
NOTES D'ÉTUDES

ET DE RECHERCHE

**LA POLITIQUE BUDGETAIRE
DANS LA TRANSITION VERS L'UNION
MONETAIRE : UN MODELE VAR STRUCTUREL**

Catherine Bruneau et Olivier De Bandt

janvier 1999

NER # 60



DIRECTION GÉNÉRALE DES ÉTUDES
DIRECTION DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES ET DE LA RECHERCHE

LA POLITIQUE BUDGETAIRE
DANS LA TRANSITION VERS L'UNION
MONETAIRE : UN MODELE VAR STRUCTUREL

Catherine Bruneau et Olivier De Bandt

janvier 1999

NER # 60

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France.

La politique budgétaire dans la transition vers l'Union Monétaire: un modèle VAR structurel

Catherine Bruneau*
Olivier De Bandt†

Nouvelle Version, Janvier 1999

Abstract

Dans le but d'étudier l'effet de règles budgétaires en phase 3 de l'UEM pour la France et l'Allemagne, on adopte l'approche VAR structurel de Bayoumi et Eichengreen (1992) en ajoutant une variable d'excédents budgétaires des Administrations Publiques. On conditionne aussi le modèle par l'introduction de variables externes. Cela permet de distinguer entre chocs budgétaires et monétaires. On fait ressortir, sur la période 1972 : 1-1995 : 4, un effet significatif de la politique monétaire sur les prix dans les deux pays. Les chocs budgétaires qui, dans le modèle mesurent le "déficit structurel", ne contribuent de façon significative à la dynamique du PIB que dans le cas de l'Allemagne. Sur la période étudiée, ils ont peu d'effet en France. De plus, il apparaît que les chocs budgétaires ne sont pas corrélés entre les deux pays, même s'il est difficile de conclure qu'il s'agit de chocs purement nationaux plutôt qu'un "policy mix" différent.

Key words : Déficit budgétaire, Equivalence Ricardienne, VAR structurel, UEM.

*Université Paris X et Thema.

†Banque de France. Correspondance à Banque de France, 41-1396 SEMEF, 39 rue Croix des Petits Champs, 75049 Paris Cedex 01, France. Le papier ne correspond pas forcément aux opinions de la Banque de France. Les auteurs remercient Jordi Gali qui leur a fourni les programmes RATS utilisés dans son article de 1992. Ces programmes ont été étendus en Gauss. Le papier a bénéficié des remarques de J. Bozzi, J. Cordier, P. Sicsic et des participants à la Conférence de l'Econometric Society (ESEM) en Août 1997. Nous remercions Veronique Brunhes-Lesage pour son assistance de recherche et Sylvie Lebrat qui a dactylographié la version française de ce texte. Une version en langue anglaise est également disponible.

1 Introduction

A la suite du traité de Maastricht organisant l'Union Economique et Monétaire (UEM), les pays de la zone euro ont abandonné l'autonomie monétaire la Banque Centrale Européenne. En effet, les taux de change bilatéraux sont désormais fixes et il existe un taux d'intérêt unique à court terme au sein des pays participants. Toutefois, une particularité de l'UEM est que les gouvernements nationaux demeurent responsables de la politique budgétaire. Dans ce contexte, les pays européens se sont mis d'accord sur les principes d'un Pacte de Stabilité et de Croissance visant à assurer la coordination des politiques budgétaires (Conseil de Dublin de décembre 1996).

Cette proposition répond à plusieurs motivations. Tout d'abord, dans le contexte de la phase 3 de l'UEM, les politiques budgétaires nationales vont sans doute voir leur efficacité renforcée et les gouvernants pourraient être incités à accroître le déficit budgétaire, mettant ainsi en péril la stabilité de l'ensemble de la zone euro.

Ensuite, s'il y a beaucoup d'arguments convaincants en faveur de déficits budgétaires temporaires (les agents font face à des contraintes d'endettement, leur horizon n'est pas infini), les distorsions qu'ils créent ne doivent pas dépasser les gains qu'ils procurent en matière de bien-être. En particulier, en procédant à une réallocation de la consommation vers l'investissement, ils réduisent la base productive de l'économie et, par là, la croissance à long terme. De nombreux pays ont ainsi introduit des contraintes visant à ralentir la croissance des dépenses publiques et réduire le déficit budgétaire.

A la suite de la distinction proposée par Blanchard (1990) entre les mécanismes de transmission de la politique budgétaire ("impact" budgétaire) et les chocs eux-mêmes ("impulsions" budgétaires), l'analyse des effets des normes budgétaires impose de répondre à deux types de questions. Tout d'abord, la politique budgétaire joue-t-elle un rôle important dans la dynamique des principales variables macroéconomiques, si bien qu'une limitation de la marge de manoeuvre des responsables de la politique économique réduirait leur capacité à influencer la conjoncture? Ensuite, les chocs budgétaires observés dans un pays correspondent-ils à des chocs propres à ce pays ou à des chocs communs à la zone?

Concernant le premier point, Barro (1974) a soutenu l'idée qu'il y avait indifférence entre le financement du déficit budgétaire par l'impôt ou par la dette publique. Il est donc important de déterminer si la thèse de Barro est valide pour les pays européens. Cela permettrait de déterminer si les règles du Pacte de Stabilité et de Croissance vont s'avérer contraignantes. De plus, si le "policy-mix" de la politique monétaire et budgétaire va sans doute changer au profit d'un plus grand rôle de cette dernière, il est important de faire le point sur la situation avant l'UEM. En particulier, il est intéressant d'étudier le cas de l'Allemagne caractérisée par une totale indépendance de la Banque Centrale, puisque ce modèle sert de référence à la Banque Centrale Européenne. L'analyse présentée dans le papier est donc fondée sur un modèle qui inclut la fois la politique monétaire et la politique budgétaire, avec chacun des effets distincts.

En ce qui concerne la corrélation entre les chocs économiques sous-jacents, on part de l'idée que, compte-tenu du haut degré de convergence entre les pays européens et en particulier entre la France et l'Allemagne, on peut soutenir qu'il ne devrait pas y avoir de

chocs budgétaires purement nationaux, sauf si les cycles électoraux ne coïncident pas. Si l'on considère les différents chocs pouvant affecter l'économie (à savoir les chocs d'offre et de demande, publique ou privée), la convergence signifie que les chocs d'offre sont corrélés en raison de la mobilité d'au moins deux facteurs de production, le capital et la technologie. Il est aussi vraisemblable de supposer que les chocs financiers sont aussi corrélés du fait de la forte intégration des marchés de capitaux. Les chocs de demande devraient ainsi présenter une certaine corrélation, mais l'absence de mobilité parfaite du facteur travail signifie que les préférences peuvent ne pas être totalement identiques. Durant la période précédant l'UEM, l'existence d'un risque de change ainsi que des coûts de transaction expliquent aussi une certaine rigidité de la demande. Finalement, dans le cas de la politique budgétaire et comme indiqué au tableau 1, on doit distinguer deux cas de figure de non-corrélation des chocs : (i) des réponses indépendantes à des chocs asymétriques, ou (ii) des chocs purement spécifiques au niveau national. Ces deux types de chocs ont des conséquences différentes dans le cadre du Pacte de Stabilité et de Croissance. L'analyse présentée dans le papier est fondée sur des modèles VAR structurels estimés pour la France et l'Allemagne¹. En particulier, l'analyse de Bayoumi et Eichengreen (1992) est étendue à un modèle VAR à 4 variables au lieu de 2, afin de distinguer entre les chocs de nature monétaire ou budgétaire sur la période 1972 : 1-1995 : 4.

[insérer le tableau 1]

Le papier conclut, en accord avec la littérature antérieure (Bayoumi et Eichengreen, 1992, Melitz et Weber, 1996), que la France et l'Allemagne ont convergé de façon significative, comme le montre le haut degré de corrélation entre les chocs d'offre et de demande dans les deux pays. L'innovation du papier est néanmoins de présenter une mesure des chocs budgétaires, se rapprochant des mesures traditionnelles de "déficit structurel", comme celle publiée par l'OCDE, et qui semblent avoir une origine exclusivement nationale, alors qu'ils sont corrélés négativement sur la seconde partie de l'échantillon. Ce dernier résultat semble dû, soit à des décalages dans le temps des phases d'expansion et de consolidation, soit à une sensibilité différente au cycle économique. En ce qui concerne l'incidence des chocs budgétaires, on observe que, sur la période étudiée, ces chocs ont un effet plus significatif sur l'activité en Allemagne qu'en France. Les chocs de politique budgétaire semblent avoir peu d'effet sur les autres variables considérées.

Le papier est organisé de la façon suivante. La section 2 introduit brièvement un modèle de politique budgétaire permettant d'identifier des chocs structurels dans un modèle VAR. La section 3 décrit les données. Les résultats empiriques sont discutés en section 4.

2 Le modèle et ses implications empiriques

La politique budgétaire est généralement étudiée par l'intermédiaire du modèle ISLM. Ici, on présente un modèle plus général qui prend en compte de façon explicite la dimension intertemporelle de la politique budgétaire et inclut la neutralité ricardienne comme

¹Le lecteur se reportera à Bruneau et De Bandt (1998) pour des détails sur les techniques utilisées.

cas particulier. On utilise ce modèle théorique afin d'identifier les propriétés que l'on doit attendre du modèle statistique étudié sous forme de séries temporelles.

2.1 Le modèle

Le modèle est une version en temps discret du modèle à générations imbriquées de Blanchard (1985). Pour un individu d'âge a à la date t avec une fonction d'utilité logarithmique:

$$E_t(U_{a,t}) = E_t\left(\sum_{v=0}^{\infty} \delta^v \ln(c_{a+v,t+v})\right) = \sum_{v=0}^{\infty} (\delta\gamma)^v \ln(c_{a+v,t+v}) \quad (1)$$

où $c_{a+v,t+v}$ est la consommation à la période $t+v$ d'un individu d'âge $a+v$. $E_t(\cdot)$ est l'opérateur d'espérance mathématique conditionnelle à l'information en t . L'incertitude dans ce modèle prend la forme d'un risque de décès au bout d'un certain nombre de périodes. Ainsi, le niveau du déficit budgétaire a de l'importance puisque les agents ont un horizon limité: avec une probabilité γ^j les consommateurs vont survivre j périodes au-delà de la période courante. On fait aussi l'hypothèse simplificatrice qu'à chaque période il existe une proportion d'agents d'âge j ($j = 0, \dots, \infty$). La valeur ajoutée est notée Y_0 en $t = 0$ et Y pour les autres périodes ($t = 1, \dots, \infty$). Les impôts perçus sur les agents privés sont notés respectivement T_0 et T en $t = 0$ et $t > 0$.

