.

paramètres structurels sont $(\gamma, \sigma, \varphi, \beta, \theta, \alpha, \xi, \psi_i, \psi_\pi, \psi_y, \rho_p, \rho_a, \rho_i, \sigma_p^2, \sigma_a^2, \sigma_i^2)$. Dans la plupart des cas, les priors ont été choisis de manière à être proches de ceux retenus par SW mais nous incorporons également de l'information tirée d'OW. Les *a priori* sont rapportés dans la première colonne du tableau 3.1. Le paramètre de persistance d'habitude, γ , la part des firmes qui n'ont pas pu ré-optimiser leur prix, α , et le degré d'indexation des prix, ξ , sont supposés suivre une loi bêta, de moyenne 0,7 et d'écart-type 0,1. La valeur moyenne de 0,7 est proche des valeurs trouvées dans d'autres études sur le sujet. L'inverse de l'élasticité intertemporelle de la substitution de la consommation, σ , et l'inverse de l'élasticité de la désutilité de travail, φ , sont supposées suivre une loi normale, car elles peuvent théoriquement prendre des valeurs plutôt élevées. Elles ont une moyenne de 2 avec un écart-type de 0,25. Ce choix se fonde sur les résultats fournis par OW qui montrent que ces paramètres sont en fait plus grands que ceux rapportés par SW. Les paramètres concernant la fonction de réaction sont standards : le coefficient associé à l'inflation, ψ_π , est de 1,5 et celui qui est associé à l'écart de production, ψ_y , est de 0,5, avec un écart-type de 0,1 pour les deux coefficients (ils suivent une loi normale). Le paramètre de lissage ψ_i et les paramètres de persistance (ρ_p, ρ_a et ρ_i) suivent une loi bêta de moyenne 0,7 et d'écart-type 0,1. Nous optons pour une distribution uniforme de support $[0, 2]$ pour l'ensemble des écarts-types des chocs stochastiques, σ_p, σ_a et σ_i . Tandis qu'on suppose que les chocs au sein d'un pays donné sont non-corrélés, nous admettons qu'il existe une corrélation non nulle des chocs de même nature entre deux pays. Nous notons ainsi δ_p, δ_a et δ_i les corrélations entre les chocs domestiques et étrangers de préférence, de technologie, et de politique monétaire, respectivement. Les corrélations entre les pays ont une distribution normale de moyenne 0,2 et d'écart-type 0,1. Nous utilisons les mêmes *a priori* pour tous les pays ainsi que la zone euro.

Enfin, nous avons imposé des *a priori* dogmatiques pour le facteur d'escompte β et l'élasticité de la substitution entre les biens produits

dans un pays donné, θ . Les valeurs que nous employons ($\beta = 0,99$ et $\theta = 10$) sont parfaitement conventionnelles dans la littérature. Le ratio consommation/production (s) est fixé à 1 pour tous les pays, supposant que la balance commerciale est équilibrée. Afin de refléter le poids des exportations (ω) d'un pays vers un autre, nous retenons les valeurs suivantes : les poids des biens allemands, français et italiens dans la consommation des ménages allemands sont (0,8; 0,11; 0,09). Pour les ménages français et italiens, les poids sont respectivement (0,13; 0,8; 0,07) et (0,13; 0,07; 0,8). Nous avons vérifié que la modification de ces valeurs ne changeait pas les résultats de manière significative.

Résultats pour l'AWM

Le tableau 3.1 fournit deux ensembles d'informations concernant les estimations des paramètres. Le premier ensemble présente le mode *a posteriori* des paramètres, obtenu directement en maximisant le logarithme de la vraisemblance associée à la distribution *a posteriori* des paramètres³¹. Le deuxième ensemble contient les 5ème, 50ème et 95ème percentiles de la distribution *a posteriori* des paramètres. Le graphique 3.2 récapitule cette information visuellement en traçant les distributions *a priori* et *a posteriori*.

La plupart des paramètres structurels peuvent être comparés, dans une certaine mesure, à leurs contreparties dans le modèle de SW. Les différences entre les deux groupes d'estimations peuvent être attribuées à trois sources : (1) notre spécification de l'AWM est plus simple que celle retenue par SW, (2) les *a priori* diffèrent pour quelques paramètres, (3) notre AWM est estimé sur la base de données agrégées à l'aide de trois pays alors que SW utilisent les données pour la zone euro dans sa totalité. Une première différence importante entre les deux estimations des paramètres se situe au niveau des autocorrélations des chocs. Bien

³¹Les écarts-types reportés ont été calculés à l'aide du Hessien de la fonction de log-vraisemblance.

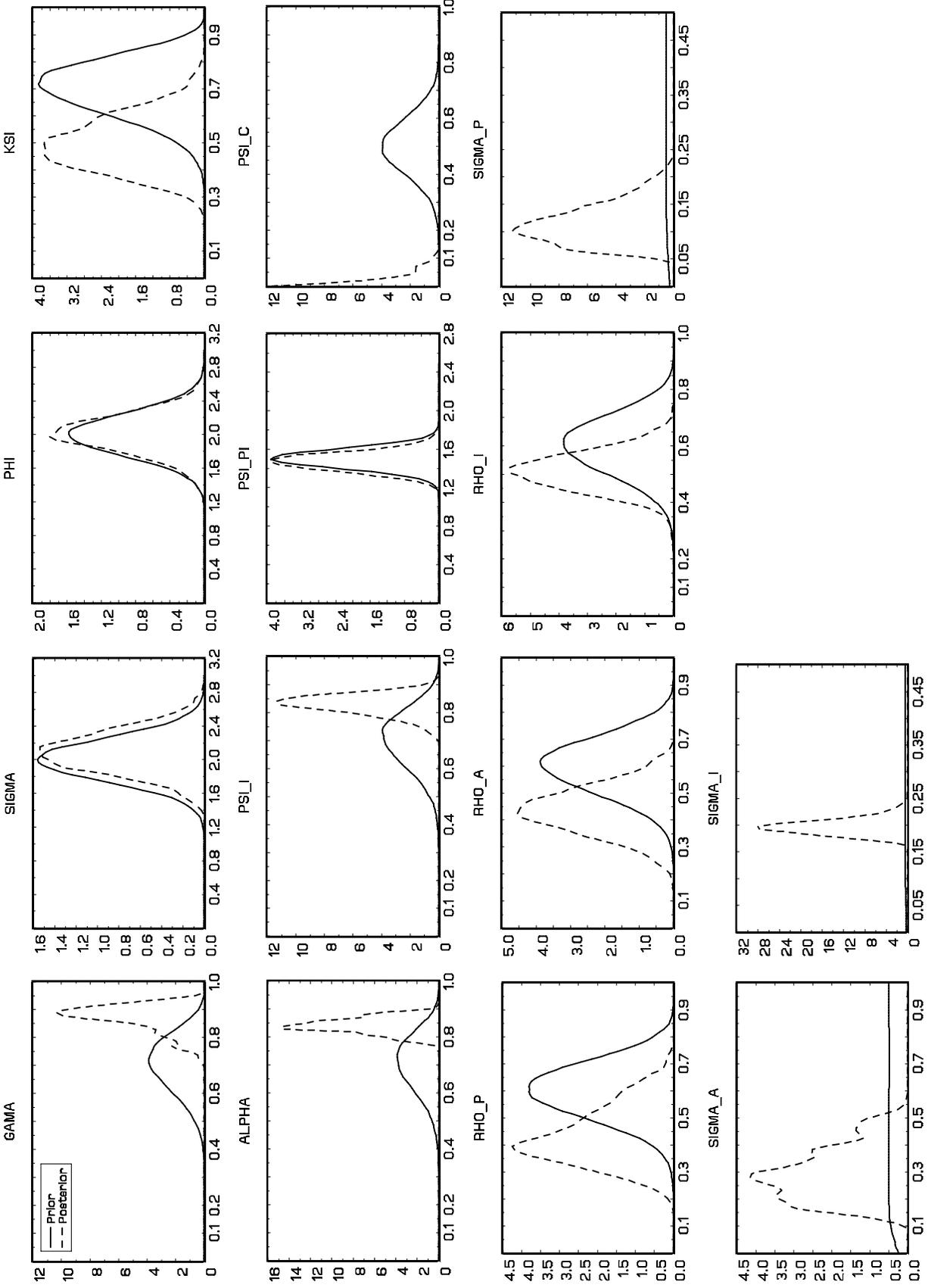
que nos autocorrélations estimées soient toutes positives, elles sont sensiblement inférieures à celles rapportées par SW. En effet, notre estimation de la médiane se situe entre 0,4 et 0,65, alors qu'elle est comprise entre 0,81 et 0,87 pour SW. Ce résultat suggère que notre modèle structurel est capable de reproduire la plupart de la persistance des données sans recourir à une trop forte autocorrélation des chocs.

Concernant le comportement des ménages, notre estimation de l'élasticité de substitution de la consommation ($1/\sigma$) est égale à 0,49, alors que l'élasticité de la désutilité du travail ($1/\varphi$) est égale à 0,5. Le paramètre de persistance d'habitude γ est plutôt grand, 0,9, indiquant que la référence pour la consommation courante est d'environ 90% de la consommation agrégée passée. Ces estimations sont encore quelque peu différentes de celles rapportées par SW. En particulier, leur estimation du paramètre de persistance d'habitude est de 0,6 et l'estimation de l'élasticité de substitution de la consommation est aussi plus élevée puisqu'elle vaut 0,73. Utiliser leurs estimations dans notre modèle détériore de manière significative la capacité du modèle à ajuster les autocovariances de la consommation.

Concernant le comportement des firmes, nous obtenons fondamentalement les mêmes estimations que SW et OW. Le paramètre d'indexation des prix est $\xi = 0,48$, alors que la probabilité de ne pas ré-optimiser les prix est $\alpha = 0,84$. Le degré de viscosité des prix est plutôt élevé, puisque la durée moyenne des contrats des prix est d'environ 7 trimestres. Cette valeur est plus élevée que celles trouvées au niveau microéconomique, mais reste dans la gamme des estimations des études macroéconomiques.

Enfin, l'estimation de la règle de politique monétaire est seulement une indication de la façon dont les taux d'intérêt de court terme ont réagi aux développements macroéconomiques au cours de la période considérée.

	Distribution a priori			Estimation par MV			Distribution a posteriori			Smets-Wouters			Onatski-Williams					
	Type	Moyenne	Ecart-type	Mode	Ecart-type	5%	Médiane	95%	Médiane	5%	Médiane	95%	Médiane	5%	Médiane	95%	Médiane	
Habitude dans la conso.	γ	Beta	0,700	0,100	0,908	0,031	0,842	0,896	0,942	0,842	0,896	0,942	0,896	0,842	0,896	0,942	0,896	0,400*
Elast. de subst. de la conso.	σ	Normale	2,000	0,250	2,052	0,240	1,685	2,081	2,472	1,685	2,081	2,472	2,081	1,685	2,081	2,472	2,081	2,178
Désutilité du travail	ϕ	Normale	2,000	0,250	1,990	0,251	1,620	2,033	2,444	1,620	2,033	2,444	2,033	1,620	2,033	2,444	2,033	3,000*
Indexation des prix	ξ	Beta	0,700	0,100	0,479	0,104	0,334	0,505	0,677	0,334	0,505	0,677	0,505	0,334	0,505	0,677	0,505	0,323
Probabilité de Calvo	α	Beta	0,700	0,100	0,862	0,038	0,803	0,860	0,917	0,803	0,860	0,917	0,860	0,803	0,860	0,917	0,860	0,930*
FR. Taux d'intérêt retardé	ψ_j	Beta	0,700	0,100	0,857	0,043	0,771	0,840	0,898	0,771	0,840	0,898	0,840	0,771	0,840	0,898	0,840	0,962
FR. Inflation	ψ_π	Normale	1,500	0,100	1,456	0,098	1,306	1,467	1,627	1,306	1,467	1,627	1,467	1,306	1,467	1,627	1,467	1,684
FR. Ecart de production	ψ_y	Normale	0,500	0,100	0,000	0,029	-0,047	-0,011	0,038	-0,047	-0,011	0,038	-0,011	-0,047	-0,011	0,038	-0,011	0,099
Corr. Choc de préférence	ρ_p	Beta	0,700	0,100	0,364	0,084	0,253	0,392	0,529	0,253	0,392	0,529	0,392	0,253	0,392	0,529	0,392	0,876
Corr. Choc de productivité	ρ_a	Beta	0,700	0,100	0,432	0,105	0,248	0,408	0,593	0,248	0,408	0,593	0,408	0,248	0,408	0,593	0,408	0,957
Corr. Taux d'intérêt	ρ_i	Beta	0,700	0,100	0,488	0,073	0,388	0,506	0,627	0,388	0,506	0,627	0,506	0,388	0,506	0,627	0,506	0,582
Vol. Choc de préférence	σ_p	Uniforme	0,000	2,000	0,141	0,038	0,073	0,128	0,191	0,073	0,128	0,191	0,128	0,073	0,128	0,191	0,128	0,240
Vol. Choc de productivité	σ_a	Uniforme	0,000	2,000	0,368	0,269	0,133	0,342	0,878	0,133	0,342	0,878	0,342	0,133	0,342	0,878	0,342	0,343
Vol. Taux d'intérêt (x100)	σ_i	Uniforme	0,000	2,000	0,194	0,014	0,174	0,196	0,219	0,174	0,196	0,219	0,196	0,174	0,196	0,219	0,196	1,000*



En l'absence d'une banque centrale commune dans l'échantillon, cette estimation ne peut pas refléter plausiblement le comportement des autorités monétaires. La réponse à l'inflation est $\psi_\pi = 1,46$ et la réaction à l'écart de production est pratiquement 0.

Résultats pour le MCM

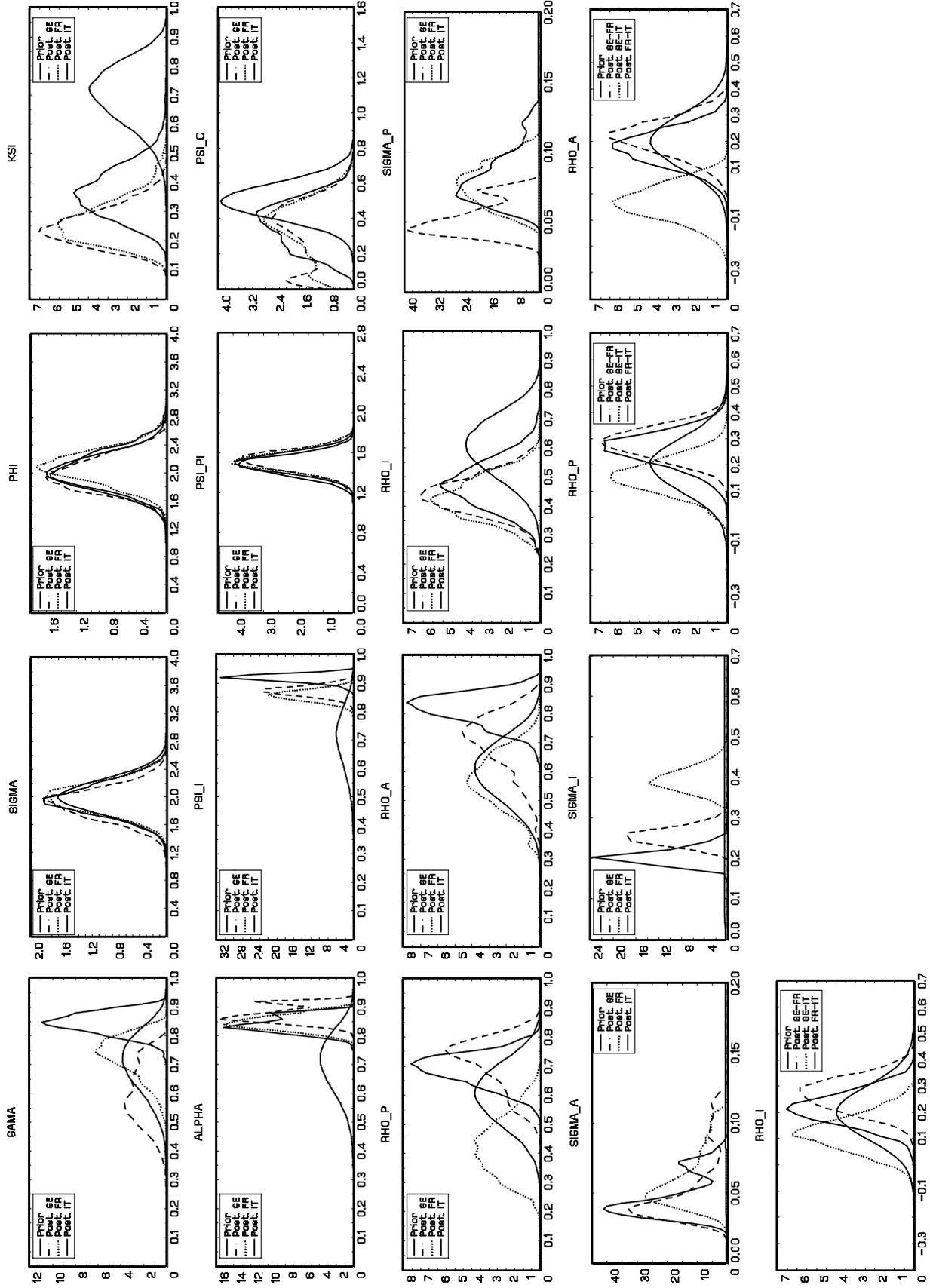
Nous commentons brièvement les résultats pour le MCM. La dynamique jointe du système est estimée simultanément pour l'Allemagne, la France et l'Italie. C'est un exercice très demandeur en temps de calcul car il y a 9 variables observées et 51 paramètres inconnus.

Le tableau 3.2 reporte les *a priori* et les estimations des paramètres du MCM et le graphique 3.3 résume cette information en représentant les distributions *a priori* et *a posteriori*. Nous concentrons nos commentaires sur les différences entre les pays et les estimations de l'AWM. Un premier résultat essentiel est que l'on constate une hétérogénéité entre les paramètres structurels des trois pays. Bien que nous avons retenu les mêmes *a priori* pour tous les pays (tout comme pour la zone euro), nous obtenons des différences significatives pour le paramètre de persistance des habitudes γ . La valeur de ce paramètre est plutôt faible pour l'Allemagne (0,57), moyenne pour la France (0,73), et élevé pour l'Italie (0,84). L'hypothèse nulle d'égalité des trois paramètres entre les pays est fortement rejetée. En ce qui concerne les autres paramètres, les différences ne sont pas économiquement significatives. La seule exception provient du paramètre d'indexation des prix ξ dont la valeur est égale à 0,41 pour l'Italie contre 0,24 pour l'Allemagne, et ce, bien que la différence ne soit pas réellement significative.

Les paramètres de la fonction de réaction sont identiques entre les pays. Les réactions du taux d'intérêt à l'inflation et à l'écart de production sont respectivement autour de 1,5 et 0,5 dans les trois pays.