La maximisation du programme d'un agent représentatif de sa génération fournit les conditions du premier ordre. Après agrégation sur toutes les générations et en mesurant les variables par tête, on obtient :

$$C_0 = (1 - \delta\gamma)W_0 = (1 - \delta\gamma)\left[(Y_0 - T_0) + \frac{\gamma}{R - \gamma}(Y - T) + W_0\right] \quad (2)$$

Dans l'équation (2), on fait l'hypothèse que le taux réel au niveau mondial est constant de $t = 0$ à $t = 1$ et de $t = 1$ jusqu'aux périodes ultérieures. Il est noté $R = 1 + r$. Le second terme entre crochets est $\sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{\gamma}{R}\right)^t (Y - T)$. Le niveau initial du patrimoine financier W_0 . Le taux d'intérêt réel entre $t = -1$ et $t = 0$ est noté r_{-1} .

Afin de se concentrer sur le financement de la politique budgétaire, on suppose que les dépenses publiques sont nulles. La contrainte budgétaire des Administrations publiques est telle que:

$$\sum_{v=0}^{\infty} R^{-v}(T_v - G_v) = T_0 + \frac{1}{R - 1}T = (1 + r_{-1})B_{-1}^g \quad (3)$$

où B_{-1}^g est le niveau initial de la dette publique.

Pour étudier le rôle du déficit budgétaire on se livre l'exercice suivant : on réduit les impôts de dT_0 en $t = 0$ et on les augmente à une période ultérieure afin de satisfaire la contrainte budgétaire ($dT = -(R - 1)dT_0$). On transfère ainsi le financement de la réduction d'impôt aux générations suivantes. En effet, comme les agents ont un horizon limité ($\gamma < 1$), le déficit budgétaire en $t = 0$ implique que la richesse privée s'accroît à cette date ($dW_0 = -(1 - \gamma\frac{R-1}{R-\gamma})dT_0 > 0$ pour $dT_0 < 0$) ce qui stimule la consommation en $t = 0$.

Dans une version de ce modèle à deux pays, Frankel et Razin (1991) introduisent dans chaque pays un secteur abrité et un secteur exposé. Cela permet d'étudier l'effet du déficit budgétaire sur le taux de change réel². Une étude plus approfondie des implications de ce modèle en économie ouverte dépasse toutefois le cadre de ce papier.

En résumé, la principale conclusion du modèle est qu'un déficit budgétaire accroît la consommation et le taux d'intérêt. Si l'équivalence Ricardienne est vérifiée, la consommation demeure inchangée. Ces conclusions sont courantes dans la littérature et s'accordent avec les effets à long terme du modèle stochastique avec anticipation rationnelle de Clarida et Gali (1995) qui généralise Obstfeld (1985).

2.2 Implications sur le plan empirique

Pour mesurer l'effet des chocs budgétaires sur la dynamique des économies de l'Allemagne et de la France, et donner la meilleure description du "policy-mix" dans ces deux pays, il convient d'étudier les propriétés statistiques d'un système de variables macroéconomiques convenablement choisies et incluant le déficit budgétaire. Nous adoptons en effet une approche multivariée et nous choisissons des données trimestrielles. Le système vectoriel X de dimension 4 comprend le taux de croissance du PIB en volume ($\Delta \ln y_t$), le glissement annuel des prix ($\ln p_t/p_{t-4}$), le taux d'intérêt réel à court terme (calculé *ex post* et noté r_t) et le ratio du déficit budgétaire primaire rapporté au PIB en valeur (S_t). Le modèle est donc $X_t = [\Delta \ln y_t, \ln p_t/p_{t-4}, r_t, S_t]$. Afin de ne pas estimer un modèle VAR de trop grande dimension, on construit deux modèles distincts, l'un pour la France et l'autre pour l'Allemagne. On calcule néanmoins la corrélation dynamique entre les chocs issus des 2 modèles³.

Dans le modèle, on suppose que l'inflation et le taux d'intérêt réel sont stationnaires avec deux régimes. Le ratio du déficit budgétaire primaire est aussi stationnaire (voir la section 4.1 pour la vérification empirique de ces hypothèses). Le système dépend donc d'un vecteur de chocs structurels $\omega = [\omega^s, \omega^d, \omega^m, \omega^g]$, avec ω^s un choc d'offre, ω^d un choc de demande privée, ω^m un choc d'offre de monnaie et ω^g un choc de politique budgétaire.

Deux aspects de cette modélisation nécessitent des explications complémentaires: l'existence de changements de régime et le rôle des variables exogènes mesurant l'environnement extérieur. S'agissant du premier point, on introduit des changements de régime afin d'utiliser un échantillon remontant jusqu'au début des années 70.

²Si $\gamma < 1$, on trouve que $\frac{dW_0}{dT_0} < 0$, $\frac{dW_0^*}{dT_0^*} > 0$ et $\frac{dR}{dT_0} < 0$.

³Ibrahim et Kumoh (1996) étudient un modèle VAR de dimension 5 incluant le déficit structurel, la balance courante et le taux de change courant. Ils montrent que les chocs budgétaires entraînent une appréciation du taux de change et un effet d'éviction qui peut annuler l'effet stimulant initial. Toutefois, d'après leurs estimations, l'effet sur le taux de change réel est plus faible en Allemagne que dans les autres pays (la France n'est pas étudiée). Notre contribution présente trois sortes de différences. Tout d'abord, l'inflation est incluse, alors que le taux de change réel n'est pas introduit explicitement parmi les variables endogènes (le taux de change nominal n'apparaît que comme variable exogène). Ensuite, sur le plan méthodologique, on étudie la cohérence d'ensemble du système de variables et non pas seulement d'un sous-ensemble. Enfin, l'identification des chocs est effectuée par un mélange de contraintes à court et long terme et non pas avec une décomposition de Choleski).

Dans le cas de la France, on distingue deux sous-périodes jusqu'en 1983 : 4 et partir de 1984 : 1. Cette date correspond à la première année d'entrée en vigueur du plan Delors qui a marqué un changement important dans la politique économique de la France. On introduit les mêmes ruptures pour l'Allemagne⁴, et une seconde rupture pour la réunification (à partir de 1991). Sur le plan technique, on introduit plusieurs constantes. Le modèle est aussi conditionné par des variables externes avec le taux de change USD/DM pour l'Allemagne et le prix en FF du pétrole importé pour la France. Ces variables sont choisies sur la base de la littérature antérieure indiquant que ces variables permettent de réduire de façon sensible le "price puzzle" (Sims, 1992). On s'assure ainsi qu'une politique monétaire restrictive a bien pour effet de réduire l'inflation et n'est pas associée à une inflation plus forte. Ces deux types d'effets sont introduits dans le cadre d'un modèle VAR-X. Formellement, dans le cas de 2 régimes séparés par une date T , le processus suivi par X est donné par :

$$A(L)X_t + \mu_1 \mathbf{1}_{\{t < T\}} + \mu_2 \mathbf{1}_{\{t \geq T\}} + B(L)Z_t = \epsilon_t \quad (4)$$

où les μ ont les constantes des différents régimes et les Z sont des variables exogènes. $A(L)$ et $B(L)$ sont des polynômes de retard d'ordre éventuellement différent. L'inversion du VAR de l'équation (4) sous les conditions habituelles d'invertibilité sur $A(L)$ donne:

$$X_t = A(L)^{-1}[-\mu_1 \mathbf{1}_{\{t < T\}} - \mu_2 \mathbf{1}_{\{t \geq T\}} - B(L)Z_t + \epsilon_t] \quad (5)$$

En raison de la règle des projections par les moindres carrés, les ϵ_t sont perpendiculaires aux Z_t . On peut donc étudier l'effet des différentes catégories de chocs correspondant aux variables endogènes/exogènes, indépendamment les uns des autres, en utilisant les techniques habituelles des VAR structurels à savoir les fonctions de réponse aux chocs. Les chocs structurels ω_t sont déduits de ces chocs canoniques. On impose des restrictions sur ces chocs afin d'identifier le modèle de façon structurelle.

Tout d'abord, la normalisation du solde budgétaire par le PIB nominal implique que S n'est plus exogène, à la différence de ce qui est souvent supposé pour la politique budgétaire. La stationnarité de cette variable est compatible avec l'existence d'une contrainte budgétaire intertemporelle (équation 3). Il est utile de rappeler que dans la première moitié des années 80 en Allemagne et à partir du milieu de la même décennie en France, les pouvoirs publics ont cherché à mettre en oeuvre des politiques budgétaires visant à éliminer toute dérive systématique de ce ratio. On peut aussi décomposer le ratio budgétaire en une composante structurelle et une composante cyclique:

$$S_t = A_{Ss}(L)\omega_t^s + A_{Sd}(L)\omega_t^d + A_{Sm}(L)\omega_t^m + A_{Sg}(L)\omega_t^g + \eta_{St} \quad (6)$$

où le dernier terme représente les impositions budgétaires structurelles, et $\eta_t = A(L)^{-1}[-\mu_1 \mathbf{1}_{\{t < T\}} - \mu_2 \mathbf{1}_{\{t \geq T\}} - B(L)Z_t]$.

⁴Les résultats de Juselius (1996) tendent à prouver que les mécanismes de transmission de la politique monétaire en Allemagne se sont modifiés à la fin de 1983. Cela a aussi coïncidé avec le changement de gouvernement avec le départ d'H.Schmidt et l'arrivée d'H.Kohl au pouvoir.

Dans la mesure où le taux d'intérêt réel est stationnaire avec différents régimes, les chocs ne devraient pas avoir d'effet persistant:

$$r_{r,t} = A_{rs}(L)\omega_i^s + A_{rd}(L)\omega_i^d + A_{rm}(L)\omega_i^m + A_{rg}(L)\omega_i^g + \eta_{rt} \quad (7)$$

où $A_{ri}(1) = 0$, pour tout les i .