	Distribution a priori			Estimation par MV		Distribution a posteriori			
	Type	Moyenne	Ecart-type	Mode	Ecart-type	0,050	Médiane	0,950	
Allemagne									
Habitude dans la conso.	γ	Beta	0,700	0,100	0,565	0,093	0,502	0,640	0,805
Elast. de subst. de la conso.	σ	Normale	2,000	0,250	1,816	0,226	1,459	1,814	2,195
Désutilité du travail	φ	Normale	2,000	0,250	2,005	0,265	1,600	2,009	2,461
Indexation des prix	ξ	Beta	0,700	0,100	0,238	0,073	0,141	0,262	0,377
Probabilité de Calvo	α	Beta	0,700	0,100	0,860	0,019	0,841	0,870	0,901
FR. Taux d'intérêt retardé	ψ_i	Beta	0,700	0,100	0,886	0,018	0,856	0,885	0,916
FR. Inflation	ψ_π	Normale	1,500	0,100	1,501	0,105	1,324	1,498	1,668
FR. Ecart de production	ψ_y	Normale	0,500	0,100	0,440	0,115	0,188	0,374	0,558
Corr. Choc de préférence	ρ_p	Beta	0,700	0,100	0,708	0,102	0,483	0,628	0,794
Corr. Choc de productivité	ρ_a	Beta	0,700	0,100	0,749	0,065	0,612	0,724	0,826
Corr. Taux d'intérêt	ρ_i	Beta	0,700	0,100	0,505	0,071	0,422	0,536	0,651
Vol. Choc de préférence	σ_p	Uniforme	0,000	2,000	0,047	0,015	0,041	0,060	0,089
Vol. Choc de productivité	σ_a	Uniforme	0,000	2,000	0,040	0,011	0,033	0,049	0,066
Vol. Taux d'intérêt (x100)	σ_i	Uniforme	0,000	2,000	0,238	0,019	0,212	0,242	0,271
France									
Habitude dans la conso.	γ	Beta	0,700	0,100	0,733	0,062	0,653	0,751	0,855
Elast. de subst. de la conso.	σ	Normale	2,000	0,250	1,934	0,268	1,555	2,001	2,417
Désutilité du travail	φ	Normale	2,000	0,250	2,080	0,239	1,751	2,130	2,534
Indexation des prix	ξ	Beta	0,700	0,100	0,288	0,080	0,179	0,321	0,446
Probabilité de Calvo	α	Beta	0,700	0,100	0,849	0,018	0,828	0,856	0,885
FR. Taux d'intérêt retardé	ψ_i	Beta	0,700	0,100	0,840	0,023	0,803	0,839	0,875
FR. Inflation	ψ_π	Normale	1,500	0,100	1,503	0,101	1,356	1,507	1,678
FR. Ecart de production	ψ_y	Normale	0,500	0,100	0,424	0,117	0,175	0,361	0,557
Corr. Choc de préférence	ρ_p	Beta	0,700	0,100	0,480	0,099	0,270	0,437	0,593
Corr. Choc de productivité	ρ_a	Beta	0,700	0,100	0,631	0,081	0,476	0,610	0,743
Corr. Taux d'intérêt	ρ_i	Beta	0,700	0,100	0,472	0,063	0,370	0,468	0,573

Vol. Choc de préférence	σ_p	Uniforme	0,000	2,000	0,073	0,019	0,053	0,084	0,111
Vol. Choc de productivité	σ_a	Uniforme	0,000	2,000	0,047	0,013	0,034	0,054	0,076
Vol. Taux d'intérêt (x100)	σ_i	Uniforme	0,000	2,000	0,410	0,033	0,360	0,414	0,465
Italie									
Habitude dans la conso.	γ	Beta	0,700	0,100	0,837	0,030	0,802	0,847	0,896
Elast. de subst. de la conso.	σ	Normale	2,000	0,250	1,954	0,244	1,606	1,987	2,389
Désutilité du travail	φ	Normale	2,000	0,250	2,011	0,231	1,670	2,034	2,424
Indexation des prix	ξ	Beta	0,700	0,100	0,412	0,105	0,252	0,436	0,599
Probabilité de Calvo	α	Beta	0,700	0,100	0,832	0,022	0,807	0,843	0,880
FR. Taux d'intérêt retardé	ψ_i	Beta	0,700	0,100	0,920	0,012	0,900	0,921	0,940
FR. Inflation	ψ_π	Normale	1,500	0,100	1,478	0,101	1,314	1,475	1,644
FR. Ecart de production	ψ_y	Normale	0,500	0,100	0,460	0,103	0,226	0,407	0,565
Corr. Choc de préférence	ρ_p	Beta	0,700	0,100	0,764	0,044	0,676	0,751	0,820
Corr. Choc de productivité	ρ_a	Beta	0,700	0,100	0,835	0,042	0,752	0,819	0,885
Corr. Taux d'intérêt	ρ_i	Beta	0,700	0,100	0,417	0,079	0,287	0,421	0,542
Vol. Choc de préférence	σ_p	Uniforme	0,000	2,000	0,068	0,013	0,055	0,076	0,097
Vol. Choc de productivité	σ_a	Uniforme	0,000	2,000	0,044	0,014	0,034	0,053	0,076
Vol. Taux d'intérêt (x100)	σ_i	Uniforme	0,000	2,000	0,215	0,018	0,186	0,217	0,244
Corrélations entre pays									
Corr. Choc de préférence - 1/2	δ_{p12}	Normale	0,200	0,100	0,313	0,063	0,195	0,301	0,402
Corr. Choc de préférence - 1/3	δ_{p13}	Normale	0,200	0,100	0,169	0,065	0,058	0,165	0,273
Corr. Choc de préférence - 2/3	δ_{p23}	Normale	0,200	0,100	0,269	0,075	0,149	0,270	0,389
Corr. Choc de productivité - 1/2	δ_{a12}	Normale	0,200	0,100	0,194	0,070	0,085	0,198	0,312
Corr. Choc de productivité - 1/3	δ_{a13}	Normale	0,200	0,100	-0,051	0,075	-0,159	-0,041	0,087
Corr. Choc de productivité - 2/3	δ_{a23}	Normale	0,200	0,100	0,146	0,067	0,042	0,146	0,271
Corr. Taux d'intérêt - 1/2	δ_{i12}	Normale	0,200	0,100	0,208	0,070	0,098	0,209	0,323
Corr. Taux d'intérêt - 1/3	δ_{i13}	Normale	0,200	0,100	0,132	0,065	0,024	0,133	0,238
Corr. Taux d'intérêt - 2/3	δ_{i23}	Normale	0,200	0,100	0,244	0,064	0,135	0,241	0,343



Les paramètres d'autocorrélations des chocs technologique et de politique monétaire sont tous estimés autour des mêmes valeurs : 0,7 pour le premier et 0,5 pour le second. Au contraire, il existe des différences significatives entre les autocorrélations des chocs de préférence en France (0,48) et en Italie (0,76). Enfin, la plupart des corrélations croisées entre les chocs sont significativement positives. Ce résultat est important car il suggère que les transmissions internationales entre les membres de la zone euro sont parfaitement prises en compte. On note également que les chocs de même type sont loin d'être parfaitement carrelées entre les pays, mettant en avant l'importance de l'asymétrie des chocs entre les pays. Cela semble être la principale source d'hétérogénéité au sein de la zone euro.

Un second résultat provient de la différence entre les estimations des pays individuels et celles de la zone dans son ensemble. Les paramètres estimés de la zone euro semblent souffrir d'un biais d'agrégation. En effet, les valeurs des paramètres γ et σ pour l'AWM sont systématiquement et significativement plus élevées que celles émanant du MCM. De manière similaire, le paramètre d'indexation des prix ξ est significativement plus grand pour l'AWM. De tels biais d'agrégation ont déjà été montré du doigt comme un défaut de l'utilisation d'un AWM (Demertzis et Hugues Hallett, 1998, Fabiani et Morgan, 2003).

Tester l'hétérogénéité

Il faut souligner qu'il est difficile de tester directement l'hypothèse nulle que l'AWM est le modèle approprié pour modéliser la dynamique de la zone euro car l'AWM et le MCM sont des modèles non-emboîtés. La raison vient du fait que les mécanismes internationaux de transmission ne peuvent pas être contraints à zéro dans le MCM sans changer la structure complète du modèle. Par conséquent, l'AWM ne peut pas se ré-écrire comme une forme contrainte du MCM. Par conséquent, nous nous concentrons sur des tests qui fournissent des intuitions sur la pertinence

de certaines hypothèses de l'AWM.

Dans un premier temps, nous estimons un MCM dans lequel nous supposons une totale *homogénéité structurelle* entre les pays. Ce modèle permet de tester formellement l'hypothèse nulle que les agents privés se comportent de la même manière dans les trois pays. Ce modèle est beaucoup moins contraint que l'AWM puisque les règles de politique monétaire, les paramètres d'autocorrélations et les variances des chocs peuvent différer d'un pays à l'autre. Les paramètres structurels intervenant dans la fonction d'utilité ($\gamma = 0,8$, $\sigma = 1,8$ et $\varphi = 2,2$) sont relativement proches de ceux de l'AWM, mais ceux émanant du comportement des firmes ($\xi = 0,14$) diffèrent significativement. La statistique de test du rapport de vraisemblance qui est distribuée selon un $\chi^2(10)$, est égale à $LR_1 = 15,3$. L'hypothèse nulle n'est donc pas rejetée aux niveaux habituels de significativité. Ce résultat suggère que l'hétérogénéité structurelle entre les pays de la zone euro peut être négligée en première approximation.

Deuxièmement, nous estimons un MCM dans lequel on suppose une *homogénéité politique* entre les pays. Ceci implique que les paramètres de politique monétaire sont identiques entre les pays. La règle de politique monétaire commune a des paramètres égaux à $\psi_i = 0,87$, $\psi_\pi = 1,4$ et $\psi_y = 0$. Dans ce cas, la statistique LR qui est distribuée comme un $\chi^2(6)$, vaut $LR_2 = 9,2$. De nouveau, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée aux niveaux habituels de significativité. Cela ne suggère pas que les trois banques centrales aient conduit des politiques semblables au cours de la période d'échantillon, mais plutôt que les différences peuvent être négligées pour ajuster les données réelles. Une raison de la difficulté à rejeter l'hypothèse nulle peut provenir de l'instabilité temporelle des règles monétaires.

Enfin, nous testons l'hypothèse *d'homogénéité stochastique*, i.e. la symétrie des chocs, en estimant un MCM dans lequel il y a seulement trois sources des chocs dans la zone, correspondant aux chocs agrégés de

préférence, de technologie et de politique monétaire. Tous les autres paramètres (structurels ou politiques) peuvent différer d'un pays à l'autre. Ces contraintes sont rejetées par les données, puisque la statistique LR qui est distribuée comme un χ^2 (21), est très grande $LR_3 = 1139,9$. Ces résultats indiquent que l'AWM est fortement rejeté par les données par rapport au MCM.

Ces tests montrent que la source principale de rejet n'est ni l'hétérogénéité structurelle ni l'hétérogénéité politique, mais plutôt l'asymétrie des chocs dans la zone euro. Nos résultats sont conformes à ceux fournis par Verhoef (2003), qui étudie l'ampleur de l'asymétrie des chocs dans l'union européenne. Il obtient que les chocs d'offre et de demande en France et en Allemagne sont fortement corrélés alors que les corrélations avec les chocs en Italie sont beaucoup plus faibles.

3.3.4 Evaluation des performances des modèles estimés

Il existe plusieurs méthodes pour vérifier les bonnes performances empiriques d'un MEGIS estimé. La plupart des évaluations se fondent sur la comparaison avec un modèle VAR a-théorique³². Cette référence à un modèle VAR est assez naturelle car les formes réduites des MEGIS log-linéarisés peuvent être vus comme des modèles VAR contraints. Le test est alors un test de contraintes imposées par le MEGIS au modèle VAR.

Probabilités *a posteriori*

Le premier exercice de comparaison a été développé par Geweke (1999) et consiste à comparer les distributions *a posteriori* des MEGIS et des modèles VAR. Une fois spécifiées la fonction de vraisemblance et

³²Voir notamment Geweke (1999), Batini *et al.* (2003), Fernandez-Villaverde et Rubio-Ramirez (2003), Schorfheide (2003) ou SW.

la distribution *a priori*, la vraisemblance marginale de chaque modèle m est définie par :

$$\mathcal{L}(X^T|m) = \int_{\Theta} \mathcal{L}(X^T|\Theta, m) \Gamma(\Theta|m) d\Theta. \quad (3.27)$$

Cette expression implique de faire la moyenne des vraisemblances conditionnelles sur l'espace des possibilités des paramètres, en utilisant la distribution *a priori* comme poids. Une intégration multiple est nécessaire pour obtenir la vraisemblance marginale. Bien que cela rende le calcul exact infaisable, il est cependant possible d'évaluer la vraisemblance marginale (3.27) en utilisant les tirages aléatoires provenant de la distribution *a posteriori* de chaque modèle. Comme l'a montré Geweke (1999), une fois que la vraisemblance marginale, dérivée du modèle m par $\hat{\mathcal{L}}(X^T|m)$, est estimée, il est possible de calculer le facteur de Bayes entre deux modèles distincts m et n tel que,

$$\hat{\mathcal{B}}_{m,n}(X^T) = \frac{\hat{\mathcal{L}}(X^T|m)}{\hat{\mathcal{L}}(X^T|n)}.$$

Enfin, la probabilité *a posteriori* qui incorpore de l'information sur les *a priori* est donnée par :

$$\widehat{\mathcal{PO}}_{m,n} = \frac{p(m) \hat{\mathcal{L}}(X^T|m)}{\sum_j p(j) \hat{\mathcal{L}}(X^T|j)}$$

Cette évaluation empirique est résumée dans le tableau 3.3 qui reporte la probabilité *a priori* $p(m)$, la vraisemblance marginale $\hat{\mathcal{L}}(X^T|m)$, le facteur de Bayes $\hat{\mathcal{B}}_{m,n}$ et la probabilité *a posteriori* $\widehat{\mathcal{PO}}_{m,n}$ pour les deux MEGIS (AWM et MCM) et les modèles VAR comportant de un à trois retards. Le modèle de référence (n) est l'AWM dans le panel A et le MCM dans le panel B. Puisque la vraisemblance marginale ne peut être calculée analytiquement de part la complexité du modèle, elle est approximée en utilisant une méthode de simulation en large échantillon (voir Geweke, 1999). Le modèle VAR optimal est le modèle VAR(2) puisque la probabilité *a posteriori* est égale à 69% pour les données agrégées et quasiment 100% pour les données désagrégées.

	MEGIS	VAR(1)	VAR(2)	VAR(3)
Panel A : AWM				
Probabilité a priori	0,25	0,25	0,25	0,25
Distribution marginale	1471,5	1475,4	1484,6	1483,8
Facteur de Bayes par rapp. MEGIS	1	4,9E+01	4,6E+05	2,1E+05
Probabilité a posteriori	0,00	0,00	0,69	0,31
Panel B : MCM				
Probabilité a priori	0,25	0,25	0,25	0,25
Distribution marginale	4060,7	4180,1	4214,9	4207,4
Facteur de Bayes par rapp. MEGIS	1	7,2E+51	9,1E+66	5,3E+63
Probabilité a posteriori	0,00	0,00	1,00	0,00

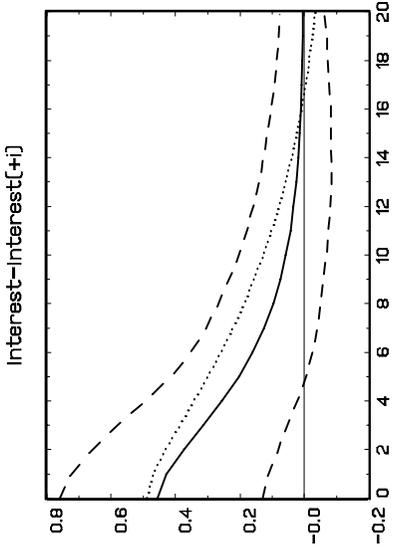
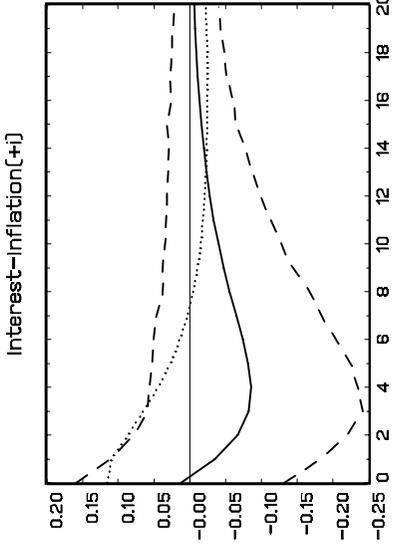
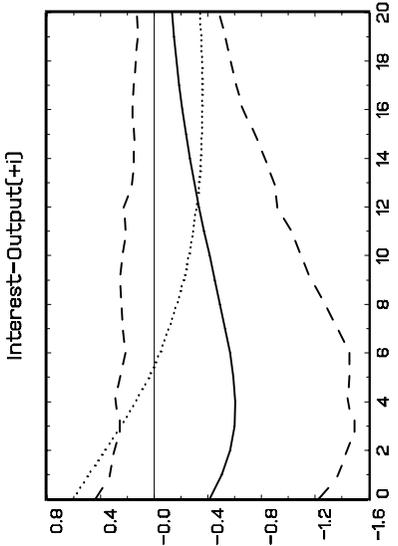
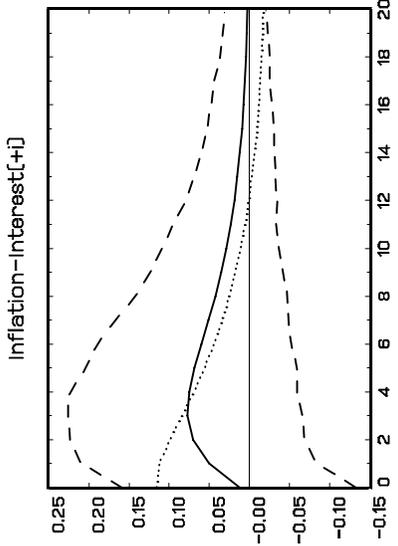
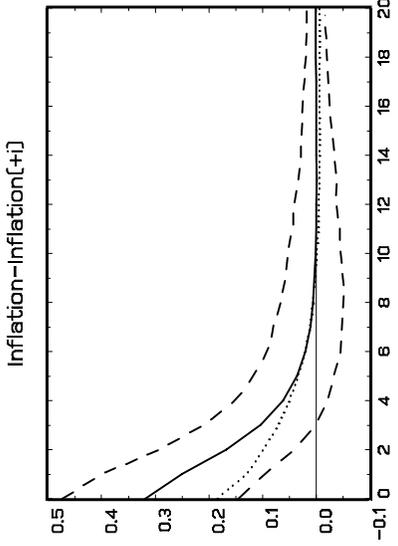
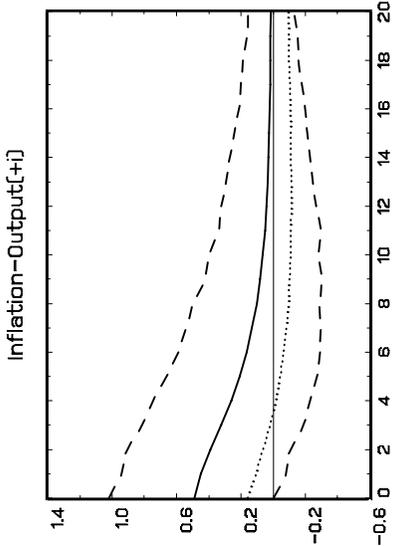
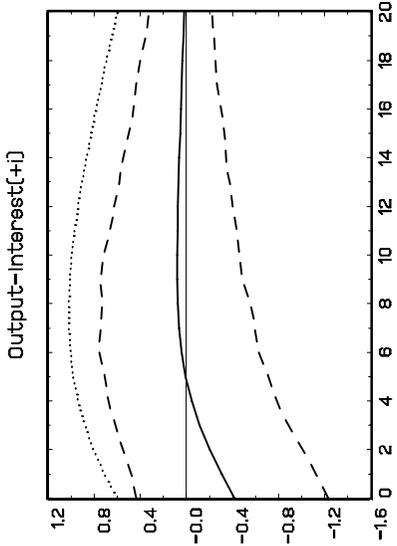
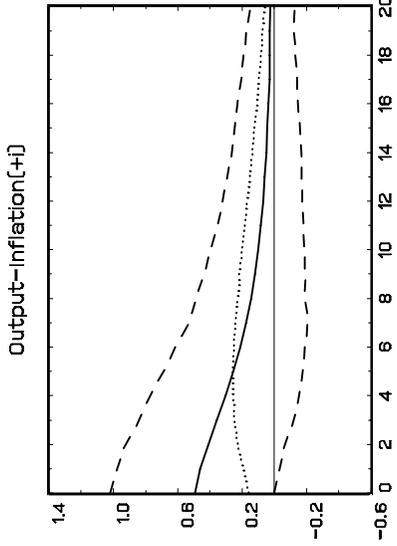
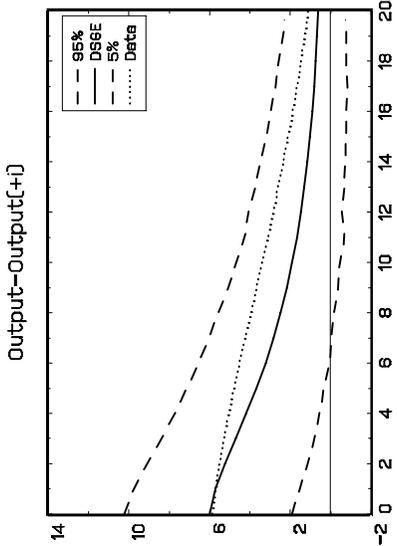
Ce résultat indique que les données ne supportent pas les fortes contraintes imposées par les MEGIS sur les paramètres du modèle VAR. Une observation identique est faite par Schorfheide (2000). De ce point de vue, il y a une différence importante entre les performances de l'AWM et du MCM. Comme on le constate dans le tableau, la probabilité *a posteriori* de l'AWM est très proche de celle d'un modèle VAR(1). Nous devons toutefois souligner que le MCM n'a pas pour vocation de capturer toutes les propriétés statistiques des données. En particulier, la dynamique jointe des chocs dans le MEGIS est trop contrainte puisque la plupart des corrélations croisées sont contraintes à zéro. En outre, le modèle impose plusieurs contraintes sur les relations contemporaines entre les variables d'un pays à l'autre. Par exemple, les mécanismes internationaux de transmission n'induisent aucun paramètre supplémentaire par rapport à l'environnement en économie fermée. De ce point de vue, une manière plus appropriée d'évaluer les performances d'un MEGIS est de voir si ce dernier est capable de reproduire les covariances croisées des séries de données.