Le modèle de la section 2.1 est complété par une fonction de production où le PIB est le résultat de l'accumulation de chocs technologiques. En conséquence, le PIB est non stationnaire.

$$\Delta \ln y_t = A_{yd}(L)\omega_t^d + A_{yg}(L)\omega_t^g + A_{ym}(L)\omega_t^m + A_{ys}(L)\omega_t^s + \eta_{yt} \quad (8)$$

où $A_{ym}(1) = A_{yd}(1) = 0$ si les chocs monétaires et de demande privée n'ont pas d'effet à long terme. En ce qui concerne les chocs budgétaires, il est commode de distinguer entre la forme "faible" et "forte" de l'équivalence Ricardienne. Dans le premier cas, les chocs budgétaires n'ont pas d'effet à long terme sur le PIB ($A_{yg}(1) = 0$) de même que sur l'inflation et le taux d'intérêt réel, alors que dans le second cas, les agents ont un horizon infini et considèrent la politique budgétaire comme totalement inefficace du fait de l'existence de la contrainte budgétaire des Administrations Publiques. La dynamique de court terme est donc très courte. La tendance du niveau des prix est donnée par (9):

$$\tau_{\ln p_t} = A_{pd} \sum_{i=1}^t \omega_i^d + A_{pg} \sum_{i=1}^t \omega_i^g + A_{ps} \sum_{i=1}^t \omega_i^s + A_{pm} \sum_{i=1}^t \omega_i^m + \sum_{i=1}^t \eta_{pi} \quad (9)$$

Si l'équivalence ricardienne est vérifiée, ω_t^g n'entre pas dans les équations (8) and (9).

2.3 Estimation et identification

Lorsqu'on estime le modèle de la section précédente, il n'apparaît pas possible de mettre en évidence des relations stables de cointégration entre les variables $I(1)$ du système, à savoir les prix et le PIB. On applique donc la méthode de Gali (1992) qui est elle-même une extension de Blanchard et Quah (1989). Pour identifier les chocs structurels, on procède en deux étapes : on estime tout d'abord le modèle VAR canonique, puis on identifie le modèle VAR structurel en postulant l'existence d'une matrice de passage P telle que:

$$\epsilon = P\omega \quad (10)$$

La matrice P inclut les restriction de court et de long terme discutées la section précédente. Les restrictions de court terme imposent la nullité de certains éléments de P , où $P_{ij} = 0$ signifie que le choc ω_j n'a pas d'effet instantané sur la variable i . Au contraire, les contraintes de long terme imposent la nullité de certains éléments de $C(1)P$ où $C(1)$ est la matrice des multiplicateurs canoniques et $[C(1)P]_{ij} = 0$ signifie que le choc ω_j n'a pas d'effet à long terme sur la variable i . Dans le VAR structurel, la matrice P est juste identifiée si l'on impose les 16 conditions suivantes:

- 10 contraintes d'orthogonalité des chocs structurels ω , à savoir $\Sigma = PP'$, où Σ est la matrice de variance-covariance des chocs canoniques ϵ .
- 6 contraintes structurelles supplémentaires. Les 3 premières expriment l'absence d'effet à long terme des chocs de demande sur le PIB ($\forall j, 2 \leq j \leq 4, (C(1)P)_{1j} = 0$). On introduit aussi 3 contraintes à court terme. On suppose que la politique monétaire n'a pas d'effet instantané sur le PIB ($P_{13} = 0$), hypothèse couramment admise dans la littérature. La même hypothèse est faite pour la politique budgétaire ($P_{14} = 0$). L'intuition de base est que les chocs monétaires et budgétaires n'ont qu'un effet retardé sur le PIB. On suppose aussi que les chocs budgétaires n'ont pas d'effet sur les taux d'intérêt réels à court terme ($P_{34} = 0$). Il est en effet plus vraisemblable qu'ils aient un effet sur les taux à long terme (celui-ci n'est pas contraint, de même que les effets décalés sur les taux courts réels). Pour résumer:

$$P = \begin{pmatrix} \times & \times & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & 0 \\ \times & \times & \times & \times \end{pmatrix} \text{ et } C(1)P = \begin{pmatrix} \times & 0 & 0 & 0 \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \\ \times & \times & \times & \times \end{pmatrix}, \text{ où } \times \text{ représente les éléments de } P \text{ qui doivent être estimés.}$$

L'objectif de la démarche empirique est de vérifier que les multiplicateurs d'impact ont le signe et l'ampleur attendus par la théorie économique, comme indiqué au tableau 2.

[insérer le tableau 2]

Chaque colonne fournit le signe de l'effet à court et long terme des chocs structurels. Un choc d'offre a un effet positif sur le PIB et négatif sur les prix et les taux d'intérêt réels, alors qu'un choc de demande accroît le PIB à court terme, de même que les prix et les taux d'intérêt. Un choc monétaire restrictif réduit le PIB et le niveau des prix. Enfin, un choc budgétaire conduisant à une réduction du déficit doit réduire le PIB à court terme, les prix et les taux réels. L'effet des chocs de demande privée de même que des chocs monétaires dépend de la complémentarité/substituabilité des dépenses publiques/privées et des politiques monétaires/budgétaires. Pour mettre en oeuvre ces restrictions, il faut résoudre deux problèmes : comment calculer la matrice P et comment obtenir les intervalles de confiance sur les fonctions de réponse aux chocs.

Pour calculer la matrice P , deux méthodes sont disponibles, soit la méthode de Gali, que nous venons de décrire, fondée sur la résolution d'un système de 16 équations éventuellement non linéaires à 16 inconnues; soit la méthode de Shapiro Watson, appliquée par Gerlach et Smets (1995) dans laquelle le modèle VAR structurel "contraint" est estimé directement. Les estimations ponctuelles de ces deux méthodes offrent des résultats identiques sur le plan numérique. Les intervalles de confiance sur les fonctions de réponse sont obtenus par simulation en réestimant la matrice P à chaque tirage. Malheureusement, les simulations de Monte-Carlo ne sont facilement applicables que dans le cas d'une décomposition de Choleski (ou dans les problèmes que l'on peut réduire à une décomposition de Choleski, comme pour Quah-Vahey, 1995). Nous avons donc recours à

la technique du bootstrapping décrite par Hamilton (1994). Nous vérifions que dans la plupart des cas la moyenne des simulations est assez proche de l'estimation ponctuelle. On s'assure aussi que les approches de Gali, d'une part, et Shapiro Watson, d'autre part, donnant des intervalles de confiance identiques. L'analyse se fonde sur l'approche de Gali qui est plus générale et plus facile à mettre en oeuvre.

3 Source des données

Pour tester le modèle de la section 2, on utilise des données issues de la comptabilité nationale trimestrielle. L'échantillon s'étend de 1972 Q1 à 1995 Q4. Toutes les séries sont corrigées des variations saisonnières. Dans le cas de la France, la source principale est celle des compte trimestriels de l'INSEE (cf. figure 1A). Pour l'Allemagne, la série de solde budgétaire des Administrations Publiques provient de l'OCDE. Cette série remonte au début des années 70, tout en coïncidant avec les données annuelles publiées dans le bulletin mensuel de la Bundesbank (tableau VIII.3). Comme indiqué à la figure 1B, la série fait apparaître les principales inflexions de la politique budgétaire allemande durant les 25 dernières années. De plus, on corrige les données des opérations liées aux privatisations des entreprises publiques de l'ex-RDA après la réunification. Ces opérations, réalisées par l'Agence Treuhand ont engendré des pertes importantes qui ont gonflé la dette publique allemande mais sans affecter comptablement le déficit budgétaire officiel⁵. Nous avons donc corrigé cette dernière série à partir des informations publiées par la Bundesbank⁶. C'est la série "Treuhand" dans le graphique 1B.

On corrige aussi la coupure qui apparaît dans les séries allemandes à la suite de la réunification en prenant les données de l'OCDE. Pour le PIB en valeur et les prix on multiplie les séries "Allemagne de l'Ouest" par le ratio entre ces séries et celles correspondantes pour l'Allemagne (Ouest+Est) en 1990 : 4. Dans le cas du solde budgétaire des Administrations Publiques, une telle correction est difficile à mettre en oeuvre et il n'y a pas de raison économique majeure de procéder à un tel changement.

Le solde budgétaire primaire est calculé en faisant la somme algébrique des intérêts versés et du solde budgétaire des Administrations Publiques. Les taux d'intérêt à 3 mois proviennent de l'OCDE (Principaux Indicateurs Economiques) et le taux d'intérêt réel est calculé *ex post* en soustrayant l'inflation sur les 12 derniers mois. Comme indice des prix, on choisit le déflateur de la consommation des ménages plutôt que l'indice des prix de détail.

Les variables externes sont le taux de change USD/DM ($e_t^{US/DM}$) et le prix du pétrole en France. Dans ce dernier cas, on prend le prix du pétrole en USD multiplié par le cours USD/FF ($poil_t^{FF}$). Ces variables proviennent de la BRI et sont introduites en variation annuelle.

⁵Voir, en particulier, Bundesbank (1994).

⁶Voir le ligne "memorandum" au tableau VIII.3. Les pertes annuelle sont divisées par 4 pour obtenir des données trimestrielles.

4 Résultats économétriques

4.1 Stationnarité et cointégration

Comme indiqué dans les Tableaux 9 à 12 en annexe, nos hypothèses initiales sur la stationnarité des variables incluses dans X , sont généralement vérifiées sur nos données. Dans ces tableaux on indique tout d'abord les résultats des tests de Dickey Fuller "augmentés". Cependant, comme il est maintenant bien connu, les tests de Dickey Fuller peuvent avoir une faible puissance et conclure trop fréquemment que les variables sont non stationnaires. Nous utilisons donc simultanément un test proposé par Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (1992), noté ci-après KPSS. Ces deux tests sont fondés sur une hypothèse nulle différente⁷. Pour chaque série, on étudie la variable en niveau, puis, lorsque la non stationnarité est acceptée/non-rejetée, on étudie la variable en différence première. Pour le test ADF, on étudie successivement les modèles avec contrainte et trend puis avec constante seulement, et, enfin, les modèles sans constante. On ne fait apparaître que le premier test pour lequel la stationnarité est acceptée et le résidu est un bruit blanc en utilisant un test de Box-Pierce.

Comme les deux procédures donnent des résultats différents, on définit une règle que nous décrivons maintenant et qui est fondée sur la conjecture que l'inflation et le taux d'intérêt réel à court terme sont stationnaires autour de 2 constantes éventuellement différentes (elles mesurent un changement de régime). La règle est la suivante : (i) on utilise le test ADF sur l'ensemble de l'échantillon ; (ii) si le test ADF rejette la stationnarité, on met en oeuvre le test ADF sur les deux sous-périodes; (iii) si le test ADF confirme la rejection de la stationnarité on vérifie que le test KPSS conduit à la même conclusion.

Pour la France, la partie supérieure du tableau 9 indique le taux de croissance du PIB et le ratio du solde budgétaire sont stationnaires pour l'ensemble de la période. Il en va de même du glissement annuel du prix du pétrole en Franc. L'inflation est $I(1)$ sur l'ensemble de la période, mais stationnaire sur les deux sous-périodes. Le graphique confirme aussi que l'inflation est stationnaire pour les deux sous-périodes. En ce qui concerne le taux d'intérêt réel, la stationnarité est rejetée pour l'ensemble de la période, de même que pour le deuxième sous-échantillon. Toutefois, le test de KPSS accepte la stationnarité pour cette dernière. Enfin, le graphique révèle aussi que le taux réel est stationnaire autour de deux régimes séparés par une rupture en 1984.

Dans le cas de l'Allemagne, les tests ADF concluent que la croissance du PIB, le taux d'intérêt réel, les variations du taux de change USD/DM et le déficit budgétaire sont stationnaires. La stationnarité de l'inflation est rejetée si l'on considère l'ensemble de la période, de même que la seconde sous-période. Toutefois, le test de KPSS ne rejette pas la stationnarité dans le dernier cas. Nous en concluons que l'inflation est stationnaire avec un changement de régime.

⁷Les tests ADF prennent l'hypothèse nulle de non stationnarité alors que pour KPSS, l'hypothèse nulle celle de la stationnarité de la variable étudiée.

4.2 Fonctions de réponse aux chocs

On discute maintenant les résultats des fonctions de réponse des niveaux des variables aux différents chocs structurels. Les fonctions de réponse proviennent de l'inversion des modèles VAR discutés ci-dessus.

En ce qui concerne le nombre de retards inclus dans le modèle, nous suivons la pratique courante qui consiste à inclure un grand nombre de retards. L'objectif est de fournir une bonne estimation des effets de la politique monétaire pour laquelle les délais de transmission sont généralement de l'ordre de 18 mois à 2 ans. On introduit ici des variables retardées allant jusqu'à 4 trimestres. Cette condition est importante pour l'Allemagne alors que le modèle VAR estimé pour la France est assez robuste au nombre de retards (que l'on prenne 2 ou 4 retards). Nous introduisons la valeur courante et la valeur décalée des variables exogènes. L'exercice consiste à reproduire des fonctions de réponse aux chocs qui soient conformes au tableau 2. Rappelons seulement que l'on s'attend à ce qu'une politique budgétaire restrictive, mesurée par une hausse de S_t , le ratio du solde budgétaire primaire au PIB entraîne une baisse du PIB, des prix et des taux d'intérêt réels. Les intervalles de confiance sont fournis au seuil de 90%.

4.2.1 France

1. Pour la France, comme indiqué à la figure 2A, les chocs d'offre ont un effet positif et significatif sur le PIB, alors que leur effet sur l'inflation et le taux d'intérêt réel est moins significatif. D'un autre côté, les chocs de demande privée ont un effet positif sur le PIB à court terme pendant 5 trimestres (voir figure 2a, 1re ligne, 2ème graphique en partant de la gauche). Leur effet sur les taux réels apparaît de façon très momentanée (il ne dure que 3 trimestres). Les chocs d'offre de monnaie associés à une hausse du taux d'intérêt réel affichent un impact négatif et significatif sur le PIB et le niveau des prix (3ème colonne partir de la gauche). Alors que dans le premier cas, l'effet sur le PIB est transitoire (et imposé par le schéma d'identification) avec un minimum atteint au bout de 8 à 9 trimestres, l'effet sur le niveau des prix est persistant et demeure statistiquement significatif à long terme. Les chocs budgétaires (accroissement du solde budgétaire) n'ont pratiquement pas d'effet sur le PIB, le niveau des prix et les taux d'intérêt puisque les intervalles de confiance sont larges et incluent l'axe des abscisses.
2. De façon à comprendre l'effet de l'introduction de variables extérieures prises comme exogènes, nous présentons aussi la figure 2B où ces dernières sont exclues. Les intervalles de confiance sur la réponse des chocs de politique monétaire sur le PIB sont légèrement plus larges. D'un autre côté, l'effet des chocs d'offre sur le taux d'intérêt réel et la demande privée sur l'inflation est plus significatif qu'en 2A. Cependant, l'ajustement d'ensemble du modèle apparaît inférieur au précédent et notre spécification préférée demeure celle de la figure 2A⁸.

⁸Ce résultat n'est pas sensible au choix de l'indicateur de solde budgétaire (total / primaire).

4.2.2 Allemagne

1. En Allemagne, les chocs d'offre et de demande ont des effets similaires à ceux qui sont observés en France. Il y a cependant quelques différences. Tout d'abord, les chocs d'offre ont un effet négatif sur le niveau des prix et des taux d'intérêt réels; ils sont statistiquement plus significatifs que dans le cas français: l'intervalle de confiance à 90% est significatif pendant quelques trimestres. Ensuite, les chocs de demande privée ont un effet plus significatif sur le niveau des prix et les taux d'intérêt réels. Comme indiqué en figure 3A, deuxième colonne en partant de la gauche, les chocs de demande privée ont un effet significatif pendant 7 trimestres. Parallèlement, les chocs de politique monétaire conduisent à une réponse négative et très significative du niveau des prix, semblable ce qui est observé pour la France. En revanche, l'effet négatif des chocs monétaires sur le PIB n'est pas significatif. Finalement, les chocs de politique budgétaire en Allemagne ont un impact restrictif beaucoup plus significatif qu'en France. Comme indiqué à la figure 3A, (1ère colonne en partant de la droite, 1ère ligne), les restrictions budgétaires ont un impact négatif sur le PIB qui est significatif pendant trois trimestres. L'impact d'une consolidation budgétaire sur les taux d'intérêt réels est aussi statistiquement significatif.
2. Bien que notre modèle préféré soit celui décrit à la figure 3A, il est aussi utile de mesurer l'incidence de la correction des séries budgétaires et, comme pour la France, l'effet des variables externes. Sans ces corrections la politique budgétaire ferait apparaître, comme indiqué en figure 3B, un impact encore plus significatif sur le PIB (4ème ligne, 1ère colonne partant de la droite). Cependant, il semble que dans ce cas la politique monétaire soit mal identifiée: l'effet des chocs d'offre de monnaie sur les prix n'est plus significatif aux seuils habituels, alors que les autres chocs sont inchangés. On conclut donc (i) que la correction des déficits budgétaires par la réintégration d'une mesure des pertes de la Treuhand conduit à un effet plus significatif des chocs monétaires sur les prix; et (ii) que l'introduction de variables externes permet d'identifier de façon encore plus significative l'effet de la politique monétaire.

Nous concluons de façon plus générale que les fonctions de réponse présentées ici font apparaître un effet significatif de la politique monétaire sur les prix dans les deux pays, et sur le PIB en France. Parallèlement, il ressort que la politique budgétaire a un effet plus marqué sur le PIB en Allemagne qu'en France. Les chocs que l'on identifie comme des chocs structurels de politique budgétaire ont un effet relativement autonome en France, n'expliquant que la dynamique du déficit budgétaire, en ayant peu d'influence sur les autres variables macroéconomiques. Les contraintes de long terme permettent de retrouver des fonctions de réponse qui sont en accord avec la forme "faible" de l'équivalence Ricardienne où la politique budgétaire n'a que des effets à court terme sur le PIB et le taux d'intérêt réel. On peut aussi faire deux remarques supplémentaires. Tout d'abord, l'effet moins significatif des chocs de politique monétaire sur le PIB en Allemagne peut s'expliquer par un mécanisme différent de transmission de la politique

monétaire, dû en particulier à la plus forte crédibilité de la Bundesbank. En effet, la Banque centrale allemande a traditionnellement fondé sa stratégie sur une réponse préemptive aux risques inflationnistes, d'où une réduction du "sacrifice ratio", c'est-à-dire des pertes d'emplois à court terme afin d'atteindre un objectif d'inflation plus faible. Ce ne fut pas le cas en France avant l'indépendance de l'Institut d'Emission en 1993. D'après nos résultats, le "sacrifice ratio" est plus élevé en France qu'en Allemagne. Ensuite, l'étude de sensibilité que nous avons décrite pour l'Allemagne (sous-section 4.2.2.2) indique qu'une bonne identification du "policy mix" dépend de la structure du modèle, notamment en ce qui concerne la mesure des chocs de politique budgétaire. Dans tous les cas, cependant, ces derniers ont un effet plus significatif en Allemagne qu'en France. Une explication possible est que nous mesurons ici le degré d'activisme budgétaire. Dans le cas de la France, en dehors de quelques épisodes de relance dans la première moitié des années 1980, la politique budgétaire fut passive durant la majeure partie de la période étudiée. En revanche, la politique monétaire fut en charge de l'ajustement durant la phase de désinflation. D'un autre côté, l'Allemagne fut marquée au début et à la fin de la période par des chocs budgétaires importants (1978-1979, réunification allemande).

La section suivante va chercher vérifier ces conclusions en étudiant de façon plus approfondie les chocs eux-mêmes.

4.3 Décomposition de la variance de l'erreur de prvision et analyse historique

Nous étudions maintenant la contribution des différents chocs à la variance de l'erreur de prévision de même que les simulations de notre modèle. Il ressort de ce dernier exercice que les chocs que nous identifions se rapprochent des mesures habituelles de déficit structurel.

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision confirme les conclusions tirées des fonctions de réponse aux chocs. Le message d'ensemble est en accord avec l'opinion générale concernant les politiques économiques en France et en Allemagne (tableaux 3 et 4). Tout d'abord, les chocs d'offre ont une large contribution à la dynamique du PIB, et, à long terme, leur contribution est plus marquée en Allemagne qu'en France (93,8 % contre 42,3%). Ensuite, la contribution des chocs de demande privée à l'évolution du PIB à court terme est plus significative en Allemagne qu'en France (80% contre 53% après 5 trimestres). Enfin, la variance de l'inflation est principalement expliquée par les chocs d'offre de monnaie (65 % à long terme en France et 50 % en Allemagne où 34% sont expliqués par les chocs de demande privée). Les chocs de demande privée ont aussi un large impact sur le taux d'intérêt réel à court et long terme, même si ceux-ci sont aussi expliqués par les chocs monétaires en France. Finalement, le ratio du déficit budgétaire rapporté au PIB semble partiellement endogène : ω^g contribue à 62% de la variance de S_t en France, contre 91% en Allemagne à court terme, mais 30% contre 62%, respectivement à long terme.