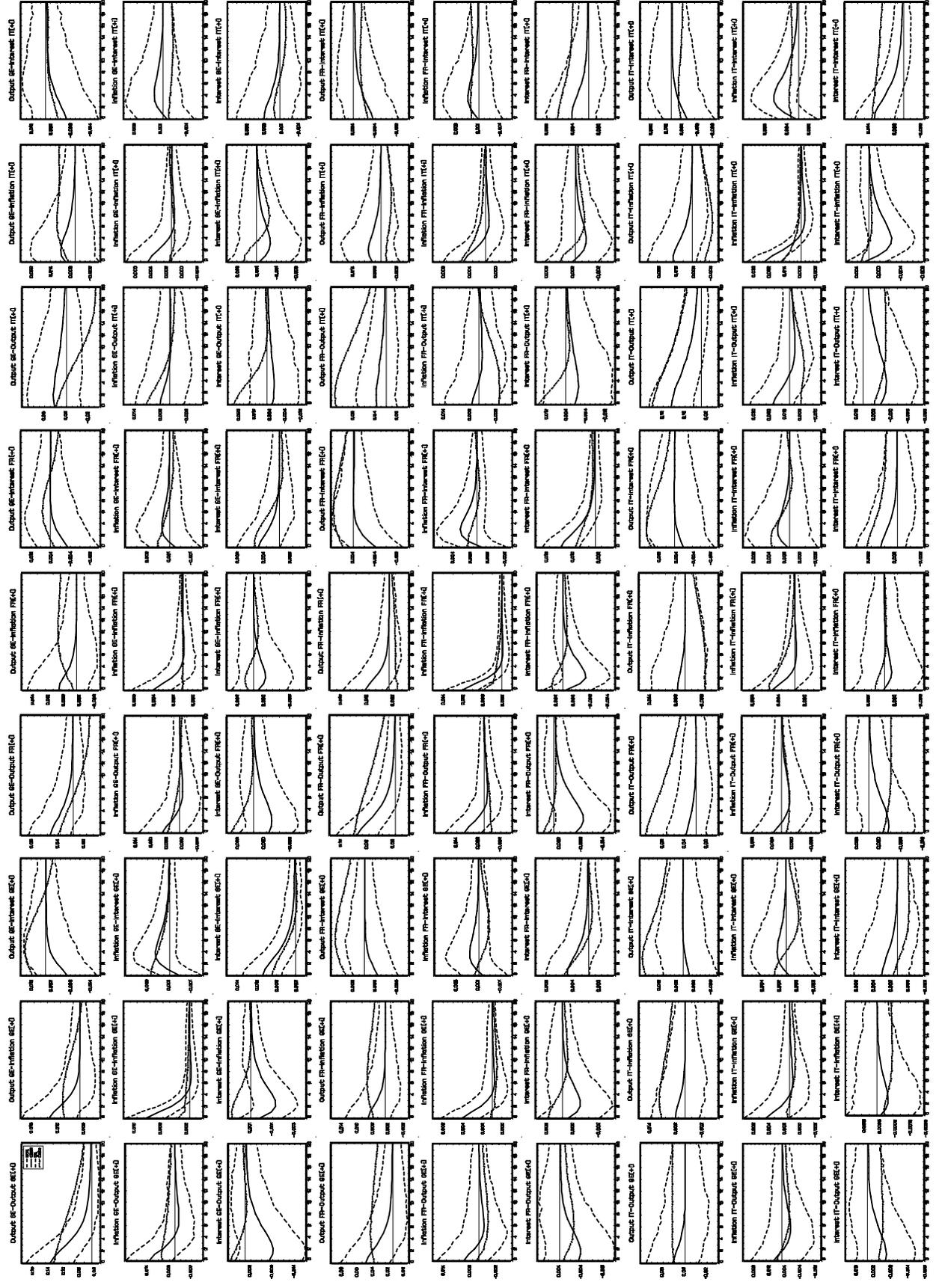
Une autre explication à la faible capacité des MEGIS à reproduire certaines caractéristiques des données réelles est la probable occurrence de changements structurels au cours de la période étudiée. En particulier, les règles de politique monétaire ont éprouvé des changements cruciaux pendant cette période. Nous n'avons pas poursuivi dans cette voie de recherche car notre préoccupation est l'évaluation de la politique monétaire optimale.

Comparaison des covariances croisées

Nous comparons maintenant les fonctions d'autocovariance (ACF) des MEGIS avec celles obtenues à partir d'un modèle VAR. Pour cela, nous suivons l'approche retenue par Schorfheide (2000) dans un contexte semblable en opérant comme suit :

1. nous calculons les covariances croisées empiriques en estimant un





modèle VAR(2) ;

2. nous simulons un grand nombre d'échantillons aléatoires à l'aide du MEGIS ;
3. nous estimons un modèle VAR(2) sur les données simulées et nous en déduisons les covariances croisées pour le modèle VAR mais fondées sur le MEGIS.

La comparaison des deux ensembles de covariances croisées est représentée sur le graphique 3.4 pour l'AWM et sur le graphique 3.5 pour le MCM. La ligne en trait plein représente la médiane des covariances de l'échantillon des MEGIS et les lignes en traits pointillés représentent les intervalles de confiance à 95%. La ligne en traits discontinus représente les covariances (croisées) empiriques provenant du modèle VAR(2).

Premièrement, les intervalles de confiance fondés sur le modèle sont en général plutôt larges, de sorte que la plupart des covariances croisées sont très peu significativement différentes de 0. Ceci suggère qu'il y a beaucoup d'incertitude entourant les covariances empiriques et simulées. Deuxièmement, les covariances empiriques sont en parfaite conformité avec les intervalles de confiance. Le MEGIS peut donc reproduire la plupart de la dynamique des données. Le modèle échoue seulement à reproduire les covariances croisées entre la production et le taux d'intérêt.

3.4 Politique monétaire optimale

Cette section se concentre sur la caractérisation de la politique optimale dans le contexte de la zone euro. De ce fait, nous supposons à partir maintenant qu'il existe une banque centrale unique au sein de la zone euro. Cela implique d'imposer une hypothèse supplémentaire dans le MCM : le taux de change nominal doit être égal à 1, puisque ce dernier a complètement disparu au sein de la zone³³. L'avantage d'avoir développé un modèle structurel fondé sur des comportements optimisateurs est qu'il produit un objectif naturel pour la politique monétaire : la maximisation de l'espérance intertemporelle de l'utilité du ménage représentatif. En suivant la méthode exposée par Woodford (2003, chap. 6), nous calculons une approximation de Taylor au second ordre de cet objectif, le transformant ainsi en une fonction quadratique des variables et des chocs. Les enrichissements du modèle tels que l'introduction d'inertie de l'inflation ou de formation externe des habitudes nécessitent que nous dérivions avec exactitude l'objectif de stabilisation fondé sur le bien-être.³⁴

Plusieurs problèmes cruciaux apparaissent lorsque l'on considère l'évaluation du bien-être dans le contexte d'une économie ouverte avec formation des habitudes et prix visqueux. En économie fermée, il faut supposer l'existence d'une subvention constante à la production ϑ afin de neutraliser la distorsion associée au pouvoir de marché des firmes et rendre la politique monétaire optimale cohérente avec l'allocation d'équilibre à prix flexibles (Rotemberg et Woodford, 1998)³⁵. En économie ou-

³³Cette hypothèse ne modifie pas la structure des termes de l'échange car ils sont fondés sur l'équation de partage parfait du risque.

³⁴D'autres extensions liées à la forme non séparable des préférences ou à l'aspect d'économie ouverte ont été proposées par Corsetti et Pesenti (2000), Clarida *et al.* (2002), Batini *et al.* (2003), Benigno et Benigno (2003), Amato et Laubach (2004), et Tchakarov (2004) entre autres.

³⁵L'intuition est simple : avec la mise en place d'une subvention, il n'y a plus qu'une seule distorsion dans l'économie : la rigidité des prix. En stabilisant le markup à son niveau sans friction, les rigidités nominales cessent d'être un problème puisque les

verte, comme l'ont noté Corsetti et Pesenti (2001) et Galí et Monacelli (2004), une seconde source de distorsion provient de la transmission de la politique monétaire qui affecte la demande non seulement à travers le coût relatif des prêts mais aussi à travers ses effets sur les termes de l'échange. Cette possibilité est une conséquence de l'imparfaite substituabilité entre les biens domestiques et étrangers combinée aux prix visqueux. Tout comme Benigno et Benigno (2003), nous supposons la présence d'une subvention à la production qui neutralise les effets combinés des deux distorsions liées au pouvoir de marché et aux termes de l'échange. Les distorsions monopolistiques doivent être fixées à une valeur positive car le biais déflationniste associé aux termes de l'échange coexiste avec le biais inflationniste associé au pouvoir de marché³⁶.

Traditionnellement, la littérature s'intéressant à la politique monétaire dans un cadre d'économie ouverte analyse l'optimalité en fonction du type d'arrangement monétaire entre les banques centrales. Les cas extrêmes de ses arrangements sont la non-coopération et la coopération parfaite entre les banques centrales (voir par exemple Clarida *et al.*, 2002, Benigno, 1999, ou Tchakarov, 2004). Notre évaluation de la politique monétaire optimale présume implicitement la coopération parfaite puisque seule la BCE existe. Plus spécifiquement, nous ne cherchons pas à savoir comment la coordination peut améliorer le bien-être social mais plutôt sur la base de quel outil la coopération parfaite doit être menée (un modèle agrégé ou un modèle multi-pays).

En plus du critère de bien-être social, des fonctions de perte ad hoc sont utilisées pour analyser les effets de l'hétérogénéité. Une raison simple de considérer ces fonctions ad hoc est que l'utilité de l'agent représentatif n'incorpore pas de lissage de taux d'intérêt. Et comme le lissage est un fait empirique important de la politique monétaire (voir le chapitre 1),

firmes n'ont aucun désir à ajuster leur prix.

³⁶Au contraire, Tchakarov (2004) considère qu'éliminer ces distorsions demande trop d'hypothèses restrictives et préfère continuer l'analyse du bien-être sans supposer que l'état stationnaire est arbitrairement proche du "first best".

nous étudions comment il affecte le rôle joué par l'hétérogénéité sur la politique monétaire.

3.4.1 L'objectif de bien-être social

Spécification

Un modèle parfaitement fondé microéconomiquement délivre une mesure naturelle de bien-être : l'utilité du ménage représentatif. Le critère est défini comme l'espérance conditionnelle des valeurs présentes et futures de l'approximation de la fonction d'utilité du ménage. Dans l'annexe C, nous dérivons le bien-être social dans le cas d'un modèle à deux pays. En économie fermée, le bien-être agrégé à la date 0 est donné par :

$$\begin{aligned}
\mathcal{W}_0^{AWM} \approx & -\frac{\bar{U}_{\bar{C}}\bar{C}}{2}\mathbb{E}_0\sum_{t=0}^{\infty}\beta^t\left\{(\hat{c}_t-\Phi_c-\beta\gamma)^2+(\beta\gamma(1-\rho_p)-\sigma-1)\hat{c}_t^2\right. \\
& +\frac{\sigma}{(1-\gamma)}(\hat{c}_t-\gamma\hat{c}_{t-1})^2+\left(\frac{\sigma}{1-\gamma}+\varphi\right)(\hat{c}_t-\hat{c}_t^n)^2 \\
& -\frac{\sigma\gamma}{(1-\gamma)}(\hat{c}_t-\hat{c}_{t-1}^n)^2-\beta\gamma\rho_p(\hat{c}_t-\hat{\varepsilon}_{p,t})^2 \\
& \left.+\frac{\theta\alpha}{(1-\alpha)(1-\beta\alpha)}(\hat{\pi}_t-\xi\hat{\pi}_{t-1})^2\right\}+t.i.p. \tag{3.28}
\end{aligned}$$

où toutes les variables sont des variables agrégées et les paramètres sont ceux provenant de l'AWM. \hat{c}_t^n représente la log-deviation de la consommation agrégée à sa valeur naturelle et *t.i.p.* regroupe les termes qui sont indépendants de la politique monétaire actuelle. Φ_c est une mesure de l'inefficacité (à l'état stationnaire) de l'économie avec prix visqueux par rapport à l'économie avec prix flexibles (voir Woodford, 2003, et l'annexe B). La complexité de l'expression (3.28) provient de la combinaison d'éléments liés à l'introduction de l'inertie de l'inflation et de la formation externe des habitudes. Nous remarquons que les modèles estimés nécessitent qu'il soit optimal pour la banque centrale de mettre un poids beaucoup plus grand (environ 100 fois plus) sur la stabilisation de l'inflation des prix des biens que sur la stabilisation des autres variables.

Le bien-être agrégé dans l'approche multi-pays (c'est-à-dire en tenant compte de l'hétérogénéité des comportements des agents entre les pays) est défini comme la moyenne pondérée des fonctions de bien-être nationales³⁷ :

$$\mathcal{W}_0^{MCM} = n\mathcal{W}_0 + (1 - n)\mathcal{W}_0^* \quad (3.29)$$

où les fonctions de bien-être domestique et étrangère \mathcal{W}_0 et \mathcal{W}_0^* sont détaillées dans l'annexe C.

Evaluation de la politique monétaire optimale

Nous cherchons à comparer les conséquences en termes de bien-être à adopter un AWM (sous optimal) ou un MCM. La stratégie de comparaison à suivre est donc la suivante :

- dans *l'approche agrégée*, la banque centrale élabore ses prévisions à l'aide des seules variables agrégées (utilisant l'AWM) et adopte une fonction de réaction formulée en termes de variables agrégées :

$$\hat{i}_t = F_{AWM} \times \hat{s}_t^{AWM}$$

où \hat{s}_t^{AWM} est le vecteur des variables d'état sous l'AWM, *i.e.*, $\hat{s}_t^{AWM} = (\hat{\varepsilon}_{p,t}, \hat{a}_t, \hat{c}_t^n, \hat{c}_{t-1}^n, \hat{c}_t, \hat{\pi}_t, \hat{i}'_{t-1})$. La règle optimale de politique monétaire (F_{AWM}) est obtenue en maximisant le bien-être agrégé (\mathcal{W}_0^{AWM}), en supposant l'homogénéité parfaite des comportements entre les pays.

- dans *l'approche multi-pays*, la banque centrale utilise le MCM pour faire ses prévisions des variables nationales. La fonction de réaction est toujours supposée être définie en termes de variables agrégées puisque la banque centrale ne peut pas formuler sa règle de politique sur la base des développements nationaux. Son expression est donnée par :

$$\hat{i}_t = F_{MCM}^{const} \times \Xi \times \hat{s}_t^{MCM}$$

³⁷Dans le cas à N -pays, le bien-être total est donné par $\mathcal{W}_0^{MCM} = \sum_{j=1}^N n_j \mathcal{W}_0^j$, où n_j est le poids du pays j dans la zone. Dans notre évaluation, nous retenons les poids suivants : 0,4 pour l'Allemagne, 0,3 pour la France et 0,3 pour l'Italie.

où \hat{s}_t^{MCM} est le vecteur des variables d'état sous le MCM, *i.e.*, $\hat{s}_t^{MCM} = (\hat{\varepsilon}_{p,t}, \hat{\varepsilon}_{p,t}^*, \hat{a}_t, \hat{a}_t^*, \hat{c}_t^n, \hat{c}_t^{*n}, \hat{c}_{t-1}^n, \hat{c}_{t-1}^{*n}, \hat{c}_t, \hat{c}_t^*, \hat{\pi}_{H,t}, \hat{\pi}_{F,t}^*, \hat{i}_{t-1}, \hat{i}_{t-1}')$ et Ξ est une matrice d'agrégation qui définit les variables agrégées comme des fonctions des variables désagrégées avec comme pondération $(n, 1 - n)$. La règle de politique monétaire contrainte (F_{MCM}^{const}) est alors obtenue en maximisant la moyenne pondérée des biens-être nationaux (\mathcal{W}_0^{MCM}), en supposant l'hétérogénéité des comportements entre les pays. Nous devons préciser que cette règle n'est pas en général pleinement optimale sous le MCM puisqu'elle est dérivée en imposant des contraintes sur les paramètres. Il s'en suit que la règle optimale sous le MCM ne peut pas être calculée de manière standard qui consiste à résoudre une équation de Bellman (voir par exemple Söderlind, 1999). La solution optimale contrainte (F_{MCM}^{const}) est obtenue en maximisant numériquement le bien-être pour une règle de politique qui inclut seulement les variables agrégées (\mathcal{W}_0^{const}). Pour une utilisation ultérieure, nous définissons également la règle de politique monétaire "pleinement" optimale comme F_{MCM}^{opt} et le bien-être correspondant \mathcal{W}_0^{opt} .

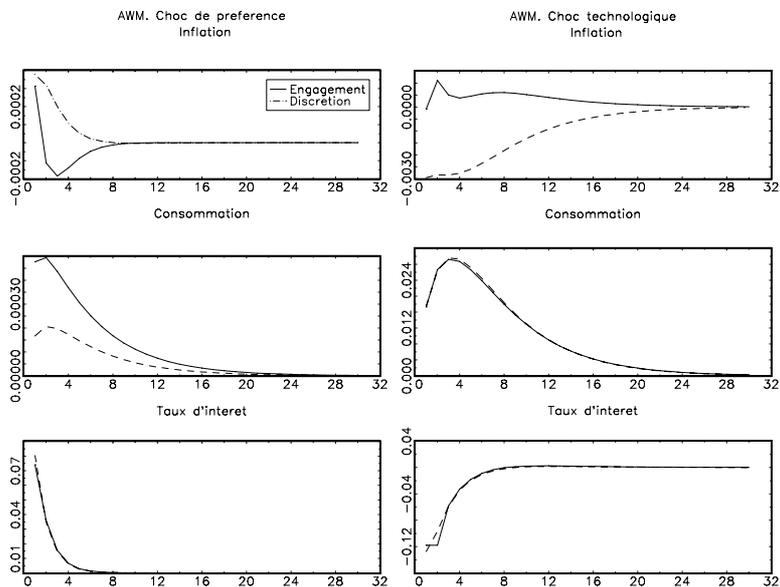
Il faut être vigilant car les deux fonctions de bien-être (\mathcal{W}_0^{AWM} et \mathcal{W}_0^{const}) ne peuvent pas être comparées directement car elles sont évaluées sur deux ensembles d'hypothèses différents. Pour que la comparaison soit valide, nous devons partir du principe que le "vrai" modèle décrivant la dynamique de la zone euro est le MCM et que nous devons évaluer le bien-être associé aux deux règles de politique avec le MCM. Le "vrai" bien-être de la zone est la moyenne pondérée des bien-être nationaux. La valeur du bien-être associée à la règle de politique de l'AWM (F_{AWM}) mais évaluée avec le MCM est notée \mathcal{W}_0^{aggr} . Nous pouvons déduire ensuite le coût à utiliser l'approche (sous optimale) agrégée en comparant \mathcal{W}_0^{aggr} et \mathcal{W}_0^{const} .