[Insérer les tableaux 3 et 4]

Il est aussi utile de simuler le modèle en fonction des quatre chocs que nous avons

identifiés. “L’analyse historique” exprime ainsi chaque variable du système comme somme des réponses dynamiques et cumulées aux 4 chocs structurels depuis le début de la période étudiée. Nous nous concentrons ici sur la réponse du déficit budgétaire aux chocs structurels de politique budgétaire et nous comparons cette série aux indicateurs de déficit structurel disponible dans la littérature. Nous choisissons l’indicateur de l’OCDE comme référence. Le solde primaire est calculé en ajoutant les paiements d’intérêts au solde global. Comme les séries de l’OCDE sont définies au niveau annuel, nous cumulons les réponses simulées trimestrielles de S_t à ω_t^g pour obtenir un indicateur annuel. Dans les figures 4 et 5, la ligne en traits pleins est le déficit structurel calculé à partir de la décomposition historique sur notre VAR structurel, alors que celle en pointillés est l’indicateur de l’OCDE. Les deux séries sont très proches pour les deux pays, le coefficient de corrélation est égal à 0,59 en Allemagne et 0,67 en France. Tous deux sont significatifs au seuil de 1%. Un examen plus approfondi révèle toutefois des différences. Dans le cas de la France, les principaux épisodes de la politique budgétaire au cours des 20 dernières années sont reflétées de façon identique par les deux indicateurs (la politique d’austérité du gouvernement Barre puis la relance de 1981; le plan Delors), mais les indicateurs fondés sur des VAR structurels font apparaître des variations plus lisses. En particulier, l’indicateur de l’OCDE accorde un poids plus important aux facteurs structurels (plutôt que conjoncturels) dans la dégradation du déficit budgétaire. En ce qui concerne l’Allemagne, les principales différences apparaissent au début de l’échantillon. L’indicateur de l’OCDE fait état d’une forte relance en 1979 alors que notre mesure fondée sur un modèle VAR structurel présente une lente dégradation de la situation budgétaire. Par la suite, les deux indicateurs pointent dans la même direction avec l’ajustement budgétaire des années 80 et l’impact de la réunification.

4.4 Corrélation entre les chocs

Pour aller plus loin dans l’analyse de la politique budgétaire et des effets du Pacte de Stabilité et de Croissance, nous étudions à présent les corrélations entre pays. Comme indiqué antérieurement et souligné au tableau 1, différents cas de figure sont envisageables. Selon que les chocs d’offre et de demande privée sont corrélés ou pas, la liaison ou l’absence de lien entre les chocs de politique économique doit recevoir une interprétation différente. Ainsi, les chocs budgétaires non corrélés ne sont compatibles avec l’idée d’indépendance de la politique budgétaire au niveau national (chocs budgétaires autonomes) que si les autres chocs sont corrélés, sinon ils constituent une réponse des chocs asymétriques (voir quadrant sud-ouest du tableau 1). Les chocs structurels issus d’un VAR peuvent néanmoins présenter une forte volatilité puisqu’ils sont une transformation linéaire de chocs canoniques que l’on suppose indépendants. On introduit donc 2 types de coefficients de corrélation. Le premier indicateur, fondé sur les chocs bruts issus du VAR, mesure la corrélation à court terme. Le deuxième provient d’un lissage de chocs par application d’une moyenne mobile sur les chocs bruts $\tilde{\omega}_t^i = \sum_{k=1}^4 \omega_{t-k}^i$. On mesure alors la corrélation à long terme.

Le tableau 5 présente les indicateurs tirés des chocs bruts en les combinant avec différents retards. Ainsi, $corr(\omega_t^F, \omega_{t+k}^G)$ considère les chocs en France et en Allemagne au

trimestre t et $t+k$, respectivement. Les résultats significatifs au seuil de 5% apparaissent en caractères gras, et la significativité au seuil de 10% est indiquée en italique. On distingue deux sous-périodes.

Il existe une forte corrélation entre les chocs d'offre et de demande des deux pays (le coefficient est de 0,38 et de 0,29 pour la corrélation instantanée sur l'ensemble de la période). Il est intéressant de noter que les chocs d'offre décalés demeurent positivement corrélés, quoique de façon peu significative, alors que ce n'est pas le cas des chocs de demande privée. Les chocs monétaires ont une corrélation négative mais non significative, en raison de variations indépendantes des taux nominaux au début de la période. Les chocs budgétaires ω_t^g sont non corrélés sur l'ensemble de la période et corrélés de façon négative durant la seconde sous-période (tableau 7). Cela tend à prouver que les chocs budgétaires sont indépendants au niveau national.

Les chocs lissés présentent une image quelque peu différente. Tout d'abord, les chocs d'offre semblent encore plus nettement corrélés avec une stabilité acceptable au niveau des sous-périodes. La légère réduction de la corrélation entre les deux sous-périodes peut toutefois s'expliquer par l'absence de choc d'offre d'origine externe durant la seconde sous-période. Les chocs de demande privée qui étaient corrélés de façon instantanée semblent beaucoup plus indépendants à moyen terme. La réunification allemande peut expliquer ce résultat⁹. Les chocs de politique monétaire sont positivement corrélés mais seulement lorsque l'échantillon débute en 1987 : tout en étant statistiquement peu significatif, ce résultat peut s'expliquer par deux exemples de divergence durant la seconde sous-période : en 1985-1986 (hausse des taux d'intérêt réels en Allemagne) et en 1991 (les taux réels se sont accrus en France, en raison de pressions au sein du SME, alors qu'ils étaient plutôt orientés à la baisse en Allemagne). En revanche, les chocs budgétaires lissés font apparaître les mêmes tendances que pour les chocs non lissés : corrélation positive pour la première sous-période et négative pour la seconde sous-période. La figure 6 indique que les deux pays ont relâché leur politique budgétaire entre 1976 et 1978 et procédé à un rééquilibrage dans le courant des années 80 (à partir de 1982 en Allemagne et de 1983 en France). Après 1985, les chocs budgétaires sont négativement corrélés entre les deux pays. Cela peut s'expliquer par (i) des décalages des phases d'expansion/consolidation et (ii) une réponse différente au cycle. En ce qui concerne (i) les graphiques 4, 5 et 6 indiquent clairement que la France réduisait son déficit budgétaire en 1987/1988, alors que l'Allemagne avait une politique budgétaire moins restrictive par rapport aux années antérieures. En ce qui concerne (ii), il apparaît que la récession de 1993 a eu des effets beaucoup plus durables en France, alors que l'ajustement a été relativement rapide en Allemagne (avant de se dégrader en 1996).

Au total, il apparaît donc que les chocs de politique budgétaire sont relativement indépendants et forment un élément important de la politique économique au niveau national.

⁹Voir Angeloni et Dedola (1998) pour des résultats convergents.

5 Conclusion

Une modélisation de type VAR structurel de la dynamique macroéconomique en France et en Allemagne fournit une mesure des chocs de politiques budgétaires corrigés des variations de l'activité, de l'inflation et des taux d'intérêt. Notre indicateur n'est pas totalement identique, mais assez proche de celui calculé par l'OCDE pour mesurer le solde budgétaire "structurel". Ces chocs sont relativement indépendants entre les deux pays considérés et soulignent l'importance de la politique budgétaire au niveau national. De plus, les chocs budgétaires ont un effet plus significatif sur la dynamique du PIB en Allemagne qu'en France.

Il apparaît que durant la période 1972-1995 la politique budgétaire a été plus nettement contrainte en France qu'en Allemagne, avec, au contraire, un effet plus significatif de la politique monétaire sur l'activité en France. Cette différence dans le "policy-mix" peut offrir une autre explication de l'absence de corrélation des chocs budgétaires.

Il conviendrait toutefois de vérifier ces conclusions par des études plus approfondies. En effet, les résultats présentés ici sont tirés de systèmes VAR présentant des changements de régime. Même si nous justifions cette hypothèse sur le plan économique et statistique, nos résultats sont conditionnés par eux. Il serait donc important, à notre avis, d'étudier de façon plus approfondie l'effet de ces chocs déterministes sur la dynamique de notre système de variables.

6 Bibliographie

- Ahmed, S., B. W. Ickes, P. Wang and B. S. Yoo (1993) "International Business cycles", *American Economic Review*, vol.83, n0 3, pp. 335-359.
- Angeloni, I. and L. Dedola "From the ERM to the euro: a soft transition", Paper presented to the Bank of Italy/IGIER Conference "*Monetary policy of the ESCB : strategic and implementation issues*", University of Bocconi, 6-7 July 1998.
- Ball, L. and N. G. Mankiw (1995) "What do budget deficits do", *NBER Working paper* # 5263.
- Ballassa, B. (1964) "The purchasing power parity doctrine: a reappraisal", *Journal of Political Economy*, 72, 586-596.
- Barro, R., (1974) "Are government bonds net wealth?", *Journal of Political Economy*, 82, 1095-1117.
- Bayoumi and Eichengreen (1992) "Shocking aspects of monetary unification", CEPR Working Paper, # 643.
- Bean, C. R. (1992) "Economics and Monetary Union in Europe", *Journal of Economic perspective*, Fall, 31-52.

- Blanchard, O. (1990) "Suggestions for a new set of fiscal indicators, OECD, Department of Economics and Statistics, *Working Paper*, April, # 79.
- Blanchard, O. (1985) "Debts, deficits and finite horizons", *Journal of Political Economy*, 93, 2 (April), 223-247.
- Bruneau, C. et O. De Bandt (1998), "La modélisation VAR structurel: application à la politique monétaire en ", *Notes d'Etudes et de Recherche*, #52, *Banque de France*.
- Bundesbank (1994), "The finances of the Treuhand agency", *Deutsche Bundesbank Monthly Report*, April, 17-31.
- Cecchetti, S. G. (1995) "Inflation indicators and inflation policy", *NBER Macroeconomics Annual*, 10, 189-219.
- Correia-Nunes, J. and L. Stemitsiotis (1995), "Budget deficit and interest rates: is there a link? international evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(4), 425-449.
- Dickey, D. A. and W.A. Fuller (1979), Distribution of the stimators for autoregressive time series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- Evans, P (1992) "Finite horizons, infinite horizons, and the real interest rate, *Economic inquiry*, January, 14-28
- Frenkel, J. A. and A. Razin (1992), *Fiscal policies and the World economy*, 2nd edition, MIT press.
- Gerlach, S. and F. Smets (1995) "The monetary transmission mechanism, evidence from the G7 countries", Bank of International Settlements, *Working Paper #27*
- Giavazzi, F. and M. Pagano (1995) "Non keynesian effects of fiscal changes: international evidence and the Swedish experience", *NBER Working Paper*, Nov.
- Ibrahim, S. B. and F. Y. Kumah (1996) "Comovements in budget deficits, money, interest rates and the current account balance: some empirical evidence", *Applied Economics*, 28, 117-130.
- Juselius, K. (1996) "An empirical analysis of the changing role of the German Bundesbank after 1983", mimeo, Institute of Economics, University of Copenhagen. Forthcoming in *Applied Economics*.
- Hamilton, J. D. (1994) *Time series analysis*, Princeton University Press.
- Kwiatkowski, D., P.C.B. Philipps, P. Schmidt and Y. Shin (1992) "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.

- Lüktephol and Reimmers (1992) "Impulse response analysis", *Journal of Economic dynamics and control* 16, 53-78.
- Lüktephol (1990) "Asymptotic distributions of impulse response functions and variance decompositions of vector autoregressive models", *Review of Economics and statistics*, 72, 116-125.
- Melitz, J and A. Weber (1996) "The costs and benefits of common monetary policy in France and Germany and possible lessons for monetary union ", *CEPR Discussion Paper # 1374*, April.
- Ponty, N. (1997) "Is there a unit-root in the inflation series?", mimeo, Bank of France, Centre de Recherche.
- Quah, D. and S. P. Vahey (1995) "Measuring core inflation", *Economic Journal*, 105, (September), 1130-1144.
- Rogoff, K. (1992) "Traded goods consumption smoothing and the random walk behaviour of the real exchange rate", *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, 10(2), November, 1-29.
- Sachs, J. (1980), "Wages, flexible exchange rates and macroeconomic policy", *Quarterly Journal of Economics*, 731-747.
- Shapiro, M. D. and M. Watson (1989) "Source of business cycle fluctuations" *NBER Macroeconomics Annual*, S. Fisher ed., MIT Press, 111-148.
- Smets, F. (1996) "Monetary policy in the G7 countries: interest rates versus exchange rates", *BIS, August*.
- Warne, A. (1993) "A common trends model : identification, estimation and inference", *Institute for international economic studies, Seminar paper #555*.

7 Appendix

- 1) Figures 1A et 1B : Séries utilisées.
- 2) Figures 2A-2B: Fonctions de réponse aux chocs : France
- 3) Figures 3A-3B: Fonctions de réponse aux chocs : Allemagne
- 4) Figure 4: Déficit Budgétaire Primaire: Allemagne
- 5) Figure 5: Déficit Budgétaire Primaire: France
- 6) Figure 6: Chocs structurels de politique budgétaire : France et Allemagne

Chocs budgétaires	Chocs d'offre et de demande privée	
	non-corrélés	corrélés
corrélés	réponses coordonnées à des chocs asymétriques	réponses identiques à des chocs communs
non-corrélés	réponses asymétriques	chocs budgétaires nationaux indépendants

Table 1: Structure de Corrélacion entre chocs

Effet sur la variable:	Multiplicateurs associés aux chocs structurels : court / long terme			
	ω^s	ω^d	ω^m	ω^g
PIB	+/+	+/0	[0]-/0	[0]-/0
Niveau des prix	-/-	+/+	-/-	-/-
Taux d'intérêt réel	-/0	+/0	+/0	[0]-/0
Solde Primaire	+/0	?/0	?/0	+/0

Table 2: Impact à court et long terme des chocs structurels

FRANCE					
Décomposition de la variance de l'erreur de prévision					
Contribution des différents chocs (%)					
variable	horizon	ω^s	ω^d	ω^m	ω^g
$\Delta \ln y_t$	1	43.3	56.7	0.0	0.0
	5	42.6	52.8	2.8	1.7
	10	41.8	52.3	3.8	2.1
	20	41.3	52.5	4.0	2.2
	∞	42.2	52.3	4.3	2.0
$\ln p_t/p_{t-4}$	1	1.6	0.4	74.3	23.7
	5	11.4	7.4	65.3	15.8
	10	10.8	8.2	67.8	13.1
	20	13.0	8.8	67.2	11.0
	∞	13.3	11.0	65.1	10.6
r_t	1	37.0	29.3	33.7	0.0
	5	26.4	36.2	31.3	6.0
	10	22.7	40.5	29.4	7.4
	20	21.6	40.9	30.0	7.5
	∞	21.6	40.2	30.9	7.3
S_t	1	0.4	9.4	27.8	62.4
	5	5.9	19.7	24.5	49.9
	10	15.5	15.1	30.1	39.2
	20	17.7	17.8	33.1	31.4
	∞	17.5	19.2	32.8	30.4

Table 3: Décomposition de la Variance : France

ALLEMAGNE					
Décomposition de la variance de l'erreur de prévision					
Contribution des différents chocs (%)					
variable	horizon	ω^s	ω^d	ω^m	ω^g
$\Delta \ln y_t$	1	12.2	87.8	0.0	0.0
	5	15.8	79.6	0.6	4.0
	10	40.3	52.6	1.3	5.9
	20	72.4	24.1	0.7	2.8
	∞	93.8	5.4	0.2	0.7
$\ln p_t/p_{t-4}$	1	8.8	0.3	85.3	5.7
	5	23.8	2.8	72.6	0.8
	10	22.3	17.2	60.2	0.2
	20	15.0	34.3	49.6	1.1
	∞	10.1	34.7	52.6	2.5
r_t	1	54.4	13.1	32.5	0.0
	5	39.1	36.2	21.3	3.4
	10	35.8	47.3	15.7	1.2
	20	36.9	52.4	8.3	2.3
	∞	34.4	57.8	5.3	2.3
S_t	1	4.9	2.0	1.8	91.3
	5	5.4	5.3	8.7	80.6
	10	6.3	5.0	19.9	68.8
	20	8.4	2.7	28.1	60.8
	∞	7.1	0.9	29.9	62.1

Table 4: Décomposition de la Variance : Allemagne

Corrélations entre les chocs Allemagne/France					
$corr(\omega_t^F, \omega_{t+k}^G)$					
chocs / k	-2	-1	0	+1	+2
ω^s	0.18	0.17	0.38	-0.01	0.08
ω^d	-0.16	0.15	0.29	0.01	-0.21
ω^m	-0.04	0.05	-0.14	0.02	-0.01
ω^g	-0.15	0.14	-0.13	-0.22	0.19

Table 5: Coefficients de corrélation entre chocs: 1974:1-1995:4

Corrélations entre les chocs Allemagne/France					
$corr(\omega_t^F, \omega_{t+k}^G)$					
chocs / k	-2	-1	0	+1	+2
ω^s	0.21	<i>0.25</i>	0.50	-0.12	0.07
ω^d	-0.01	0.21	<i>0.31</i>	0.03	-0.36
ω^m	0.01	0.17	-0.15	-0.04	-0.06
ω^g	<i>0.23</i>	<i>0.24</i>	-0.11	-0.07	0.35

Table 6: Coefficients de corrélations entre les chocs Allemagne/France : 1974:1-1983:4

Corrélations entre les chocs Allemagne/France					
$corr(\omega_t^F, \omega_{t+k}^G)$					
chocs / k	-2	-1	0	+1	+2
ω^s	0.16	0.01	0.18	<i>0.21</i>	0.10
ω^d	<i>-0.23</i>	0.09	0.30	-0.02	-0.08
ω^m	-0.07	0.07	-0.15	0.10	0.05
ω^g	-0.07	0.05	-0.14	-0.35	0.08

Table 7: Coefficients de corrélations entre les chocs Allemagne/France : 1984:1-1995:4

Corrélations entre les chocs lissés : Allemagne/France				
$corr(\tilde{\omega}_t^F, \tilde{\omega}_t^G)$ où $\tilde{\omega}_t^i$ est une moyenne mobile des ω_t^i				
chocs	1974:1-1995:4	1974:1-1983:4	1984:1-1995:4	1987:1-1995:4
$\tilde{\omega}^s$	0.61	0.68	0.59	0.50
$\tilde{\omega}^d$	0.23	0.32	0.14	0.06
$\tilde{\omega}^m$	-0.09	0.01	-0.18	0.13
$\tilde{\omega}^g$	-0.19	0.17	-0.45	-0.50

Table 8: Coefficients de corrélation de long terme entre les chocs:1974:1-1995:4

FRANCE				
Test de Dickey Fuller				
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Delta x_{t-j}$				
H0: $\rho = 1$; *: H0 est rejetée au seuil de 10%, **:5%,***:1%				
1972:1 1995:4				
Variable x_t	ADF (k : nb de retards)	Tendance (Student)	Constante (Student)	Box Pierce (p-value)
$\Delta \ln y_t$	-7.36*** (0)	-	0.004 (4.67)	24.44 (0.38)
$\Delta \ln p_t/p_{t-4}$	-1.82* (12)	-	-	13.93 (0.83)
Δr_t	-8.00*** (0)	-	-	19.58 (0.67)
S_t	-3.91*** (0)	-	-	18.63 (0.72)
$\ln poil_t^{FF}/poil_{t-4}^{FF}$	-2.49** (4)	-	-	22.87 (0.41)
1972:1-1983:4				
$\Delta \ln y_t$	-5.54*** (0)	-	0.01 (3.63)	11.74 (0.38)
$\ln p_t/p_{t-4}$	-4.12*** (2)	-	0.03 (4.12)	6.50 (0.77)
r_t	-2.29** (1)	-	-	9.01 (0.62)
S_t	-3.42*** (0)	-	-	13.76 (0.25)
$\ln poil_t^{FF}/poil_{t-4}^{FF}$	-4.16*** (4)	-	0.09 (2.32)	10.36 (0.50)
1984:1-1995:4				
$\Delta \ln y_t$	-4.81*** (0)	-	0.01 (2.78)	8.17 (0.70)
$\ln p_t/p_{t-4}$	-4.76*** (4)	-	0.04 (3.65)	6.57 (0.77)
Δr_t	-6.46 (0)	-	-	12.91 (0.29)
S_t	-2.01** (8)	-	-	2.79 (0.95)
$\ln poil_t^{FF}/poil_{t-4}^{FF}$	-1.99** (4)	-	-	6.81 (0.74)