Fonctions de réponse et politiques monétaires optimales

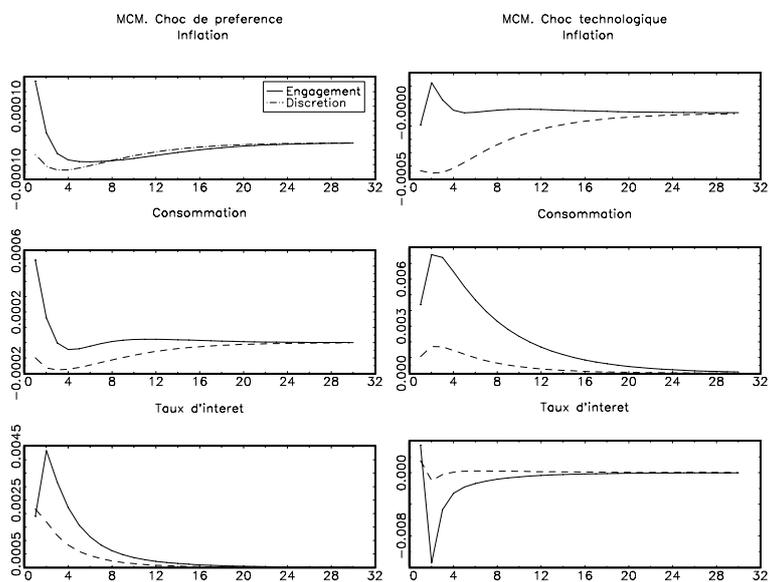
Les graphiques 3.6 et 3.7 montrent les réponses des trois variables endogènes agrégées aux chocs de préférence et de technologie, pour l'AWM et le MCM. Afin d'être comparable avec les fonctions de réponse de l'AWM, nous représentons, dans le cas du MCM, la moyenne pondérée des réponses de consommation et d'inflation obtenues pour chacun des trois pays. Comme le détaille l'annexe C, la réponse optimale de la politique monétaire aux chocs dans un MEGIS dépend de la manière dont est elle conduite, avec engagement ou de manière discrétionnaire.

Dans les deux modèles et pour les deux stratégies de politique (engagement et discrétion), les réponses sont similaires : les variables évoluent dans la même direction et avec une dynamique relativement identique. Hormis la taille des réponses initiales (provenant des différences d'écart-types des chocs entre l'AWM et le MCM), les effets sont qualitativement proches d'un modèle à l'autre. L'amélioration de la productivité totale des facteurs implique mécaniquement une augmentation de la production et ainsi de la consommation qui continue à s'accumuler graduellement. Puisque la production augmente moins que la production naturelle, l'écart de production négatif qui en résulte crée des pressions à la baisse sur les prix. Cet effet permet alors aux autorités monétaires de baisser leur taux d'intérêt. La politique monétaire est accommodante et les prix bougent peu. La réponse de l'inflation est négative et montre de la persistance, en particulier dans le cas discrétionnaire. Suite à un choc positif de préférence, la consommation augmente tout naturellement. L'augmentation globale de la demande fait alors pression à la hausse sur le prix des facteurs réels, le coût marginal réel et l'inflation. Les autorités monétaires augmentent ainsi le taux d'intérêt afin de réduire l'inflation.

Il faut souligner que la politique monétaire réagit très fortement aux chocs exogènes de sorte que les réponses de la consommation et de l'inflation sont très faibles (en magnitude). La raison provient de l'absence de lissage des taux d'intérêt dans la fonction de bien-être.



**Fig. 3.6 - Fonctions de réponse de l'AWM
(fonction de perte fondée sur l'utilité)**



**Fig. 3.7 - Fonctions de réponse du MCM
(fonction de perte fondée sur l'utilité)**

3.4.2 Fonctions de pertes ad hoc

Les évaluations récentes de règles optimales ont été effectuées à l'aide de critères de perte *ad hoc*. L'approche fondée sur des fonctions de perte *ad hoc* a deux avantages par rapport à l'approche plus naturelle du bien-être social. D'abord, elle ne nécessite pas une dérivation aussi complexe que celle du bien-être social. Ensuite, elle permet d'incorporer aisément un objectif de stabilisation du taux d'intérêt. Les fonctions de perte sont traditionnellement construites en prenant une moyenne pondérée des variances de l'inflation, de l'écart de production et de la variation du taux d'intérêt nominal (un objectif de lissage de taux d'intérêt).

Spécification

Dans le cas de l'AWM, la fonction de perte intertemporelle est donnée par :

$$\Lambda_0^{AWM} = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\hat{\pi}_t^2 + \Lambda_y (\hat{y}_t - \hat{y}_t^n)^2 + \Lambda_i (\hat{i}_t - \hat{i}_{t-1})^2 \right], \quad (3.30)$$

et dans le cas du MCM, elle est donnée par :

$$\begin{aligned} \Lambda_0^{MCM} = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t & \left[(n\hat{\pi}_{H,t} + (1-n)\hat{\pi}_{F,t}^*)^2 \right. \\ & + \Lambda_y (n(\hat{y}_t - \hat{y}_t^n) + (1-n)(\hat{y}_t^* - \hat{y}_t^{*n}))^2 \\ & \left. + \Lambda_i (\hat{i}_t - \hat{i}_{t-1})^2 \right] \end{aligned} \quad (3.31)$$

où Λ_y et Λ_i sont des poids positifs. Nous considérons plusieurs possibilités pour les poids relatifs de la stabilisation de l'écart de production et du lissage de taux d'intérêt. Par abus de notation, nous allons référencer une fonction de perte par la paire de poids qui lui est associée en notant $\Lambda = (\Lambda_y, \Lambda_i)$. Contrairement à la plupart des études précédentes (par exemple, Angelini *et al.*, 2002, ou Siviero et Monteforte, 2003), nous ne supposons pas que la banque centrale a une règle optimale simple ne dépendant seulement que de l'inflation, de l'écart de production et du retard de

taux d'intérêt. La règle optimale dépend de toutes les variables d'état, autrement dit \hat{s}_t^{AWM} et \hat{s}_t^{MCM} pour l'AWM et le MCM, respectivement.

Fonctions de réponse et politique monétaire optimale

Comme dans la sous-section précédente, nous comparons les fonctions de réponse des variables endogènes aux chocs exogènes sous les règles optimales et estimées pour l'AWM et selon les règles optimales pour le MCM (puisque aucune règle estimée n'est disponible pour le modèle multi-pays). Les graphiques 3.8 à 3.13 montrent les réponses concernant trois spécifications de la fonction de perte :

1. $\Lambda_1 = (1; 1)$, le banquier central met des poids identiques sur la stabilisation de l'inflation, de l'écart de production et du taux d'intérêt ;
2. $\Lambda_2 = (0, 5; 0, 25)$, le banquier central a une plus faible incitation à stabiliser l'écart de production et le taux d'intérêt que l'inflation ;
3. $\Lambda_3 = (0, 5; 0)$, le banquier central n'a aucun objectif de lissage de taux d'intérêt.

Dans l'AWM, les fonctions de réponse estimées sont semblables aux fonctions de réponse optimales pour Λ_1 et Λ_2 . D'ailleurs, les réponses des politiques optimales sont qualitativement semblables pour l'AWM et le MCM. Cependant, en l'absence de lissage de taux d'intérêt (fonction de perte Λ_3), les réponses sont identiques à celles obtenues avec une fonction de perte dérivée de l'utilité du ménage représentatif (graphiques 3.10 et 3.13). Les réponses de la consommation et de l'inflation sont très plates et les politiques optimales sont très agressives. Ce résultat n'est pas étonnant : puisqu'il n'y a aucun souci de stabilisation de l'instrument de politique monétaire, le banquier central modifie vigoureusement le taux d'intérêt afin de stabiliser plus rapidement l'économie après un choc.

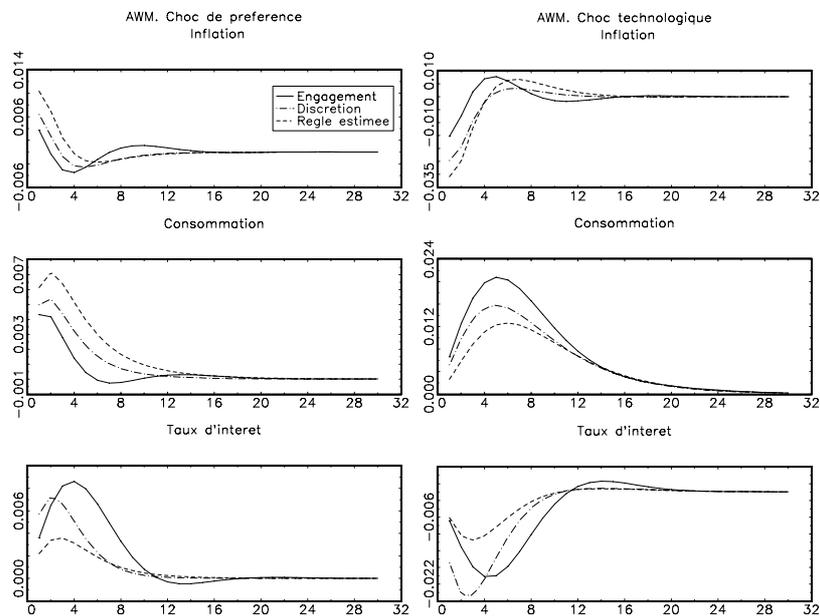


Fig. 3.8 - Fonctions de réponses de l'AWM pour la fonction de perte *ad hoc* avec $\Lambda = (1; 1)$

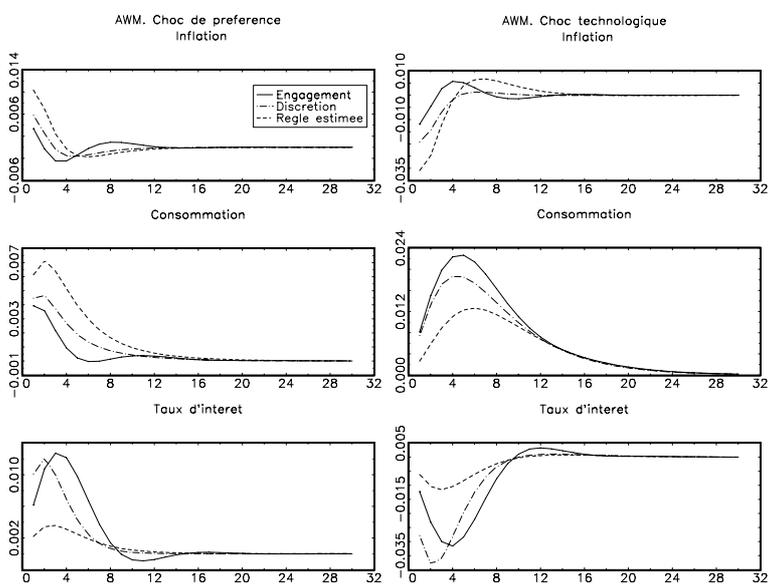


Fig. 3.9 - Fonctions de réponses de l'AWM pour la fonction de perte *ad hoc* avec $\Lambda = (0,5; 0,25)$

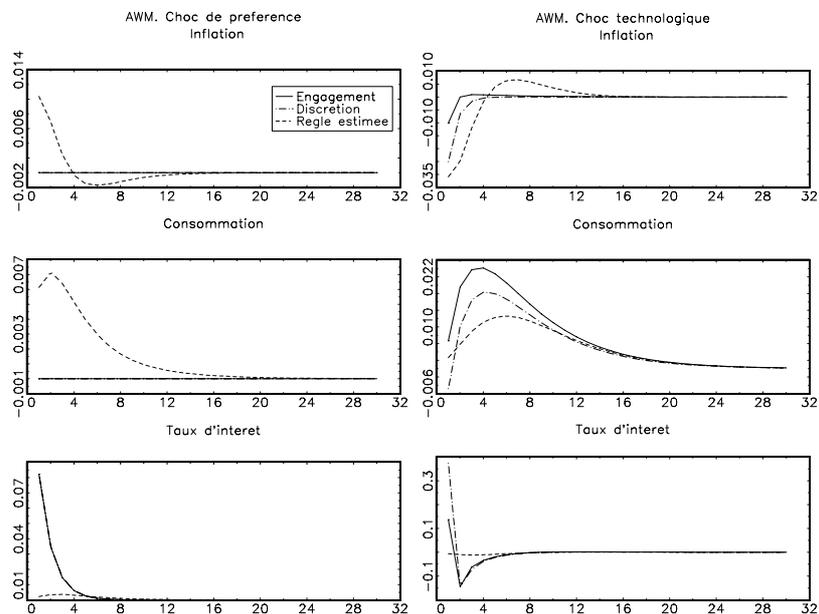


Fig. 3.10 - Fonctions de réponses de l'AWM pour la fonction de perte *ad hoc* avec $\Lambda = (0,5; 0)$

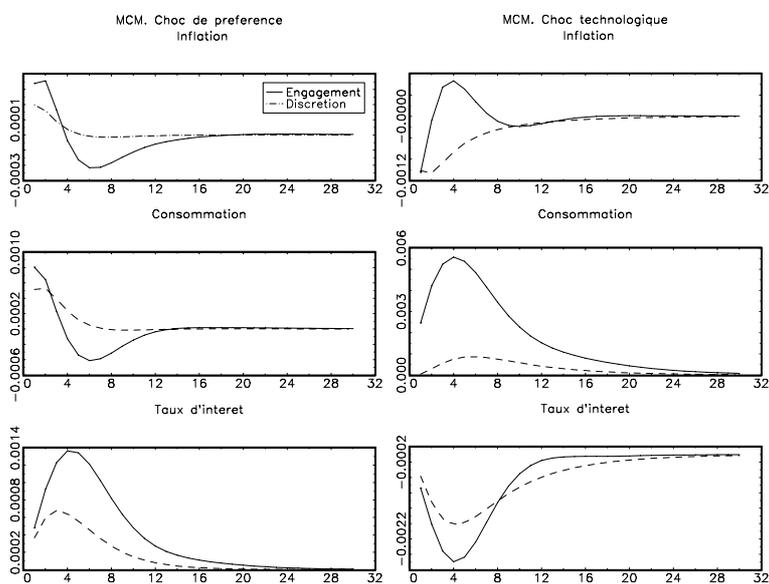


Fig. 3.11 - Fonctions de réponses du MCM pour la fonction de perte *ad hoc* avec $\Lambda = (1; 1)$

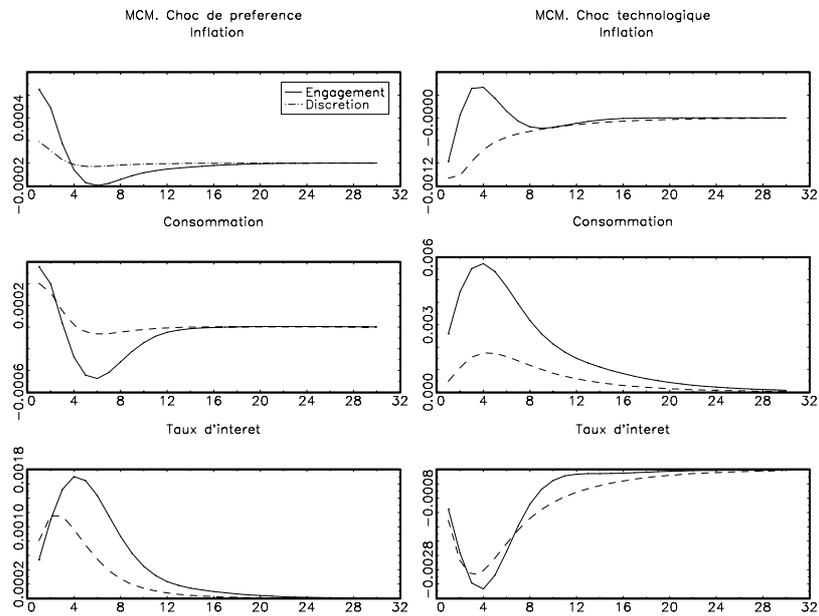


Fig. 3.12 - Fonctions de réponses du MCM pour la fonction de perte *ad hoc* avec $\Lambda = (0,5; 0,25)$

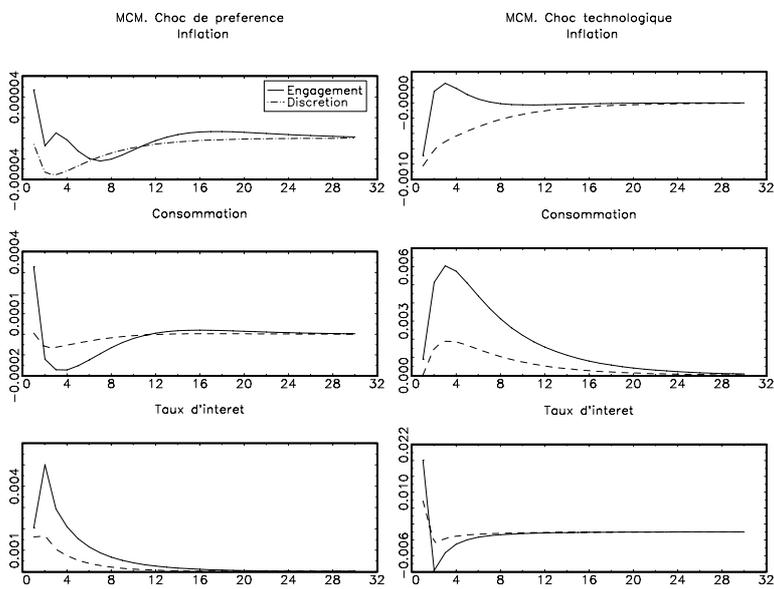


Fig. 3.13 - Fonctions de réponses du MCM pour la fonction de perte *ad hoc* avec $\Lambda = (0,5; 0)$

3.4.3 Le coût de l'hétérogénéité

En général, la règle optimale contrainte sous l'approche multi-pays (F_{MCM}^{const}) induit un bien-être supérieur à celui obtenu avec la règle optimale sous l'approche agrégée (F_{AWM}). La raison est que les paramètres F_{MCM}^{const} sont obtenues en maximisant le bien-être sous le modèle correct (et ce, bien que les règles sont définies en termes de variables agrégées). Pour savoir si la banque centrale doit se préoccuper de l'hétérogénéité, il faut que la diminution en termes de bien-être en utilisant l'AWM soit économiquement et statistiquement significative. A cette fin, nous calculons trois mesures qui donnent de l'information sur la réduction de bien-être due à l'utilisation de l'AWM. La première mesure est le ratio de la fonction de bien-être associée à l'AWM rapportée à la fonction de bien-être associée à la règle optimale contrainte sous le MCM,

$$\delta_0 = \frac{\mathcal{W}_0^{aggr}}{\mathcal{W}_0^{const}}. \quad (3.32)$$

La second indicateur mesure le coût à utiliser le modèle sous-optimal AWM en termes de consommation totale de la zone euro (à l'état stationnaire),

$$\delta_1 = - (1 - \beta) \left(\frac{\mathcal{W}_0^{aggr} - \mathcal{W}_0^{const}}{\bar{U}_C \bar{C}} \right). \quad (3.33)$$

La troisième mesure indique la part de l'écart (en termes de bien-être) entre la règle fondée sur l'AWM et la règle "pleinement" optimale fondée sur le MCM, provenant de l'utilisation de la règle contrainte fondée sur le MCM. Cette mesure se définit comme suit,

$$\delta_2 = \frac{\mathcal{W}_0^{const} - \mathcal{W}_0^{aggr}}{\mathcal{W}_0^{opt} - \mathcal{W}_0^{aggr}}. \quad (3.34)$$

Cette dernière mesure permet de comparer nos résultats avec ceux proposés par Angelini *et al.* (2002) et Monteforte et Siviero (2003) dans le cadre des fonctions de perte *ad hoc*. Les trois mesures (3.32)–(3.34) peuvent également être utilisées pour comparer les fonctions de perte.

Le tableau 3.4 (panel A) résume les résultats pour le mode de la distribution *a posteriori* des paramètres estimés. La première ligne correspond aux valeurs de bien-être sous l’AWM, le MCM contraint, et le MCM “pleinement optimal”, ainsi que les trois mesures décrites ci-dessus. Le MCM contraint surpasse clairement l’AWM puisque le bien-être de ce dernier est inférieur de 36 % au bien-être du premier. Lorsque l’on mesure le coût de l’hétérogénéité avec le second critère, nous obtenons un coût d’utiliser l’AWM égal à $\delta_1 = 0,027$, ce qui suggère qu’il y a une perte de 3% en termes de consommation totale (à l’état stationnaire) lorsque l’on utilise l’AWM par rapport au MCM³⁸. En outre, la mesure δ_2 indique que la règle contrainte fondée sur le MCM explique 92% de la distance entre la règle fondée sur l’AWM et la règle pleinement optimale du MCM. Ce résultat suggère que c’est l’utilisation d’un modèle sous-optimal qui est véritablement coûteux en termes de bien-être et non l’utilisation d’une règle contrainte (à ne dépendre que des variables agrégées).

Le tableau 3.4 (panel B) présente la perte optimale au niveau du mode de la distribution *a posteriori* pour un large éventail de poids de la fonction de perte : $\Lambda \in [0; 1] \times [0; 1]$. Nous commençons la grille des poids à partir de petites valeurs positives pour nous assurer contre les problèmes que peut provoquer la “singularité” de la fonction de perte autour de poids nuls. Les pertes optimales sont visualisées sur les graphiques 3.14 et 3.15 pour l’AWM et le MCM respectivement. L’augmentation des poids sur l’écart de production et la stabilisation du taux d’intérêt augmente la valeur de la perte. Nous observons par ailleurs que l’augmentation du poids associé à la stabilisation de l’écart de production entraîne une forte augmentation de la perte optimale. En revanche, une augmentation de l’objectif de lissage du taux d’intérêt affecte assez peu la perte optimale (bien que l’AWM en soit plus dépendant). A ce stade, il est clair que

³⁸Benigno et Lopez-Salido (2002) estiment le coût des politiques monétaires dans le cadre des courbes de Phillips hétérogènes au sein de la zone euro. Ils obtiennent un coût de 0,8% en termes de consommation à utiliser une règle de ciblage de l’IPCH plutôt que la politique monétaire optimale.

le coût d'utiliser l'AWM est flagrant. La plus grande valeur du ratio des pertes se produit lorsqu'il n'y a aucune stabilisation de l'écart de production mais en présence d'une forte volonté de lissage de taux d'intérêt. A l'inverse, nos résultats suggèrent que la plus petite perte est obtenue avec une fonction de perte qui met des poids assez forts sur la stabilisation de l'écart de production et de lissage du taux d'intérêt $\Lambda = (0, 5; 0, 75)$. Dans ce cas, la perte sous l'AWM est environ 10% plus grande que la perte sous le MCM, et la perte en termes de consommation est d'environ 0,4%.

Cependant, bien que le gain semble très élevé, il reste à établir qu'il le soit significativement. Pour évaluer la significativité de la réduction de bien-être, nous évaluons la distribution empirique des trois précédentes mesures à l'aide de la distribution des paramètres obtenues avec les simulations de Metropolis-Hastings. Pour chaque simulation d'un jeu de paramètres (correspondant à une économie donnée), nous évaluons le bien-être associé à l'utilisation de chaque règle de politique monétaire (F_{AWM} , F_{MCM}^{const} et F_{MCM}^{opt}). Pour cela, nous sélectionnons de manière aléatoire 5 000 jeux de paramètres provenant des 50 000 derniers tirages de l'algorithme MCMC. Le tableau 3.5 résume plusieurs quantiles de la distribution empiriques des mesures δ_0 à δ_2 . Deux résultats nous paraissent importants. Premièrement, il y a un net avantage en faveur de la règle contrainte fondée sur le MCM relativement à celle provenant de l'AWM, puisque la médiane de la distribution est au dessus de 1 pour δ_0 et positive pour δ_1 et δ_2 . Cela confirme la gain systématique obtenu en utilisant le MCM plutôt qu'un AWM. Deuxièmement, les trois mesures estimées sur les données historiques sont clairement situées dans la partie droite de la distribution empirique. Cela suggère que pour le jeu de paramètres estimés, la règle contrainte fondée sur le MCM améliore significativement le bien-être de l'ensemble de la zone euro.

Dans une certaine mesure, notre évaluation du coût d'opportunité d'employer l'AWM peut être comparée à celle fournie par Monteforte et

Siviero (2003) sur la base de modèles macroéconomiques plus simples. En effet, ils calculent le coût d'opportunité à utiliser un AWM pour un grand nombre de fonctions de perte (ils ne peuvent pas évaluer le bien-être dans leurs modèles car ils n'utilisent pas de MEGIS). Leurs résultats diffèrent des nôtres dans deux directions : d'abord, leur coût d'opportunité d'employer la règle fondée sur l'AWM plutôt que la règle contrainte fondée sur le MCM est beaucoup plus faible que celle que nous trouvons, bien qu'il demeure significativement positif. La perte liée au premier est environ 10% plus grande que la perte liée au dernier. Ensuite, ils montrent que l'utilisation de la règle contrainte fondée sur le MCM représente seulement environ 20% de l'écart entre la règle fondée sur l'AWM et la règle pleinement optimale fondée sur le MCM (contre 60% à 80% dans notre évaluation). Ces différences peuvent être expliquées par (1) leur utilisation de modèles *backward-looking* qui sont susceptibles d'induire une persistance excessive dans la dynamique de l'économie ; (2) leur utilisation de règles de politique monétaire qui ne dépendent que de l'inflation, de l'écart de production et du retard du taux d'intérêt, de sorte que la règle fondée sur le MCM est moins efficace pour surpasser la règle fondée sur l'AWM.

Poids sur... écart de production	taux d'intérêt	MCM		Mesures de coût d'opportunité			
		AWM	contraint optimal	δ_0	δ_1	δ_2	
-	-	-10,394	-7,6521	-7,404	1,3583	-0,0274	0,917
Panel A : bien-être social							
0,01	0,01	1,108	0,739	0,676	1,499	0,0037	0,854
0,01	0,25	2,314	1,070	1,065	2,163	0,0124	0,996
0,01	0,50	3,135	1,171	1,171	2,676	0,0196	1,000
0,01	0,75	3,607	1,155	1,152	3,124	0,0245	0,999
0,01	1,00	4,045	1,234	1,227	3,279	0,0281	0,998
0,25	0,01	3,622	3,184	3,049	1,138	0,0044	0,764
0,25	0,25	3,751	3,182	2,964	1,179	0,0057	0,723
0,25	0,50	4,001	3,263	3,092	1,226	0,0074	0,812
0,25	0,75	4,393	3,259	3,218	1,348	0,0113	0,965
0,25	1,00	4,740	3,283	3,283	1,444	0,0146	1,000
0,50	0,01	4,132	3,619	3,337	1,142	0,0051	0,645
0,50	0,25	4,506	3,936	3,578	1,145	0,0057	0,614
0,50	0,50	4,719	4,096	3,780	1,152	0,0062	0,663
0,50	0,75	4,994	4,591	4,256	1,088	0,0040	0,546
0,50	1,00	5,291	4,756	4,699	1,112	0,0054	0,904
0,75	0,01	4,593	3,853	3,570	1,192	0,0074	0,723
0,75	0,25	5,161	4,448	4,291	1,160	0,0071	0,820
0,75	0,50	5,249	4,461	4,400	1,176	0,0079	0,928
0,75	0,75	5,438	4,763	4,602	1,142	0,0068	0,807
0,75	1,00	5,757	4,879	4,762	1,180	0,0088	0,882
1,00	0,01	5,030	4,063	3,704	1,238	0,0097	0,729
1,00	0,25	5,506	4,544	4,373	1,212	0,0096	0,849
1,00	0,50	5,631	5,055	4,848	1,114	0,0058	0,736
1,00	0,75	5,844	5,218	5,024	1,120	0,0063	0,763
1,00	1,00	6,107	5,342	5,160	1,143	0,0077	0,808
Panel B : fonction de perte ad-hoc							

Quantiles de la distribution empirique						
Mesure	5%	10%	Médiane	90%	95%	
δ_0	1,002	1,046	1,178	1,345	1,382	
δ_1	0,000	0,003	0,012	0,023	0,027	
δ_2	0,025	0,449	0,845	0,975	0,989	

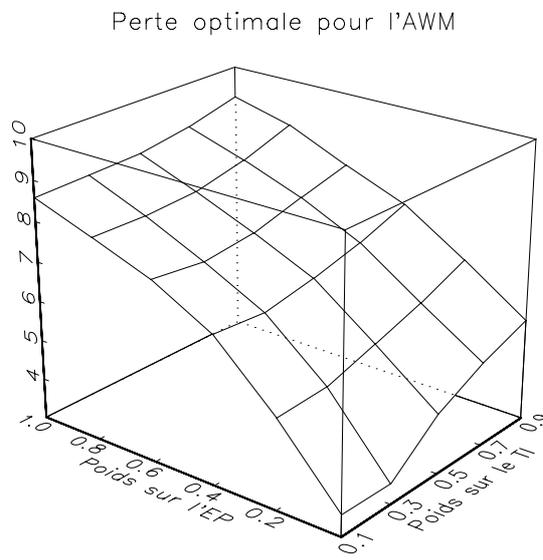


Fig. 3.14 - Perte optimale pour l'AWM

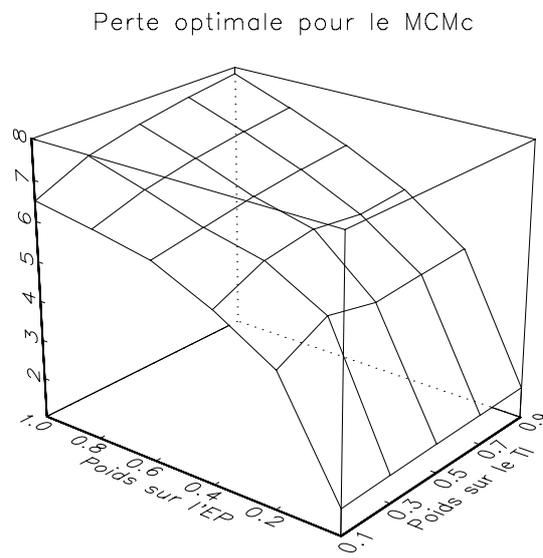


Fig. 3.15 - Perte optimale pour le MCM contraint

Ratio de pertes : AWM/MCMc

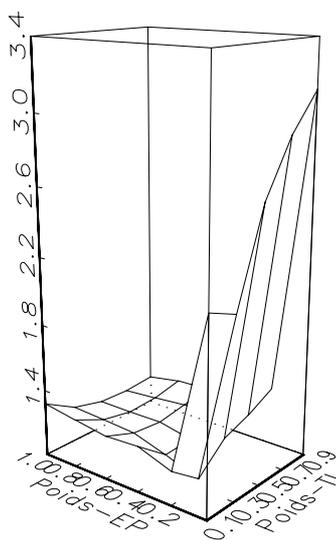


Fig. 3.16 - Ratio de pertes : AWM/MCM (contraint)

3.5 Conclusion

Dans ce chapitre, nous cherchons à savoir si la BCE doit se préoccuper de l'hétérogénéité. Pour aborder cette question, nous développons un ME-GIS multi-pays qui est utilisé pour estimer la dynamique des économies nationales dans la zone euro. Ce modèle incorpore les frictions nécessaires pour reproduire la persistance des données historiques : hypothèses de prix visqueux et de formation externe des habitudes dans la consommation. Mais la caractéristique principale du modèle est l'introduction de comportements hétérogènes entre les pays qui permet d'étudier le coût d'utiliser un AWM au lieu d'un MCM.

A l'aide des techniques bayésiennes, nous estimons l'AWM et le MCM et mettons en évidence le fait que les paramètres structurels des économies allemande, française et italienne affichent des différences significatives. Par conséquent, en termes de capacité d'ajustement des données, le MCM devrait être préféré à l'AWM. Nous comparons ensuite les deux modèles sur la base de leur capacité à maximiser le bien-être du ménage représentatif.

Nos résultats soutiennent la conclusion que l'hétérogénéité des comportements dans la zone euro est non seulement statistiquement observable mais surtout économiquement appropriée. Spécifiquement, puisque nous supposons que la règle de politique de la BCE dépend uniquement des variables agrégées, les deux modèles peuvent être employés pour déterminer la règle optimale de politique. Les fonctions de bien-être associées aux deux règles optimales sont comparées en permettant une hétérogénéité des comportements. Nous obtenons que le bien-être associé à l'AWM est 36% plus faible que le bien-être associé au MCM. Cette valeur correspond à une perte de 2,7% en termes de consommation totale (à l'état stationnaire) de la zone euro. En plus du critère fondé sur l'utilité du ménage, nous étudions également les implications de l'hétérogénéité dans le contexte de fonctions de perte *ad hoc*, qui permettent d'introduire aisément un lissage de taux d'intérêt. Nous montrons que, pour toutes

les fonctions de perte incluant un objectif de stabilisation de l'écart de production et de lissage de taux d'intérêt, la perte associée à l'AWM est toujours économiquement plus grande que la perte associée au MCM.

Malgré tout, il est possible de se demander si l'on doit vraiment prendre en compte cette différence entre l'AWM et le MCM au regard du coût à concevoir, estimer et utiliser un MCM. Il faut aussi souligner que notre évaluation se base sur les trois plus grands pays de la zone qui peuvent être vus comme des économies très semblables. Il est probable qu'inclure d'autres membres de la zone euro augmente sensiblement les différences entre les deux modèles.

3.6 Annexes

3.6.1 Annexe A. L'équilibre dynamique log-linéarisé

– Courbe IS domestique

$$\begin{aligned} \hat{c}_t = & \frac{\gamma}{1+\gamma} \hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+\gamma} \mathbb{E}_t \hat{c}_{t+1} - \frac{(1-\gamma)}{(1+\gamma)\sigma} (\hat{i}_t - \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{H,t+1}) \\ & + \frac{(1-\gamma)(1-\omega)}{(1+\gamma)\sigma} \mathbb{E}_t \Delta \hat{\tau}_{t+1} + \frac{(1-\rho_c)(1-\gamma)}{(1+\gamma)\sigma} \hat{\varepsilon}_{p,t} \end{aligned} \quad (3.35)$$

– Courbe de Phillips domestique

$$\hat{\pi}_{H,t} = \frac{\xi}{1+\beta\xi} \hat{\pi}_{H,t-1} + \frac{\beta}{1+\beta\xi} \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{H,t+1} + \frac{(1-\beta\alpha)(1-\alpha)}{(1+\beta\xi)\alpha} \widehat{m}c_t \quad (3.36)$$

– Coût marginal domestique

$$\begin{aligned} \widehat{m}c_t = & \left(\frac{\sigma}{1-\gamma} + \varphi\omega s \right) \hat{c}_t - \frac{\gamma\sigma}{1-\gamma} \hat{c}_{t-1} + \varphi(1-\omega s) \hat{c}_t^* - (1+\varphi) \hat{a}_t \\ & + [(1-\omega)(1+\varphi\omega s) + \varphi(1-\omega^*)(1-\omega s)] \hat{\tau}_t \end{aligned} \quad (3.37)$$

– Production agrégée domestique

$$\hat{y}_t = [(1-\omega)\omega s + (1-\omega^*)(1-\omega s)] \hat{\tau}_t + \omega s \hat{c}_t + (1-\omega s) \hat{c}_t^* \quad (3.38)$$

– Choc de préférence domestique

$$\hat{\varepsilon}_{p,t} = \rho_p \hat{\varepsilon}_{p,t-1} + \hat{\eta}_{p,t} \quad (3.39)$$

– Choc technologique domestique

$$\hat{a}_t = \rho_a \hat{a}_{t-1} + \hat{\eta}_{a,t} \quad (3.40)$$

– Courbe IS étrangère

$$\begin{aligned} \hat{c}_t^* = & \frac{\gamma^*}{1+\gamma^*} \hat{c}_{t-1}^* + \frac{1}{1+\gamma^*} \mathbb{E}_t \hat{c}_{t+1}^* - \frac{(1-\gamma^*)}{(1+\gamma^*)\sigma^*} (\hat{i}_t^* - \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{F,t+1}^*) \\ & - \frac{(1-\gamma^*)\omega^*}{(1+\gamma^*)\sigma^*} \mathbb{E}_t \Delta \hat{\tau}_{t+1} + \frac{(1-\rho_c)(1-\gamma^*)}{(1+\gamma^*)\sigma^*} \hat{\varepsilon}_{p,t}^* \end{aligned} \quad (3.41)$$

– Courbe de Phillips étrangère

$$\hat{\pi}_{F,t}^* = \frac{\xi^*}{1 + \beta\xi^*} \hat{\pi}_{F,t-1}^* + \frac{\beta}{1 + \beta\xi^*} \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{F,t+1}^* + \frac{(1 - \beta\alpha^*)(1 - \alpha^*)}{(1 + \beta\xi^*)\alpha^*} \widehat{mc}_t^* \quad (3.42)$$

– Coût marginal étranger

$$\begin{aligned} \widehat{mc}_t^* &= \left(\frac{\sigma^*}{1 - \gamma^*} + \varphi^* (1 - \omega^*) s^* \right) \hat{c}_t^* - \frac{\gamma^* \sigma^*}{1 - \gamma^*} \hat{c}_{t-1}^* \\ &\quad - [\omega [1 + \varphi^* (1 - (1 - \omega^*) s^*)] + \omega^* \varphi^* (1 - \omega^*) s^*] \hat{\tau}_t \\ &\quad + \varphi^* [1 - (1 - \omega^*) s^*] \hat{c}_t - (1 + \varphi^*) \hat{a}_t^* \end{aligned} \quad (3.43)$$

– Production agrégée étrangère

$$\begin{aligned} \hat{y}_t^* &= [1 - (1 - \omega^*) s^*] \hat{c}_t + (1 - \omega^*) s^* \hat{c}_t^* \\ &\quad - (\omega [1 - (1 - \omega^*) s^*] + \omega^* (1 - \omega^*) s^*) \hat{\tau}_t \end{aligned} \quad (3.44)$$

– Choc de préférence étranger

$$\hat{\varepsilon}_{p,t}^* = \rho_p^* \hat{\varepsilon}_{p,t-1}^* + \hat{\eta}_{p,t}^* \quad (3.45)$$

– Choc technologique étranger

$$\hat{a}_t^* = \rho_a^* \hat{a}_{t-1}^* + \hat{\eta}_{a,t}^* \quad (3.46)$$

– Termes de l'échange

$$\hat{\tau}_t = \frac{1}{\omega - \omega^*} \left[\frac{\sigma}{1 - \gamma} \hat{c}_t - \frac{\gamma\sigma}{1 - \gamma} \hat{c}_{t-1} - \frac{\sigma^*}{1 - \gamma^*} \hat{c}_t^* + \frac{\gamma^* \sigma^*}{1 - \gamma^*} \hat{c}_{t-1}^* + \hat{\varepsilon}_{p,t}^* - \hat{\varepsilon}_{p,t} \right] \quad (3.47)$$

Notons que $s = \bar{C}/\bar{Y}$ et $s^* = \bar{C}^*/\bar{Y}^*$.

3.6.2 Annexe B. L'équilibre à prix flexibles log-linéarisé

La production naturelle est définie comme le niveau de la production lorsque les prix sont flexibles. Dans ce cas, la décision optimale de prix de la firme h , *i.e.*, le prix qui maximise les profits à chaque date est donné par :

$$P_{H,t}(h) = \frac{\mu}{(1 + \vartheta)} \frac{W_t}{A_t},$$

où $\mu = \theta / (\theta - 1)$ est le markup optimal, et $0 \leq \vartheta < 1$ est une subvention à la production qui élimine l'effet de la compétition monopolistique sur le marché des biens sur le niveau d'état stationnaire de la production. En utilisant la demande pour le bien h , $Y_t(h) = \left(\frac{P_{H,t}(h)}{P_{H,t}} \right)^{-\theta} Y_t$, on remarque que l'offre relative pour le bien h doit à son tour satisfaire :

$$\left(\frac{Y_t(h)}{Y_t} \right)^{-1/\theta} = \frac{\mu}{(1 + \vartheta)} \frac{W_t}{P_{H,t}} \frac{1}{A_t}$$

Notons également qu'à l'état stationnaire,

$$\frac{\bar{U}_L(\bar{L})}{\bar{U}_C(\bar{C})} = \frac{(1 + \vartheta)}{\mu} = 1 - \Phi_y$$

où Φ_y est une mesure de l'inefficacité (à l'état stationnaire) de l'économie avec prix visqueux par rapport à l'économie avec prix flexibles.