Table 9: Stationnarité: Test de Dickey-Fuller -France

FRANCE		
Test de KPSS (8 retards)		
H0A: x_t est stationnaire sur une tendance: H0B: x_t est stationnaire en niveau *: H0 est rejetée au seuil de 10%, **: 5%, ***: 1%		
1972:1 1995:4		
Variable x_t	H0A (stat. sur une tend.): η_τ	H0B (stat. en niveau): η_μ
$\Delta \ln y_t$	0.06	0.27
$\ln p_t/p_{t-4}$	0.13*	0.88***
r_t	0.12*	0.94**
S_t	0.10	0.23
$\ln poil_t^{FF}/poil_{t-4}^{FF}$	0.08	0.49**
1972:1-1983:4		
$\Delta \ln y_t$	0.08	0.33
$\ln p_t/p_{t-4}$	0.07	0.14
r_t	0.13*	0.34
S_t	0.08	0.22
$\ln poil_t^{FF}/poil_{t-4}^{FF}$	0.07	0.15
1984:1-1995:4		
$\Delta \ln y_t$	0.09	0.21
$\ln p_t/p_{t-4}$	0.12*	0.52**
r_t	0.14*	0.21
S_t	0.14*	0.31*
$\ln poil_t^{FF}/poil_{t-4}^{FF}$	0.08	0.12

Table 10: Stationnarité: Test de KPSS -France

ALLEMAGNE				
Tests de Dickey Fuller				
$\Delta x_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^k \Delta x_{t-j}$				
H0: $\rho = 1$ *: H0 est rejetée au seuil de 10%, **:5%, ***:1%				
1972:1 1995:4				
Variable x_t	ADF (k : nb de retards)	Tendance (Student)	Constante (Student)	Box Pierce (p-value)
$\Delta \ln y_t$	-13.81*** (1)	-	-	26.48 (0.28)
$\Delta \ln p_t/p_{t-4}$	-6.10* (0)	-	-	29.43 (0.17)
r_t	-1.89* (4)	-	-	16.87 (0.77)
S_t	-2.74*** (0)	-	-	26.78 (0.26)
$\ln e_t^{DM/US} / e_{t-4}^{DM/US}$	-3.71** (1)	-	-	27.62 (0.23)
1972:1-1983:4				
$\Delta \ln y_t$	-8.08*** (1)	-	-	13.49 (0.26)
$\ln p_t/p_{t-4}$	-2.73*** (8)	-	0.01 (2.56)	6.98 (0.64)
$\Delta \ln p_t/p_{t-4}$	-2.30** (1)	-	-	8.61 (0.65)
r_t	-2.78*** (1)	-	-	11.32 (0.33)
S_t	-2.27** (1)	-	-	8.15 (0.61)
$\ln e_t^{DM/US} / e_{t-4}^{DM/US}$	-2.86*** (1)	-	-	11.67 (0.39)
1984:1-1995:4				
$\Delta \ln y_t$	-11.12*** (1)	-	-	13.63 (0.25)
$\Delta \ln p_t/p_{t-4}$	-2.97*** (2)	-	-	13.63 (0.25)
Δr_t	-4.76*** (1)	-	-	14.90 (0.17)
S_t	-2.04** (0)	-	-	13.41 (0.27)
$\ln e_t^{DM/US} / e_{t-4}^{DM/US}$	-2.86** (1)	-	-	11.67 (0.39)

Table 11: Stationnarité: Tests de Dickey-Fuller -Allemagne

ALLEMAGNE		
Tests de KPSS (8 retards)		
H0A: x_t est stationnaire sur une tendance: H0B: x_t est stationnaire en niveau *: H0 est rejetée au seuil de 10%, **: 5%, ***: 1%		
1972:1 1995:4		
Variable x_t	H0A (stat. sur une tend.): η_τ	H0B (stat. η_μ
$\Delta \ln y_t$	0.05	0.05
$\ln p_t/p_{t-4}$	0.11	0.46*
r_t	0.08	0.33
S_t	0.11	0.18
$\ln e_t^{DM/US} / e_{t-4}^{DM/US}$	0.07	0.07
1972:1-1983:4		
$\Delta \ln y_t$	0.13	0.11
$\ln p_t/p_{t-4}$	0.09	0.18
r_t	0.10	0.17
S_t	0.11	0.11
$\ln e_t^{DM/US} / e_{t-4}^{DM/US}$	0.07	0.33
1984:1-1995:4		
$\Delta \ln y_t$	0.10	0.10
$\ln p_t/p_{t-4}$	0.10	0.30
r_t	0.12*	0.13
S_t	0.08	0.41*
$\ln e_t^{DM/US} / e_{t-4}^{DM/US}$	0.08	0.08

Table 12: Stationnarité: Test de KPSS -Allemagne

Figure 1A : Underlying series

FRANCE

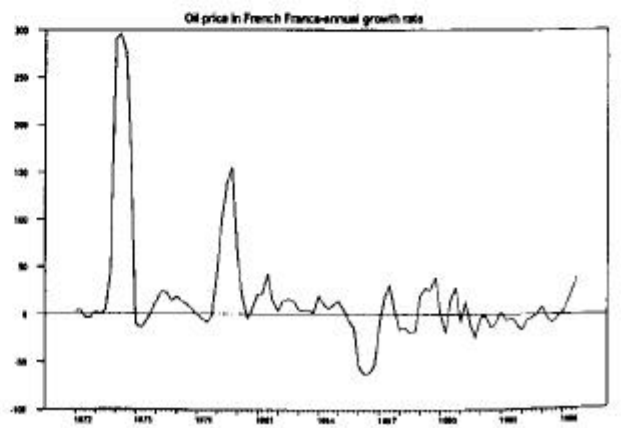
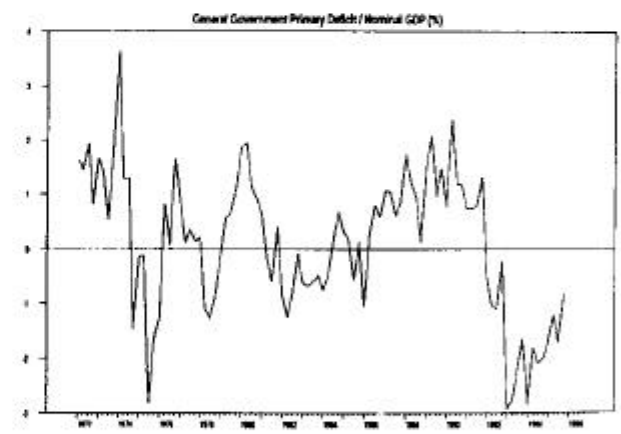
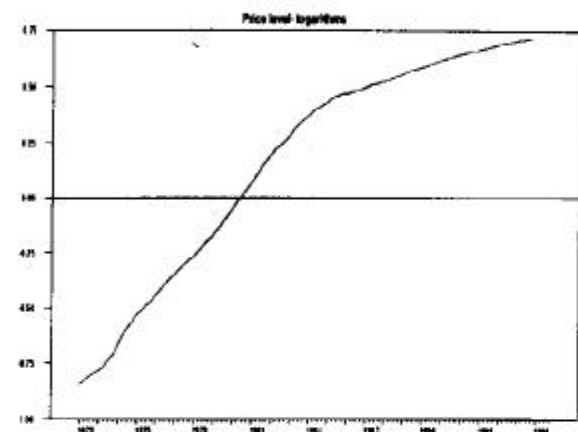
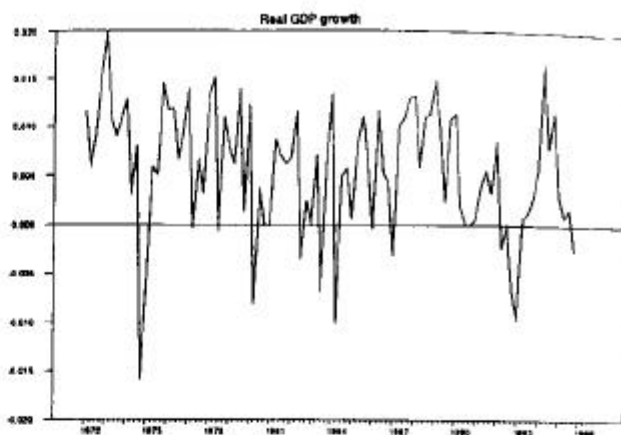


Figure 1B : Underlying series. GERMANY

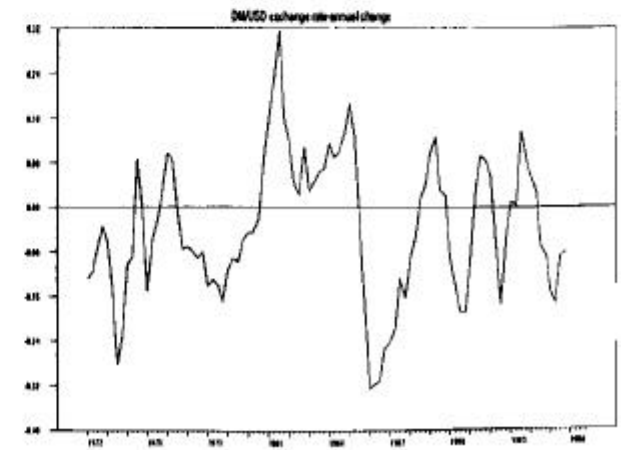
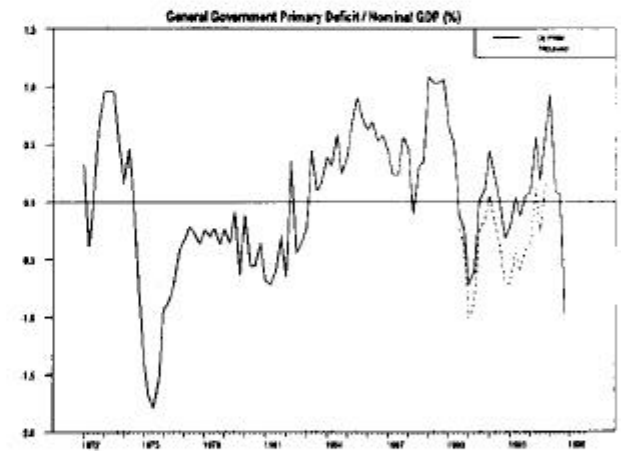
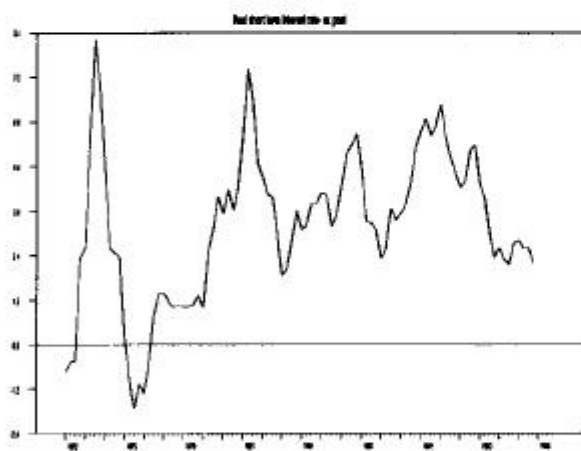
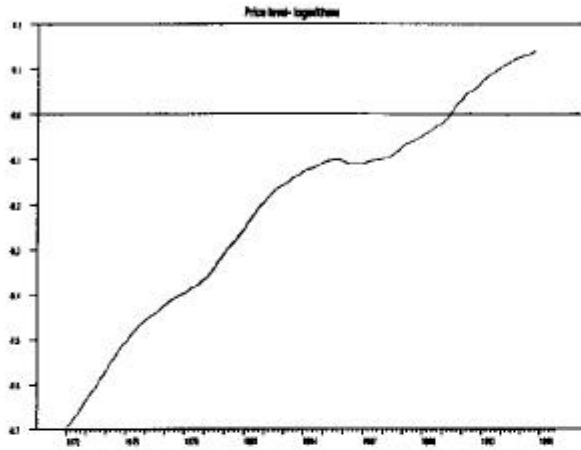
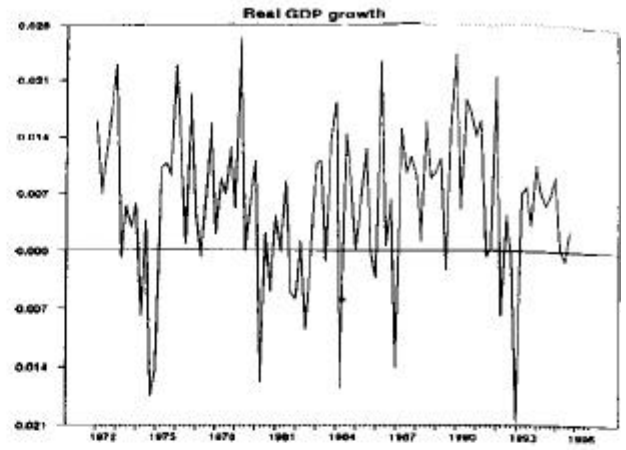
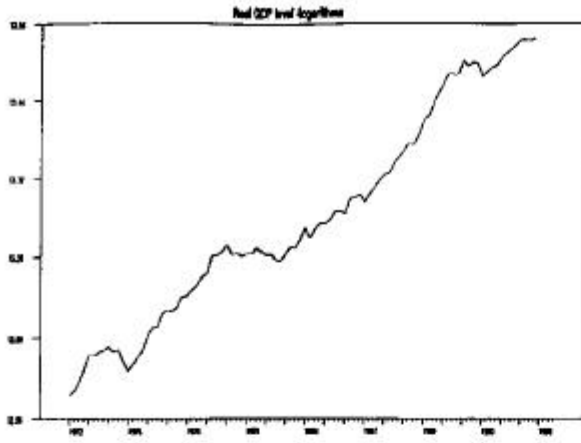