Comme tous les salaires sont identiques dans un environnement à salaires flexibles, nous avons $W_t(h) = W_t$ et $L_t(h) = L_t$ pour tout h . Cela entraîne que tous les vendeurs offrent une quantité Y_t^n satisfaisant :

$$1 - \Phi_y = \frac{U_{L^n,t} P_t}{U_{C^n,t} P_{H,t}} \frac{1}{A_t} = \frac{(L_t^n)^\varphi}{(C_t^n - \gamma C_t^n)^{-\sigma}} \frac{(\mathcal{T}_t^n)^{1-\omega}}{A_t} = \frac{(Y_t^n/A_t)^\varphi}{(C_t^n - \gamma C_{t-1}^n)^{-\sigma}} \frac{(\mathcal{T}_t^n)^{1-\omega}}{A_t}.$$

La log-linéarisation de cette expression donne,

$$\hat{y}_t^n = -\frac{\sigma}{(1 - \gamma)\varphi} \hat{c}_t^n + \frac{\sigma\gamma}{(1 - \gamma)\varphi} \hat{c}_{t-1}^n - \frac{(1 - \omega)}{\varphi} \hat{\tau}_t^n + \frac{(1 + \varphi)}{\varphi} \hat{a}_t$$

En utilisant l'expression des termes de l'échange

$$\hat{\tau}_t^n = \frac{1}{\omega - \omega^*} \left[\frac{\sigma}{1 - \gamma} \hat{c}_t^n - \frac{\gamma\sigma}{1 - \gamma} \hat{c}_{t-1}^n - \frac{\sigma^*}{1 - \gamma^*} \hat{c}_t^{*n} + \frac{\gamma^*\sigma^*}{1 - \gamma^*} \hat{c}_{t-1}^{*n} + \hat{\varepsilon}_{p,t}^* - \hat{\varepsilon}_{p,t} \right],$$

avec la définition de la production agrégée

$$\hat{y}_t^n = \omega s \hat{c}_t^n + (1 - \omega s) \hat{c}_t^{n*} + [(1 - \omega) \omega s + (1 - \omega^*) (1 - \omega s)] \hat{\tau}_t^n,$$

nous obtenons,

$$\begin{aligned} \left(\frac{\sigma}{1 - \gamma} + \varphi \omega s + \frac{\sigma \Psi}{(1 - \gamma)} \right) \hat{c}_t^n &= \frac{\gamma\sigma}{1 - \gamma} (1 + \Psi) \hat{c}_{t-1}^n \\ &- \left(\varphi (1 - \omega s) - \frac{\sigma^* \Psi}{(1 - \gamma^*)} \right) \hat{c}_t^{*n} - \frac{\gamma^* \sigma^* \Psi}{(1 - \gamma^*)} \hat{c}_{t-1}^{*n} \\ &- \Psi (\hat{\varepsilon}_{p,t}^* - \hat{\varepsilon}_{p,t}) + (1 + \varphi) \hat{a}_t \end{aligned} \quad (3.48)$$

et

$$\begin{aligned} \hat{y}_t^n &= \left(\omega s + \frac{\sigma \Psi}{(1 - \gamma)} \right) \hat{c}_t^n - \left(\frac{\gamma\sigma \Psi}{(1 - \gamma)} \right) \hat{c}_{t-1}^n + \left(1 - \omega s - \frac{\sigma^* \Psi}{(1 - \gamma^*)} \right) \hat{c}_t^{*n} \\ &+ \left(\frac{\gamma^* \sigma^* \Psi}{(1 - \gamma^*)} \right) \hat{c}_{t-1}^{*n} + \Psi (\hat{\varepsilon}_{p,t}^* - \hat{\varepsilon}_{p,t}) \end{aligned} \quad (3.49)$$

où $\Psi = [(1 - \omega) (1 + \varphi \omega s) + \varphi (1 - \omega^*) (1 - \omega s)] / (\omega - \omega^*)$.

Des calculs identiques pour le pays étranger donnent :

$$\begin{aligned} \left(\frac{\sigma^*}{1 - \gamma^*} + \varphi^* (1 - \omega^*) s^* + \frac{\sigma^* \Psi^*}{(1 - \gamma^*)} \right) \hat{c}_t^{*n} &= \frac{\gamma^* \sigma^*}{1 - \gamma^*} (1 + \Psi^*) \hat{c}_{t-1}^{*n} \\ &- \left(\varphi^* [1 - (1 - \omega^*) s^*] - \frac{\sigma \Psi^*}{(1 - \gamma)} \right) \hat{c}_t^n - \frac{\gamma\sigma \Psi^*}{(1 - \gamma)} \hat{c}_{t-1}^n + \Psi^* (\hat{\varepsilon}_{p,t}^* - \hat{\varepsilon}_{p,t}) \\ &+ (1 + \varphi^*) \hat{a}_t^* \end{aligned} \quad (3.50)$$

et

$$\begin{aligned} \hat{y}_t^{*n} &= \left[1 - (1 - \omega^*) s^* - \frac{\sigma \Psi^*}{(1 - \gamma)} \right] \hat{c}_t^{*n} + \frac{\gamma\sigma \Psi^*}{(1 - \gamma)} \hat{c}_{t-1}^{*n} \\ &+ \left((1 - \omega^*) s^* + \frac{\sigma^* \Psi^*}{(1 - \gamma^*)} \right) \hat{c}_t^n - \frac{\gamma^* \sigma^* \Psi^*}{(1 - \gamma^*)} \hat{c}_{t-1}^{*n} \\ &- \Psi^* (\hat{\varepsilon}_{p,t}^* - \hat{\varepsilon}_{p,t}) \end{aligned} \quad (3.51)$$

où $\Psi^* = [\omega [1 + \varphi^* (1 - (1 - \omega^*) s^*)] + \omega^* \varphi^* (1 - \omega^*) s^*] / (\omega - \omega^*)$.

3.6.3 Annexe C. Approximation du critère de bien-être social

L'approximation au second ordre du bien-être du ménage représentatif domestique est dérivé dans cette annexe en utilisant les méthodes discutées plus en détails dans Woodford (2003). Le flux d'utilité moyen du ménage représentatif est donné par

$$\mathbb{W} = \mathbb{U}(C_t, \mathcal{H}_t, \varepsilon_{p,t}) - \frac{1}{n} \int_0^n \mathbb{V}(L_t(h), \varepsilon_{p,t}) dh \quad (3.52)$$

où

$$\mathbb{U}(C_t, \mathcal{H}_t, \varepsilon_{p,t}) = \frac{\varepsilon_{p,t}}{1-\sigma} (C_t - \gamma \mathcal{H}_t)^{1-\sigma} \quad \text{et} \quad \mathbb{V}(L_t(h), \varepsilon_{p,t}) = \frac{\varepsilon_{p,t}}{1+\varphi} (L_t(h))^{1+\varphi}.$$

Approximation de Taylor de la fonction d'utilité

L'expansion de Taylor au second ordre de $\mathbb{U}(C_t, \mathcal{H}_t, \varepsilon_{p,t})$ donne

$$\begin{aligned} \mathbb{U}(C_t, \mathcal{H}_t, \varepsilon_{p,t}) \approx & \bar{\mathbb{U}} + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}} \tilde{C}_t + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\mathcal{H}}} \tilde{\mathcal{H}}_t + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\varepsilon}_p} \tilde{\varepsilon}_{p,t} + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}\bar{C}} \tilde{C}_t^2 \\ & + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\mathcal{H}}\bar{\mathcal{H}}} \tilde{\mathcal{H}}_t^2 + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\varepsilon}_p \bar{\varepsilon}_p} (\tilde{\varepsilon}_{p,t})^2 + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}\bar{\mathcal{H}}} \tilde{C}_t \tilde{\mathcal{H}}_t \\ & + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}\bar{\varepsilon}_p} \tilde{C}_t \tilde{\varepsilon}_{p,t} + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\mathcal{H}}\bar{\varepsilon}_p} \tilde{\mathcal{H}}_t \tilde{\varepsilon}_{p,t} + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3) \end{aligned} \quad (3.53)$$

où $\mathcal{O}(\|\zeta\|^3)$ représente l'ordre des résidus et $\|\zeta\|$ est une borne sur l'amplitude des perturbations exogènes.

En appliquant l'expansion de Taylor au second ordre ($\frac{X_t - \bar{X}}{\bar{X}} = \frac{\hat{X}_t}{\bar{X}} \approx \hat{x}_t + \frac{1}{2} \hat{x}_t^2 + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3)$, où $\hat{x}_t = \ln X_t - \ln \bar{X}$), nous obtenons

$$\begin{aligned} \mathbb{U}(C_t, \mathcal{H}_t, \varepsilon_{p,t}) \approx & \bar{\mathbb{U}} + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}} \bar{C} \left(\hat{c}_t + \frac{1}{2} \hat{c}_t^2 \right) + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\mathcal{H}}} \bar{\mathcal{H}} \left(\hat{h}_t + \frac{1}{2} \hat{h}_t^2 \right) \\ & + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\varepsilon}_p} \bar{\varepsilon}_p \left(\hat{\varepsilon}_{p,t} + \frac{1}{2} \hat{\varepsilon}_{p,t}^2 \right) + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}\bar{C}} \bar{C}^2 \hat{c}_t^2 + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\mathcal{H}}\bar{\mathcal{H}}} \bar{\mathcal{H}}^2 \hat{h}_t^2 \\ & + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\varepsilon}_p \bar{\varepsilon}_p} \bar{\varepsilon}_p^2 \hat{\varepsilon}_{p,t}^2 + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}\bar{\mathcal{H}}} \bar{C} \bar{\mathcal{H}} (\hat{c}_t \hat{h}_t) + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}\bar{\varepsilon}_p} \bar{C} \bar{\varepsilon}_p (\hat{c}_t \hat{\varepsilon}_{p,t}) \\ & + \bar{\mathbb{U}}_{\bar{\mathcal{H}}\bar{\varepsilon}_p} \bar{\mathcal{H}} \bar{\varepsilon}_p (\hat{h}_t \hat{\varepsilon}_{p,t}) + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3) \end{aligned} \quad (3.54)$$

avec

$$\begin{aligned}
\bar{U}_{\bar{C}} &= \bar{\varepsilon}_p (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{-\sigma}, \\
\bar{U}_{\bar{C}\bar{C}} &= -\sigma \bar{\varepsilon}_p (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{-\sigma-1} = \frac{-\sigma}{(\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})} \bar{U}_{\bar{C}}, \\
\bar{U}_{\bar{\mathcal{H}}} &= -\gamma \bar{\varepsilon}_p (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{-\sigma} = -\gamma \bar{U}_{\bar{C}}, \\
\bar{U}_{\bar{\mathcal{H}}\bar{\mathcal{H}}} &= -\gamma^2 \sigma \bar{\varepsilon}_p (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{-\sigma-1} = \frac{-\gamma^2 \sigma}{(\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})} \bar{U}_{\bar{C}}, \\
\bar{U}_{\bar{C}\bar{\mathcal{H}}} &= \sigma \gamma \bar{\varepsilon}_p (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{-\sigma-1} = \frac{\sigma \gamma}{(\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})} \bar{U}_{\bar{C}}, \\
\bar{U}_{\bar{\varepsilon}_p} &= \frac{1}{1-\sigma} (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{1-\sigma} = \frac{(\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})}{(1-\sigma) \bar{\varepsilon}_p} \bar{U}_{\bar{C}}, \\
\bar{U}_{\bar{\varepsilon}_p \bar{\varepsilon}_p} &= 0, \\
\bar{U}_{\bar{C} \bar{\varepsilon}_p} &= (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{-\sigma} = \frac{\bar{U}_{\bar{C}}}{\bar{\varepsilon}_p}, \\
\bar{U}_{\bar{\mathcal{H}} \bar{\varepsilon}_p} &= -\gamma (\bar{C} - \gamma \bar{\mathcal{H}})^{-\sigma} = \frac{-\gamma}{\bar{\varepsilon}_p} \bar{U}_{\bar{C}}.
\end{aligned}$$

En remplaçant \mathcal{H}_t par C_{t-1} , l'utilité de la consommation se simplifie

à :

$$\begin{aligned}
\mathbb{U}(C_t, C_{t-1}, \varepsilon_{p,t}) &\approx \bar{U}_{\bar{C}} \bar{C} \left\{ (\hat{c}_t - \gamma \hat{c}_{t-1}) + \frac{1}{2} (\hat{c}_t^2 - \gamma \hat{c}_{t-1}^2) \right. \\
&\quad \left. - \frac{\sigma}{2(1-\gamma)} (\hat{c}_t - \gamma \hat{c}_{t-1})^2 + \hat{c}_t \hat{\varepsilon}_{p,t} - \gamma \hat{c}_{t-1} \hat{\varepsilon}_{p,t} \right\} \\
&\quad + t.i.p. + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3) \tag{3.55}
\end{aligned}$$

où “*t.i.p.*” représente l'ensemble des termes indépendants de la politique monétaire actuelle.

Approximation de Taylor de la désutilité du travail

L'expansion de Taylor au second ordre de $\mathbb{V}(L_t(h), \varepsilon_{p,t})$ est

$$\begin{aligned}
\mathbb{V}(L_t(h), \varepsilon_{p,t}) &\approx \bar{\mathbb{V}} + \bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}} \bar{L} \left(\hat{l}_t(h) + \frac{1}{2} \hat{l}_t^2(h) \right) + \bar{\mathbb{V}}_{\bar{\varepsilon}_p \bar{\varepsilon}_p} \left(\hat{\varepsilon}_{p,t} + \frac{1}{2} (\hat{\varepsilon}_{p,t})^2 \right) \\
&\quad + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}\bar{L}} \bar{L}^2 \hat{l}_t^2(h) + \frac{1}{2} \bar{\mathbb{V}}_{\bar{\varepsilon}_p \bar{\varepsilon}_p} \bar{\varepsilon}_p^2 \hat{\varepsilon}_{p,t}^2 + \bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}\bar{\varepsilon}_p} \bar{L} \bar{\varepsilon}_p \left(\hat{l}_t(h) \hat{\varepsilon}_{p,t} \right) \\
&\quad + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3) \tag{3.56}
\end{aligned}$$

avec

$$\bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}} = \bar{\varepsilon}_p \bar{L}^\varphi,$$

$$\begin{aligned}
\bar{\mathbb{V}}_{\bar{\varepsilon}_p} &= \frac{1}{1+\varphi} (\bar{L})^{1+\varphi} = \frac{\bar{L}}{(1+\varphi)\bar{\varepsilon}_p} \bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}}, \\
\bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}\bar{L}} &= \varphi \bar{\varepsilon}_p \bar{L}^{\varphi-1} = \frac{\varphi}{\bar{L}} \bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}}, \\
\bar{\mathbb{V}}_{\bar{\varepsilon}_p \bar{\varepsilon}_p} &= 0, \\
\bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}\bar{\varepsilon}_p} &= \bar{L}^\varphi = \frac{\bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}}}{\bar{\varepsilon}_p}.
\end{aligned}$$

La désutilité du travail devient :

$$\begin{aligned}
\mathbb{V}(L_t(h), \varepsilon_{p,t}) &\approx \bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}\bar{L}} \left\{ \hat{l}_t(h) + \frac{1+\varphi}{2} \hat{l}_t^2(h) + \hat{l}_t(h) \hat{\varepsilon}_{p,t} \right\} \\
&\quad + t.i.p. + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3).
\end{aligned} \tag{3.57}$$

Du travail individuel au travail composite

Définissons maintenant l'indice de travail composite :

$$L_t = \int_0^n L_t(h) dh = \int_0^n \frac{Y_t(h)}{A_t} dh = \frac{Y_t}{A_t} \int_0^n \left(\frac{\tilde{P}_t(h)}{P_t} \right)^{-\theta} dh.$$

L'approximation de Taylor au second ordre du logarithme de cette équation donne :

$$\hat{l}_t = \hat{y}_t - \hat{a}_t + \hat{u}_t \tag{3.58}$$

avec $\hat{u}_t = \ln \int_0^n \left(\frac{\tilde{P}_t(h)}{P_t} \right)^{-\theta} dh$ qui est d'ordre deux.

En outre, Woodford (2003, chap. 6) a montré que

$$\hat{u}_t = \frac{\theta\alpha}{2(1-\alpha)(1-\beta\alpha)} (\hat{\pi}_{H,t} - \xi \hat{\pi}_{H,t-1})^2 + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3). \tag{3.59}$$

Les expressions du bien-être

Nous intégrons dans un premier temps l'équation (3.57) sur h et remplaçons $\int_0^n L_t(h) dh$ et \hat{u}_t par leurs expressions respectives. Nous prenons ensuite la somme actualisée des équations (3.55) et (3.57) et soustrayons

la seconde expression à la première afin d'obtenir

$$\begin{aligned}
\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mathbb{W}_t &= \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}} \bar{C} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ (\hat{c}_t - \gamma \hat{c}_{t-1}) + \frac{1}{2} (\hat{c}_t^2 - \gamma \hat{c}_{t-1}^2) \right. \\
&\quad - \frac{\sigma}{2(1-\gamma)} (\hat{c}_t - \gamma \hat{c}_{t-1})^2 + \hat{c}_t \hat{\varepsilon}_{p,t} - \gamma \hat{c}_{t-1} \hat{\varepsilon}_{p,t} - (1 + \Phi_y) \hat{y}_t \\
&\quad \left. - \frac{1+\varphi}{2} (\hat{y}_t - \hat{a}_t)^2 - \hat{y}_t \hat{\varepsilon}_{p,t} - \frac{\theta \alpha (\hat{\pi}_{H,t} - \xi \hat{\pi}_{H,t-1})^2}{2(1-\alpha)(1-\beta\alpha)} \right\} \\
&\quad + t.i.p. + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3). \tag{3.60}
\end{aligned}$$

Nous rappelons que $\bar{\mathbb{V}}_{\bar{L}} \bar{L} = \bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}} \bar{C} (1 - \Phi_y)$ et que Φ_y est d'ordre $\mathcal{O}(\|\zeta\|)$. Sachant que

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t x_{t-1} = x_{-1} + \beta \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t x_t = \beta \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t x_t + t.i.p.$$

et en utilisant le fait que

$$(1 + \varphi) \hat{a}_t = A_1 \hat{c}_t^n + A_2 \hat{c}_{t-1}^n + A_3 \hat{c}_t^{*n} + A_4 \hat{c}_{t-1}^{*n} + A_5 \hat{\varepsilon}_{p,t} + A_6 \hat{\varepsilon}_{p,t}^*$$

où les paramètres A_j ($j = 1, \dots, 6$) trouvent leurs contreparties dans l'équation (3.48), il vient

$$\begin{aligned}
\mathcal{W}_0 &= \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \mathbb{W}_t = -\bar{\mathbb{U}}_{\bar{C}} \bar{C} \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ -(1 - \beta\gamma) \hat{c}_t + (1 + \Phi_y) \hat{y}_t \right. \\
&\quad - \frac{(1 - \beta\gamma)(1 - \gamma) - \sigma(1 + \beta\gamma^2)}{2(1 - \gamma)} \hat{c}_t^2 + \frac{1 + \varphi}{2} \hat{y}_t^2 - \frac{\sigma\gamma}{(1 - \gamma)} \hat{c}_t \hat{c}_{t-1} \\
&\quad - \hat{y}_t (A_1 \hat{c}_t^n + A_2 \hat{c}_{t-1}^n + A_3 \hat{c}_t^{*n} + A_4 \hat{c}_{t-1}^{*n} + A_5 \hat{\varepsilon}_{p,t} + A_6 \hat{\varepsilon}_{p,t}^*) \\
&\quad \left. + \gamma \hat{c}_{t-1} \hat{\varepsilon}_{p,t} - \hat{c}_t \hat{\varepsilon}_{p,t} + y_t \hat{\varepsilon}_{p,t} + \frac{\theta \alpha (\hat{\pi}_{H,t} - \xi \hat{\pi}_{H,t-1})^2}{2(1 - \alpha)(1 - \beta\alpha)} \right\} \\
&\quad + t.i.p. + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3). \tag{3.61}
\end{aligned}$$

En remplaçant les produits croisés $x_1, x_{2,t}$ par $\frac{(x_{1,t}^2 + x_{2,t}^2 - (x_{1,t} - x_{2,t})^2)}{2}$,

nous pouvons ré-écrire le critère de bien-être domestique comme

$$\begin{aligned}
\mathcal{W}_0 = & -\bar{U}_{\bar{c}} \bar{C} \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{1}{2} (\hat{c}_t - \Psi_c)^2 + \frac{1}{2} (\hat{y}_t - \Psi_y)^2 \right. \\
& + \frac{(2\beta\gamma - 3)(1 - \gamma) + \sigma(1 + \beta\gamma^2) - \sigma\gamma(1 + \beta)}{2(1 - \gamma)} \hat{c}_t^2 \\
& + \frac{1 + \varphi - A_1 - A_2 - A_3 - A_4 - A_5 - A_6}{2} \hat{y}_t^2 \\
& + \frac{\sigma\gamma}{2(1 - \gamma)} (\hat{c}_t - \hat{c}_{t-1})^2 - \frac{\gamma}{2} (\hat{c}_{t-1} - \hat{\varepsilon}_{p,t})^2 + \frac{1}{2} (\hat{c}_t - \hat{\varepsilon}_{p,t})^2 \\
& + \frac{A_1}{2} (\hat{y}_t - \hat{c}_t^n)^2 + \frac{A_2}{2} (\hat{y}_t - \hat{c}_{t-1}^n)^2 + \frac{A_3}{2} (\hat{y}_t - \hat{c}_t^{*n})^2 \\
& + \frac{A_4}{2} (\hat{y}_t - \hat{c}_{t-1}^{*n})^2 - \frac{1 - A_5}{2} (\hat{y}_t - \hat{\varepsilon}_{p,t})^2 + \frac{A_6}{2} (\hat{y}_t - \hat{\varepsilon}_{p,t}^*)^2 \\
& \left. + \frac{\theta\alpha (\hat{\pi}_{H,t} - \xi \hat{\pi}_{H,t-1})^2}{2(1 - \alpha)(1 - \beta\alpha)} \right\} + t.i.p. + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3)
\end{aligned}$$

où $\Psi_c = (1 - \beta\gamma)$ et $\Psi_y = -(1 + \Phi_y)$.

Les mêmes calculs permettent d'obtenir le bien-être pour le ménage représentatif étranger :

$$\begin{aligned}
\mathcal{W}_0^* = & -\bar{U}_{\bar{c}^*} \bar{C}^* \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left\{ \frac{1}{2} (\hat{c}_t^* - \Psi_c^*)^2 + \frac{1}{2} (\hat{y}_t^* - \Psi_y^*)^2 \right. \\
& + \frac{(2\beta\gamma^* - 3)(1 - \gamma^*) + \sigma^*(1 + \beta\gamma^{*2}) - \sigma^*\gamma^*(1 + \beta)}{2(1 - \gamma^*)} \hat{c}_t^{*2} \\
& + \frac{1 + \varphi^* - A_1^* - A_2^* - A_3^* - A_4^* - A_5^* - A_6^*}{2} \hat{y}_t^{*2} \\
& + \frac{\sigma^*\gamma^*}{2(1 - \gamma^*)} (\hat{c}_t^* - \hat{c}_{t-1}^*)^2 - \frac{\gamma^*}{2} (\hat{c}_{t-1}^* - \hat{\varepsilon}_{p,t}^*)^2 + \frac{1}{2} (\hat{c}_t^* - \hat{\varepsilon}_{p,t}^*)^2 \\
& + \frac{A_1^*}{2} (\hat{y}_t^* - \hat{c}_t^{*n})^2 + \frac{A_2^*}{2} (\hat{y}_t^* - \hat{c}_{t-1}^{*n})^2 + \frac{A_3^*}{2} (\hat{y}_t^* - \hat{c}_t^n)^2 \\
& + \frac{A_4^*}{2} (\hat{y}_t^* - \hat{c}_{t-1}^n)^2 + \frac{A_5^*}{2} (\hat{y}_t^* - \hat{\varepsilon}_{p,t})^2 - \frac{1 - A_6^*}{2} (\hat{y}_t^* - \hat{\varepsilon}_{p,t}^*)^2 \\
& \left. + \frac{\theta\alpha^* (\hat{\pi}_{F,t}^* - \xi \hat{\pi}_{F,t-1}^*)^2}{2(1 - \alpha^*)(1 - \beta\alpha^*)} (\hat{\pi}_{F,t}^* - \xi \hat{\pi}_{F,t-1}^*)^2 \right\} + t.i.p. + \mathcal{O}(\|\zeta\|^3)
\end{aligned}$$

où $\Psi_c^* = (1 - \beta\gamma^*)$ et $\Psi_y^* = -(1 + \Phi_y^*)$.

3.6.4 Annexe D. L'équilibre dynamique log-linéarisé (version 3 pays, $j = 1, 2$ ou 3)

Nous prenons comme référentiel le pays 1. Par ailleurs, seuls deux termes de l'échange sont nécessaires puisque $\hat{\tau}_t^{jk} = -\hat{\tau}_t^{kj}$ ($k \neq j$) et $\hat{\tau}_t^{12} + \hat{\tau}_t^{23} + \hat{\tau}_t^{31} = 0$.

– Courbe IS du pays j

$$\begin{aligned} \hat{c}_{j,t} = & \frac{\gamma_j}{1 + \gamma_j} \hat{c}_{j,t-1} + \frac{1}{1 + \gamma_j} \mathbb{E}_t \hat{c}_{j,t+1} - \frac{\omega_{j1}(1 - \gamma_j)}{(1 + \gamma_j)\sigma_j} (\hat{i}_{1,t} - \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{1,t+1}) \\ & - \frac{\omega_{j2}(1 - \gamma_j)}{(1 + \gamma_j)\sigma_j} (\hat{i}_{2,t} - \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{2,t+1}) - \frac{\omega_{j3}(1 - \gamma_j)}{(1 + \gamma_j)\sigma_j} (\hat{i}_{3,t} - \mathbb{E}_t \hat{\pi}_{3,t+1}) \\ & + \frac{(1 - \rho_{pj})(1 - \gamma_j)}{(1 + \gamma_j)\sigma_j} \hat{\varepsilon}_{pj,t} \end{aligned} \quad (3.62)$$

– Courbe de Phillips du pays j

$$\hat{\pi}_{j,t} = \frac{\xi_j}{1 + \xi_j \beta} \hat{\pi}_{j,t-1} + \frac{\beta}{1 + \xi_j \beta} E_t \hat{\pi}_{j,t+1} + \frac{(1 - \beta \alpha_j)(1 - \alpha_j)}{(1 + \beta \xi_j) \alpha_j} \widehat{cm}_{j,t} \quad (3.63)$$

– Coût marginal du pays j

$$\widehat{cm}_{j,t} = \begin{cases} \frac{\sigma_j}{1 - \gamma_j} \hat{c}_{j,t} - \frac{\gamma_j \sigma_j}{1 - \gamma_j} \hat{c}_{j,t-1} + \varphi_j y_{jt} + \omega_{jk} \hat{\tau}_t^{jk} + \omega_{jl} \hat{\tau}_t^{jl} \\ -(1 + \varphi_j) a_{j,t} \quad \forall k, l \neq j \end{cases} \quad (3.64)$$

– Production agrégée du pays j

$$\hat{y}_{jt} = \omega_{1j} s \hat{c}_{1,t} + \omega_{2j} s \hat{c}_{2,t} + \omega_{3j} s \hat{c}_{3,t} + \theta_j^{12} \hat{\tau}_t^{12} + \theta_j^{13} \hat{\tau}_t^{13} \quad (3.65)$$

– Termes de l'échange entre les pays 1 et 2

$$\begin{aligned} \hat{\tau}_t^{12} = & \frac{1}{\omega_{11} - \omega_{21}} \left[\frac{\sigma_1}{1 - \gamma_1} \hat{c}_{1t} - \frac{\gamma_1 \sigma_1}{1 - \gamma_1} \hat{c}_{1,t-1} - \frac{\sigma_2}{1 - \gamma_2} \hat{c}_{2t} \right. \\ & \left. + \frac{\gamma_2 \sigma_2}{1 - \gamma_2} \hat{c}_{2,t-1} + \hat{\varepsilon}_{p2,t} - \hat{\varepsilon}_{p1,t} \right] \end{aligned} \quad (3.66)$$

– Termes de l'échange entre les pays 1 et 3

$$\hat{\tau}_t^{13} = \frac{1}{\omega_{11} - \omega_{31}} \left[\frac{\sigma_1}{1 - \gamma_1} \hat{c}_{1t} - \frac{\gamma_1 \sigma_1}{1 - \gamma_1} \hat{c}_{1,t-1} - \frac{\sigma_3}{1 - \gamma_3} \hat{c}_{3t} + \frac{\gamma_3 \sigma_3}{1 - \gamma_3} \hat{c}_{3,t-1} + \hat{\varepsilon}_{p3,t} - \hat{\varepsilon}_{p1,t} \right] \quad (3.67)$$

– Choc de préférence du pays j

$$\hat{\varepsilon}_{pj,t} = \rho_{pj} \hat{\varepsilon}_{pj,t-1} + \hat{\eta}_{pj,t} \quad (3.68)$$

– Choc technologique du pays j

$$\hat{a}_{j,t} = \rho_{aj} \hat{a}_{j,t-1} + \hat{\eta}_{aj,t} \quad (3.69)$$

Avec,

$$\begin{aligned} \theta_1^{12} &= \omega_{11} \omega_{12} s + \omega_{21} \omega_{22} s + \omega_{31} \omega_{32} s, \\ \theta_1^{13} &= \omega_{11} \omega_{13} s + \omega_{21} \omega_{23} s + \omega_{31} \omega_{33} s, \\ \theta_2^{12} &= -[\omega_{12}(\omega_{11} + \omega_{13})s + \omega_{22}(\omega_{21} + \omega_{23})s + \omega_{32}(\omega_{31} + \omega_{33})s], \\ \theta_2^{13} &= \omega_{12} \omega_{13} s + \omega_{22} \omega_{23} s + \omega_{32} \omega_{33} s, \\ \theta_3^{12} &= \omega_{13} \omega_{12} s + \omega_{23} \omega_{22} s + \omega_{33} \omega_{32} s, \\ \theta_3^{13} &= -[\omega_{13}(\omega_{11} + \omega_{12})s + \omega_{23}(\omega_{21} + \omega_{22})s + \omega_{33}(\omega_{31} + \omega_{32})s]. \end{aligned}$$

Conclusion générale

Dans cette thèse on a examiné les conséquences de l'incertitude sur le comportement des autorités monétaires et les implications que cela peut avoir en termes de dynamique de l'économie et de bien-être social.

Les résultats obtenus contribuent à relativiser le fameux principe de prudence (Brainard, 1967) qui énonce qu'en présence d'une incertitude sur les mécanismes de transmission, la politique monétaire doit être moins agressive qu'en univers certain. Le principal message est que l'ajustement souhaitable de la politique monétaire face à une incertitude accrue dépend du type d'incertitude considéré. L'exposition des différentes catégories d'incertitude auxquelles toute banque centrale est confrontée lors de l'élaboration de sa politique monétaire montre qu'il peut être optimal pour la banque centrale de suivre une règle plus agressive que dans un monde certain. A cet égard, la situation de la BCE n'est, en aucun cas, unique.

Toutefois, la zone euro possède des caractéristiques spécifiques. Cette situation suscite des défis supplémentaires pour la politique monétaire de la BCE. Premièrement, lorsqu'elle prend ses décisions de politique monétaire, la BCE est confrontée à un manque de connaissance relative à la structure de l'économie de la zone euro. Les caractéristiques du marché du travail, telles que la faible mobilité de la main d'oeuvre entre les pays de la zone et le niveau élevé de réglementation, accroissent le degré de rigidité du marché du travail. Cette coexistence d'offre de travail et de demande de travail insatisfaites suggère une incapacité des pays

membres de la zone euro à équilibrer le marché du travail. Un exercice de modélisation alternative du marché du travail, capturant ces faits stylisés provenant du marché du travail et introduisant ainsi des frictions supplémentaires, montre qu'oublier ce type de frictions accroît l'incertitude et induit des comportements sous-optimaux des autorités monétaires. A la différence d'un modèle dans lequel le marché du travail est concurrentiel, un modèle incluant une théorie du chômage qui tient mieux compte des caractéristiques européennes (un modèle d'appariement) implique une dynamique de l'ensemble des variables macroéconomiques plus persistante et un choix du taux d'intérêt bien différent de celui du modèle standard. Si les autorités monétaires ne prennent pas en compte la rigidité sur le marché du travail ou croient que la rigidité est faible, elles adoptent un comportement optimiste en modifiant peu les taux d'intérêt alors que ces derniers devraient être modifiés plus vigoureusement et sur plus long terme. Cela entraîne par conséquent un retard dans la stabilisation de l'économie.

Deuxièmement, lors de l'évaluation de la situation économique existante, la BCE doit se concentrer sur des données agrégées portant sur l'ensemble de la zone euro, sans tenir compte des chocs idiosyncrasiques, et fait alors face à une incertitude liée au biais d'agrégation. Le développement d'un modèle multi-pays tenant compte des comportements hétérogènes entre les membres de la zone permet d'étudier le coût d'utiliser un modèle agrégé plutôt qu'un modèle multi-pays. Ces modèles, qui incorporent les frictions nécessaires pour reproduire la persistance des données historiques, sont estimés à l'aide des techniques bayésiennes. Nos résultats soutiennent la conclusion que l'hétérogénéité des comportements dans la zone euro est non seulement statistiquement observable mais surtout appropriée pour la politique monétaire. Le bien-être social associé au modèle agrégé est significativement plus faible que celui associé au modèle multi-pays. Cette diminution de bien-être correspond à une perte de 2,7% en termes de consommation totale de la zone euro.

Ces différents résultats tendent à illustrer le fait que, le comportement du banquier central n'est pas toujours orienté dans le même sens et qu'il dépend de l'incertitude considérée.

Plusieurs prolongements sont envisageables. Un problème global, qui est sous-jacent à l'ensemble de la thèse mais également à toute la littérature sur l'incertitude, est l'absence de consensus sur les implications d'un même facteur d'incertitude pour la politique monétaire. Lors de l'étude d'un type d'incertitude donné, il est possible de trouver des résultats contradictoires uniquement en changeant le modèle sur la base duquel l'analyse est menée. Une discussion récente avec Marc Giannoni, dont le travail sur ce thème est conséquent, m'a convaincu qu'une cohérence entre les développements théoriques et empiriques reste à trouver.

Le problème du travail présenté dans le deuxième chapitre est que, même si notre interprétation fournit un éclairage original sur les effets de la mauvaise spécification d'un modèle, le modèle reste assez complexe. D'un point de vue théorique, il n'est pas nécessaire d'introduire des hypothèses supplémentaires telles que la formation d'habitude ou encore une rigidité réelle liée à la présence de coûts d'ajustement du capital. On pourra toujours montrer qu'une meilleure prise en compte des caractéristiques du marché du travail améliore la dynamique de l'économie et rend sous optimal (et moins réactif) le comportement de la banque centrale à tout autre modèle. Cependant, d'un point de vue empirique, il est plus satisfaisant de manipuler un modèle qui puisse reproduire la plupart des faits stylisés de la zone euro. Par ailleurs, faire peser l'ensemble des rigidités uniquement sur celles émanant du marché du travail, tendrait à les surévaluer et donc à biaiser nos résultats.

Concernant l'étude menée dans le troisième chapitre, une critique peut être formulée sur l'absence de la prise en compte du commerce avec le reste du monde. Autrement dit, on fait abstraction sur une hétérogénéité supplémentaire liée aux relations avec le reste du monde. Certains pays de la zone euro (l'Allemagne par exemple) sont plus tournés vers

le reste du monde que d'autres (la France ou l'Italie par exemple). Il est également possible de se demander si l'on doit vraiment prendre en compte la différence entre le modèle agrégé et le modèle multi-pays au regard du coût à concevoir, estimer et utiliser un modèle multi-pays. Enfin, une extension à la totalité des membres de la zone euro reste à réaliser.

Bibliographie

- [1] Abel, A. (1990), “Asset prices under habit formation and catching up with the Joneses”, *American Economic Review*, 80, 38-42.
- [2] Aksoy, Y., De Grauwe, P. et Dewachter H. (2002), “Do asymmetries matter for european monetary policy?”, *European Economic Review*, 46, 443-469.
- [3] Amato, J. et Laubach, T. (2003a), “Rule-of-thumb behavior and monetary policy”, *European Economic Review*, 47, 791-831.
- [4] Amato, J. et Laubach, T. (2003b), “Estimation and control of an optimization-based model with sticky prices and wages”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 1181-1215..
- [5] Amato, J. et Laubach, T. (2004), “Implications of habit formation for optimal monetary policy”, *Journal of Monetary Economics*, 51, 305-325.
- [6] Amman, H. (1996), “Numerical methods for linear-quadratic models”, dans H. Amman, D. Kendrick et J. Rust (eds), *Handbook of Computational Economics*, I.
- [7] Amman, H. et Kendrick, D. (2000), “Should macroeconomic policy makers consider parameter covariances”, *Computational Economics*, 14, 263-267.
- [8] Anderson, G. et Moore, G., (1985), “A linear algebraic procedure for solving linear perfect foresight models”, *Economics Letters*, 17, 247-252.

- [9] Andolfatto, D. (1996), “Business cycles and labour market search”, *American Economic Review*, 86, 112-132.
- [10] Angelini, P., Del Giovane, P., Siviero, S. et Terlizzese, D. (2002), “Monetary policy rules for the euro area : What Role for National Information?”, *Working Paper n° 457*, Banca d’Italia.
- [11] Angeloni, I. et Ehrmann, M. (2004), “Euro area differentials”, *Working Paper n° 388*, European Central Bank.
- [12] Angeloni, I., Kashyap, A. et Mojon, B. (2003), *Monetary policy transmission in the euro area*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [13] Artis, M. (1999), “Asymmetry shocks in Europe : measurement and significance”, dans R. Beetsma et C. Oudshoorn (eds), *Tools for Regional Stabilisation*, Ministry of Economic Affairs.
- [14] Artus, P., Penot, A. et Pollin, J-P. (1999), “Quelle règle monétaire pour la Banque Centrale Européenne?”, *Revue d’Economie Politique*, 109, 309-385.
- [15] Banque Centrale Européenne (2002), “Labour market mismatches in euro area countries”, Mars.
- [16] Ball, L. (1999), “Policy rules for open economy”, dans J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [17] Balvers, R. et Cosimano, T. (1994), “Inflation variability and gradualist monetary policy”, *Review of Economic Studies*, 61, 721-738.
- [18] Basu, S. et Kimball, M. (1997), “Cyclical productivity with unobserved input variation”, *Working Paper n° 5915*, NBER.
- [19] Batini, N., Harrison, R. et Millard, S. (2003), “Monetary policy rules for an open economy”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27, 2059-2094.
- [20] Bayoumi, T. et Eichengreen, B. (1993), “Shocking aspects of european monetary integration”, dans F. Torres et F. Giavazzi (eds),

The transition to economic and monetary union in Europe, Cambridge University Press, Cambridge.

- [21] Benigno, G. (2004), “Real exchange rate persistence and monetary policy rules”, *Journal of Monetary Economics*, 51, 473-502.
- [22] Benigno, G. et Benigno, P. (2003), “Price Stability in open economies”, *Review of Economic Studies*, 70, 743-764.
- [23] Benigno, G. et Thoenissen, C. (2003), “On the consumption-real exchange rate anomaly”, *Working Paper*, London School of Economics.
- [24] Benigno, P. (1999), “Optimal monetary policy in a currency area”, *Working Paper n° 2755*, CEPR.
- [25] Benigno, P. et Lopez-Salido, D. (2002), “Inflation persistence and optimal monetary policy in the euro area”, *Working Paper n° 178*, European Central Bank.
- [26] Bertocchi, G. et Spagat, M. (1993), “Learning, experimentation, and monetary policy”, *Journal of Monetary Economics*, 32, 169-183.
- [27] Bertola, G. (1999), “Labour markets in the European union”, *manuscript*, Università di Torino.
- [28] Blanchard, O. et Diamond, P. (1989), “The Beveridge curve”, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-76.
- [29] Boldrin, M., Christiano, L., et Fisher, J. (2000), “Habit persistence, asset returns and the business cycle”, *Research department staff report n° 280*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [30] Brainard, W. (1967), “Uncertainty and the effectiveness of policy”, *American Economic Review*, 57, 411-425.
- [31] Brock, W. et Scheinkman, J. (1976), “Global asymptotic stability of optimal control systems with applications to the theory of economic growth”, *Journal of Economic Theory*, 12, 164-190.

- [32] Cadiou, L. et Guichard, S. (1999), “La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l’union monétaire, 1ère partie”, *Document de Travail n° 99-10*, CEPPII.
- [33] Cadiou, L., Guichard, S. et Maurel, M. (1999), “La diversité des marchés du travail en Europe : quelles conséquences pour l’union monétaire, 2ème partie”, *Document de Travail n° 99-11*, CEPPII.
- [34] Calvo, G. (1983), “Staggered prices in a utility-maximizing framework”, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- [35] Campa, J. et González Minguez, J. (2004), “Differences in exchange rate pass-through in the euro area”, *Working Paper n° 4389*, CEPR.
- [36] Carroll, C. (2001), “Solving consumption models with multiplicative habits”, *Economics Letters*, 68, 67-77.
- [37] Casares, M. et McCallum, B. (2000), “An Optimizing IS-LM Framework with Endogenous Investment”, *Working Paper n° 7908*, NBER.
- [38] Cecchetti, S. (1999), “Legal structure, financial structure and the monetary policy transmission mechanism”, dans Deutsche Bundesbank (ed), *The monetary transmission process. Recent developments and lessons for Europe*, Palgrave.
- [39] Chari, V., Kehoe, P., et McGrattan, E. (2002), “Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates?”, *Research Department Staff Report n° 277*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- [40] Chéron, A. et Langot, F. (1999), “The Phillips and Beveridge curves revisited”, *Economics Letters*, 69, 371-376.
- [41] Chéron, A. et Langot, F. (2002), “Labour market search and real business cycles : reconciling Nash bargaining with the real wage dynamics”, *manuscript*, Université du Maine.
- [42] Chow, G. (1977), *Analysis and control of dynamic economic system*, John Wiley & Sons, New-York.

- [43] Christiano, L., Eichenbaum, M., et Evans, C. (2003), “Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy”, à paraître dans *Journal of Political Economy*.
- [44] Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M. (1998), “Monetary policy rules in practice : some international evidence”, *European Economic Review*, 42, 1033-1067.
- [45] Clarida, R., Gali, J. et Gertler, M. (1999), “The science of monetary policy : a new keynesian perspective”, *Journal of Economic Literature*, 37, 1661-1707.
- [46] Clarida, R., Galí, J. et Gertler, M. (2002), “A simple framework for international monetary policy analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 49, 879–904.
- [47] Clements, M. et Hendry, D. (1998), *Forecasting Economic Time Series*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [48] Cooley, T. (1997), “Calibrated models”, *Oxford Review of Economic Policy*, 13, 55-69.
- [49] Cooley, T. et Quadrini, V. (1999), “A neoclassical model of the Phillips curve relation”, *Journal of Monetary Economics*, 44, 165-193.
- [50] Corsetti, G. et Pesenti, P. (2000), “The international dimension of optimal monetary policy”, *Working Paper n° 8230*, NBER.
- [51] Corsetti, G. et Pesenti, P. (2001), “Welfare and macroeconomic interdependence”, *Quarterly Journal of Economics*, 116, 421–446.
- [52] De Grauwe, P. (2000), “Monetary policies in the presence of asymmetries”, *Journal of Common Market Studies*, 38, 593–612.
- [53] De Grauwe, P. et Piskorki, T. (2001), “Union-wide aggregates versus national data based monetary policies : does it matter for EMU?”, *Discussion Paper n° 3036*, CEPR.
- [54] Demertzis, M. et Hugues Hallett, A. (1998), “Asymmetric transmission mechanisms and the rise in european unemployment : a

case of structural differences or of policy failure?”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 22, 869–886.

- [55] den Haan, W., Ramey, G. et Watson, J. (2000), “Job destruction and propagation of shocks”, *American Economic Review*, 90, 482–498.
- [56] Devereux, M. et Engel, C. (2000), “Monetary policy in the open economy revisited : price setting and exchange rate flexibility”, *Working Paper n° 7655*, NBER.
- [57] Dieppe, A., Küster, K. et McAdam, P. (2004), “Optimal monetary policy rules for the euro area : an analysis using the area wide model”, *Working Paper n° 360*, European Central Bank.
- [58] Dotsey, M. (1999), “Structure from shocks”, *Working Paper n° 99-6*, Federal Reserve Bank of Richmond.
- [59] Engle, R. et Granger, C. (1991), *Long-run economic relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- [60] Ehrmann, M. et Smets, F. (2001), “Uncertain potential output : implications for monetary policy”, *Working Paper n° 59*, European Central Bank.
- [61] Erceg, C., Henderson, D. et Levin, A. (1999), “Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts”, *Journal Monetary Economics*, 46, 281–313.
- [62] Estrella, A. et Mishkin, F. (1999), “Rethinking the role of NAIRU in monetary policy : implications of model formulation and uncertainty”, dans J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [63] Fabiani, S. et Morgan, J. (2003), “Aggregation and euro area Phillips curves”, *Working Paper n° 213*, European Central Bank.
- [64] Fagan, G., Henry, J. et Mestre, R. (2001), “An area-wide model (AWM) for the euro area”, *Working Paper n° 42*, European Central Bank.

- [65] Faust, J. et Svensson, L. (2001), “Transparency and credibility : monetary policy with unobservable goals”, *International Economic Review*, 42, 369-397.
- [66] Favero, C. (2001), *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, Oxford.
- [67] Fernandez-Villaverde, J. et Rubio-Ramirez, J. (2003), “Comparing dynamic equilibrium models to data : a bayesian approach”, à paraître dans *Journal of Econometrics*.
- [68] Florens, C., Jondeau, E. et Le Bihan, H. (2001), “Assessing GMM estimates of the Federal Reserve reaction function”, *NER n°83*, Banque de France.
- [69] Fuhrer, J. (2000), “Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models”, *American Economic Review*, 90, 367-390.
- [70] Galí, J. (1999), “Technology, employment, and the business cycle : do technology shocks explain aggregate fluctuations?”, *American Economic Review*, 89, 249-271.
- [71] Galí, J., Gertler, M. et Lopez-Salido, D. (2001), “European inflation dynamics”, *European Economic Review*, 45, 1237-1270.
- [72] Galí, J. et Monacelli, T. (2004), “Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy”, *Working Paper n° 8905* (revised version), NBER.
- [73] Gertler, M., Gilchrist, S. (2000), “Hump-shaped output in a rational expectations framework : the role of investment delays”, *manuscript*, New-York University.
- [74] Geweke, J. (1999), “Computational experiments and reality”, *Working Paper*, University of Minnesota et Federal Reserve Bank of Minneapolis.

- [75] Giannoni, M. (2001), “Robust optimal monetary policy in a forward-looking model with parameter and shock uncertainty”, *manuscript*, Federal Reserve Bank of New York.
- [76] Giannoni, M. (2002), “Does model uncertainty justify caution ? Robust optimal monetary policy in a forward-looking model”, *Macroeconomic Dynamics*, 6, 111-144.
- [77] Giordani, P. et Söderlind, P. (2002), “Solution of macromodels with Hansen-Sargent robust policies : summary and some extensions”, *manuscript*, Stockholm School of Economics.
- [78] Goodfriend, M. et King, R. (1997), “The new neoclassical synthesis and the role of monetary policy”, *NBER Macroeconomics Annual*, MIT Press, Cambridge.
- [79] Greenspan, A. (2003), “Monetary policy under uncertainty”, *remarks*, Symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City (<http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2003/20030829/>).
- [80] Greenwood, J., Hercowitz, Z. et Huffman G. (1988), “Investment, capacity utilization, and the real business cycle”, *American Economic Review*, 78, 402-417.
- [81] Hairault, J-O. (2002), “Labor-market search and international business cycles”, *Review of Economic Dynamics*, 5, 535-558.
- [82] Hall, R. (1999), “Labour market frictions and employment fluctuations”, dans J. Taylor et M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 3, North-Holland, Amsterdam.
- [83] Hall, S., Salmon, C., Yates, T. et Batini, N. (1999), “Uncertainty and simple monetary policy rules. An illustration for the United Kingdom”. *Working Paper n° 96*, Bank of England.
- [84] Hansen, L. et Heckman, J. (1996), “The empirical foundations of calibration”, *Journal of Economic Perspectives*, 10, 87-104.

- [85] Hansen, L. et Sargent, T. (2002), *Robust Control and Economic Model Uncertainty*, Princeton University Press (à paraître).
- [86] Huang, K. et Liu, Z. (2002), “Staggered price-setting, staggered wage-setting, and business cycle persistence”, *Journal of Monetary Economics*, 49, 405-433.
- [87] Issing, O. (1999), “The monetary policy of the ECB in a world of uncertainty”, *speech*, ECB/CFS Conference Monetary Policy-Making under Uncertainty (http://www.ecb.int/events/conferences/html/ecbcfs_conf.en.html).
- [88] Issing, O., Gaspar, V., Angeloni, I. et Tristani, O. (2001), *Monetary Policy in the Euro Area*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [89] Jeanne, O. (1998), “Generating real persistent effects of monetary shocks : how much nominal rigidity do we really need ?”, *European Economic Review*, 42, 1009-1032.
- [90] Jensen, C. et McCallum, B. (2002), “The non-optimality of proposed monetary policy rules under timeless-perspective commitment”, *Economics Letters*, 77, 163-168.
- [91] Jondeau, E. et Sahuc, J-G. (2004), “Should the ECB be concerned about heterogeneity ? An estimated multi-country model analysis”, *Document de Travail n°04/XX*, Université d’Evry-Val d’Essonne.
- [92] Judd, K. (1998), *Numerical Methods in Economics*, The MIT Press, Cambridge.
- [93] King, R. et Rebelo, S. (1999), “Resuscitating real business cycles”, dans J. Taylor et M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, 3, North-Holland, Amsterdam.
- [94] Knight, F. (1921), *Risk, Uncertainty and Profit*, Houghton Mifflin Company, Boston.
- [95] Kydland, F. et Prescott (1991), “The econometrics of the general equilibrium approach to business cycles”, *Scandinavian Journal of Economics*, 93, 161-178.

- [96] Le Bihan, H. et Sahuc, J-G. (2002), "Implications of parameter uncertainty for monetary policy in a simple euro area model", *Applied Economics Letters*, 9, 553-556.
- [97] Le Bihan, H. et Sahuc, J-G. (2002), "Règles de politique monétaire en présence d'incertitude : une synthèse", *Revue d'Economie Politique*, 112, 349-386.
- [98] Leitemo, K. et Söderström, U. (2001), "Simple monetary policy rules and exchange rate uncertainty", *Working Paper n°122*, Sveriges Riksbank.
- [99] Levin, A., Wieland, V. et Williams, J. (1999), "Robustness of simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty", dans J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [100] Levin, A., Wieland, V. et Williams, J. (2001), "The performance of forecast-based monetary policy rules under model uncertainty", *Working Paper n°68*, European Central Bank.
- [101] Lindé, J., Nessén, M. et Söderström, U. (2003), "Monetary policy in an estimated open-economy model with imperfect pass-through", *Working Paper*, Sveriges Riksbank.
- [102] Ljungqvist, L. et Sargent, T. (2000), *Recursive Macroeconomic Theory*, The MIT Press, Cambridge.
- [103] Lubik, T. et Schorfheide, F. (2003), "Do central banks respond to exchange rate movements? A structural investigation", *manuscript*, Johns Hopkins University et University of Pennsylvania.
- [104] Lucas, R. (1976), "Econometric policy evaluation : a critique", *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- [105] Martin, B. et Salmon, C. (1999), "Should uncertain monetary policy-makers do less?", *Working Paper n°99*, Bank of England.
- [106] Merz, M. (1995), "Search in the labour market and the real business cycle", *Journal of Monetary Economics*, 36, 269-300.

- [107] Merz, M. et Yashiv, E. (2002), “Labour market frictions, capital adjustment costs, and stock prices”, *manuscript*, University of Bonn.
- [108] Meyer, L., Swanson, E. et Wieland, V. (2001), “NAIRU uncertainty and nonlinear policy rules”, *American Economic Review*, 91, 226-231.
- [109] Monacelli, T. (2001), “New international monetary arrangements and the exchange rate”, *International Journal of Finance and Economics*, 6, 389-400.
- [110] Monteforte, L. et Siviero, S. (2003), “Aggregate vs. disaggregate euro-area macro-modelling”, *Working Paper*, Banca d’Italia.
- [111] Moyen, S. et Sahuc, J-G. (2004), “Incorporating labour market frictions into an optimising-based monetary policy model”, NER n°105, Banque de France. A paraître dans *Economic Modelling*.
- [112] Neiss, K. et Nelson, E. (2002), “The real interest rate gap as an inflation indicator”, *Macroeconomics Dynamics*, 7, 239-262.
- [113] Obstfeld M. and Rogoff K. (1995), “Exchange rate dynamics redux”, *Journal of Political Economy*, 103, 624-60.
- [114] Obstfeld M. and Rogoff K. (2000), “New directions for stochastic open economy models”, *Journal of International Economics*, 50, 117–153.
- [115] Onatski, A. (2000), “Minimax monetary policy : comparison to Bayesian Approach, Worst Cases, and Exact Minimax Rules”, *manuscript*, Harvard University.
- [116] Onatski, A. et Stock, J. (2000), “Robust monetary policy under model uncertainty in a small model of the US economy”, *Working Paper n°7490*, NBER.
- [117] Onatski, A. et Williams, N. (2003), “Modelling model uncertainty”, *Journal of European Economic Association*, 1, 1087-1122.

- [118] Onatski, A. et Williams, N. (2004), “Empirical and policy performance of a forward-looking monetary model”, *manuscript*, Columbia University.
- [119] Orphanides, A. (1998), “Monetary policy evaluation with noisy information”, *Working paper n° 98-50*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [120] Orphanides, A. et Wieland, V. (2000), “Inflation Zone Targeting”, *European Economic Review*, 44, 1351-1387.
- [121] Pappa, E. (2004), “Do the ECB and the Fed really need to cooperate? Optimal monetary policy in a two-country world”, *Journal of Monetary Economics*, 51, 753-779.
- [122] Peersman, G. et Smets, F. (1998), “Uncertainty and the Taylor rule in a simple model of the euro-area economy”, *manuscript*, Ghent Universiteit.
- [123] Petrongolo, B. et Pissarides, C. (2001), “Looking into the black box : a survey of the matching function”, *Journal of Economic Literature*, 38, 390-431.
- [124] Pissarides, C. (2000), *Equilibrium Unemployment Theory*, Blackwell, Oxford.
- [125] Poole, W. (1970), “Optimal choice of monetary policy instruments in a simple stochastic macro model”, *Quarterly Journal of Economics*, 84, 197-216.
- [126] Poole, W. (1998), “A policymaker confronts uncertainty”, *Federal Reserve Bank of St Louis Review* (september-october), 3-8.
- [127] Rogoff, K. (1985), “The optimal degree of commitment to an intermediate target”, *Quarterly Journal of Economics*, 100, 1169-1190.
- [128] Rotemberg, J. et Woodford, M. (1998), “An optimization-based econometric framework for the evaluation of monetary policy : expanded version”, *Technical Working Paper n° 233*, NBER.

- [129] Rotemberg, J. et Woodford, M. (1999), “Interest rate rules in an estimated sticky price model”, dans J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [130] Rudebusch, G. (2000), “Assessing nominal income rules for monetary policy with model and data uncertainty”, *Working Paper n° 14*, European Central Bank.
- [131] Rudebusch, G. (2001), “Is the Fed too timid? Monetary policy in an uncertain world”, *Review of Economics and Statistics*, 83, 203-217.
- [132] Rudebusch, G. et Svensson, L. (1999), “Policy rules for inflation targeting”, dans J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [133] Sack, B. (1998), “Uncertainty, Learning, and Gradual Monetary Policy”, *Finance and Economics Discussion Series n° 98-34*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [134] Sack, B. (2000), “Does the Fed Act Gradually? A VAR Analysis”, *Journal of Monetary Economics*, 46, 229-256.
- [135] Sack, B. et Wieland, V. (2000), “Interest rate smoothing and optimal monetary policy : a review of recent empirical evidence”, *Journal of Economics and Business*, 52, 205-228.
- [136] Sahuc, J-G. (2002), “A 'hybrid' monetary policy model : evidence from the euro area”, *Applied Economics Letters*, 9, 949-955.
- [137] Sahuc, J-G. (2003), “Implications of parameter estimation uncertainty for the central banker behavior”, version révisée du *Document de Travail n°02/08*, Université d'Evry-Val d'Essonne.
- [138] Sahuc, J-G. (2004a), “Partial indexation, trend inflation, and the hybrid Phillips curve”, *Document de Travail n°04/05*, Université d'Evry-Val d'Essonne.

- [139] Sahuc, J-G. (2004b), “Partial indexation and inflation dynamics : what do the data say?”, *Document de Travail n°04/06*, Université d’Evry-Val d’Essonne.
- [140] Sargent, T. (1999), “Comment”, dans J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [141] Sbordone, A. (2003), “A limited information approach to the simultaneous estimation of wage and price dynamics”, *Manuscript*, Rutgers University.
- [142] Schellekens, P. (2000), “Caution and conservatism in the making of monetary policy”, *Working Paper n°25*, European Central Bank.
- [143] Schorfheide F. (2000), “Loss function-based evaluation of DSGE models”, *Journal of Applied Econometrics*, 15, 645–670.
- [144] Schorfheide F. (2003), “Labor-supply shifts and economic fluctuations”, *Journal of Monetary Economics*, 50, 1751–1768.
- [145] Sénégas, M-A. et Vilmunen, J. (2000), “The effects of transmission uncertainty on the flexibility-credibility tradeoff in monetary policy”, *Discussion Paper n°14/99*, Bank of Finland.
- [146] Shimer, R. (2004), “The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies”, à paraître dans *American Economic Review*.
- [147] Shuetrim, G. et Thompson, C. (1999), “The implications of uncertainty for monetary policy”, *Research Discussion Paper n° 1999-10*, Reserve Bank of Australia.
- [148] Sims, C. (1980), “Macroeconomics and reality”, *Econometrica*, 48, 1-48.
- [149] Sims, C. (2001), “Pitfalls of minimax approach to model uncertainty”, *American Economic Review*, 91, 51-54.
- [150] Smets, F. (2002), “Output gap uncertainty : does it matter for the Taylor rule?”, *Empirical Economics*, 27, 113-129.

- [151] Smets, F. et Wouters, R. (2002), “Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy”, *Journal of Monetary Economy*, 49, 947-981.
- [152] Smets, F. et Wouters, R. (2003), “An estimated dynamic stochastic general equilibrium model of the euro area”, *Journal of the European Economic Association*, 1, 1123-1175.
- [153] Söderlind, P. (1999), “Solution and estimation of RE macromodels with optimal policy”, *European Economic Review*, 43, 813–823.
- [154] Söderström, U. (1999), “Should central banks be more aggressive?”, *Working Paper n°309*, Stockholm School of Economics.
- [155] Söderström, U. (2002), “Monetary policy with uncertain parameters”, *Scandinavian Journal of Economics*, 104, 125-145.
- [156] Srour, G. (1999), “Inflation targeting under uncertainty”, *Technical Report n°85*, Bank of Canada.
- [157] Stock, J. (1999), “Comment”, dans J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [158] Sutherland, A. (2002), “Cost-push shocks and monetary policy in open economies”, *Working Paper n° 27/2*, Deutsche Bundesbank.
- [159] Svensson, L. (1999a), “How should monetary policy be conducted in an area of price stability?”, dans *New Challenges for Monetary Policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City.
- [160] Svensson, L. (1999b), “Inflation targeting : some extensions”, *Scandinavian Journal of Economics*, 101, 337-361.
- [161] Svensson, L. (2000), “Robust Control Made Simple”, *manuscript*, Princeton University.
- [162] Svensson, L. et Woodford, M. (2002), “Indicator variables for optimal policies under asymmetric information”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 28, 661-690.

- [163] Swanson, E. (2000), “On signal extraction and non-certainty-equivalence in optimal monetary policy rules”, *manuscript*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [164] Taylor, J. (1999), *Monetary Policy Rules*, University of Chicago Press, Chicago.
- [165] Tetlow, R. et von zur Muehlen (2000), “Robust monetary policy with misspecified models : does model uncertainty always call for attenuated policy ?”, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 25, 911-949.
- [166] Tchakarov, I. (2004), “The gains from international monetary cooperation revisited”, *Working Paper n° 04/1*, International Monetary Fund.
- [167] Theil, H. (1958), *Economic forecasts and policy*, North-Holland Amsterdam, Amsterdam.
- [168] Trigari, A. (2003), “Equilibrium unemployment, job flows and inflation dynamics”, *manuscript*, New York University.
- [169] Verhoef, B. (2003), “The (a)symmetry of shocks in the EMU”, *Staff Reports n° 106*, De Nederlandsche Bank.
- [170] Walsh, C. (2003), “Labour market search, sticky prices, and interest rate policies”, *manuscript*, University of California.
- [171] Warnock, F. (2000), “Idiosyncratic tastes in a two-country optimizing model : implications of a standard assumption”, *International Finance Discussion Paper n° 631*, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [172] Wieland, V. (1998), “Monetary policy and uncertainty about the natural unemployment rate”, *Finance and Economics Discussion Series n°22*, Federal Reserve Board.
- [173] Wieland, V. (2000a), “Learning by doing and the value of optimal experimentation”, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 24, 501-534

- [174] Wieland, V. (2000b), “Monetary policy, parameter uncertainty and optimal learning”, *Journal of Monetary Economics*, 46, 199-228.
- [175] Woodford, M. (1999), “Optimal Monetary Policy Inertia”, *Manchester School*, 67, 1–35.
- [176] Woodford M. (2003), *Interest and Prices : Foundations of a Theory of Monetary Policy*, Princeton University Press, Princeton.
- [177] Yun, T. (1996), “Nominal price rigidity, money supply endogeneity, and business cycles” , *Journal of Monetary Economics*, 37, 345-370.