Figure 2A : Impulse Response Functions : France

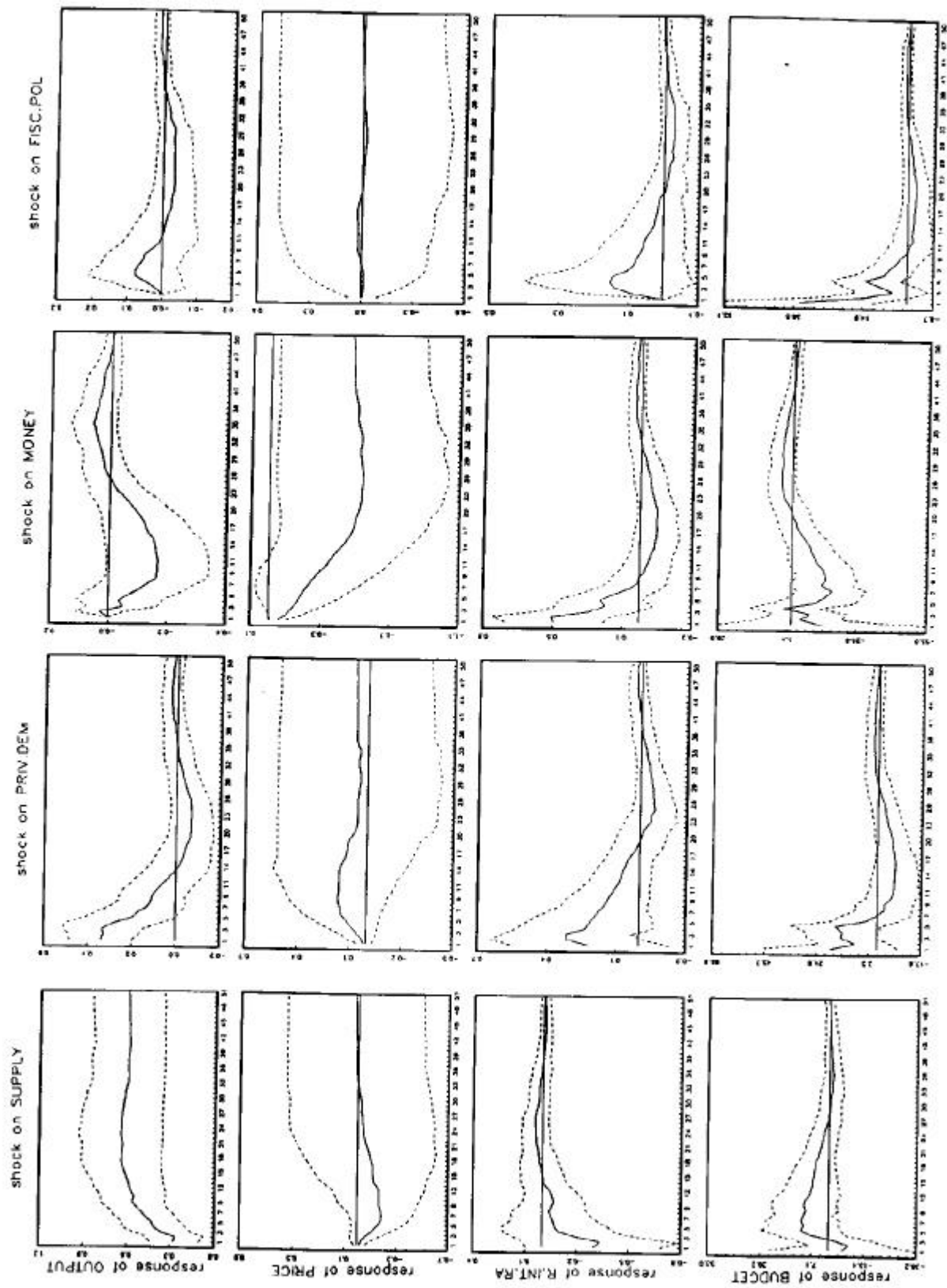


Figure 2B: Impulse Response Functions : France

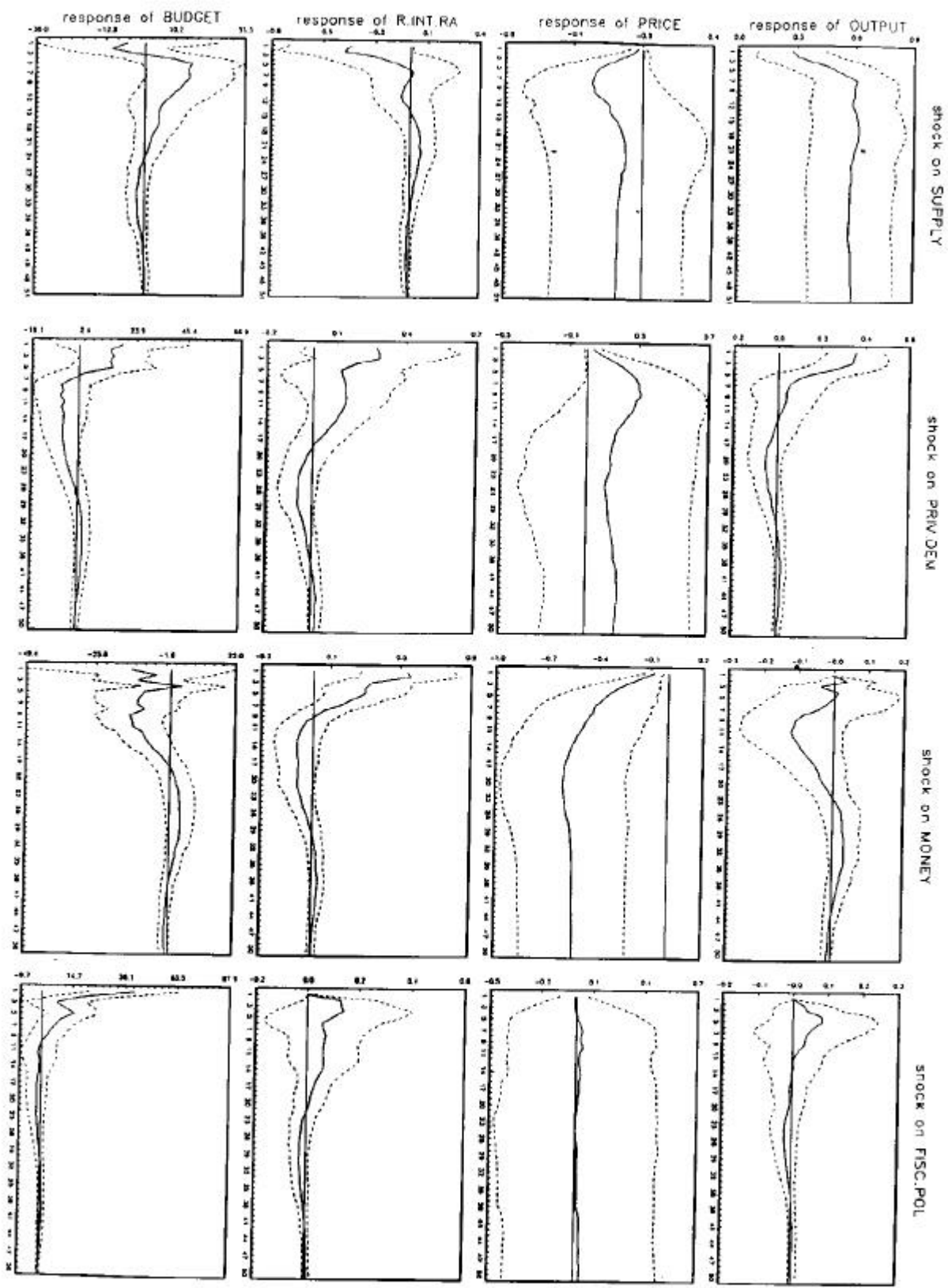


Figure 3A . Impulses response functions : Germany

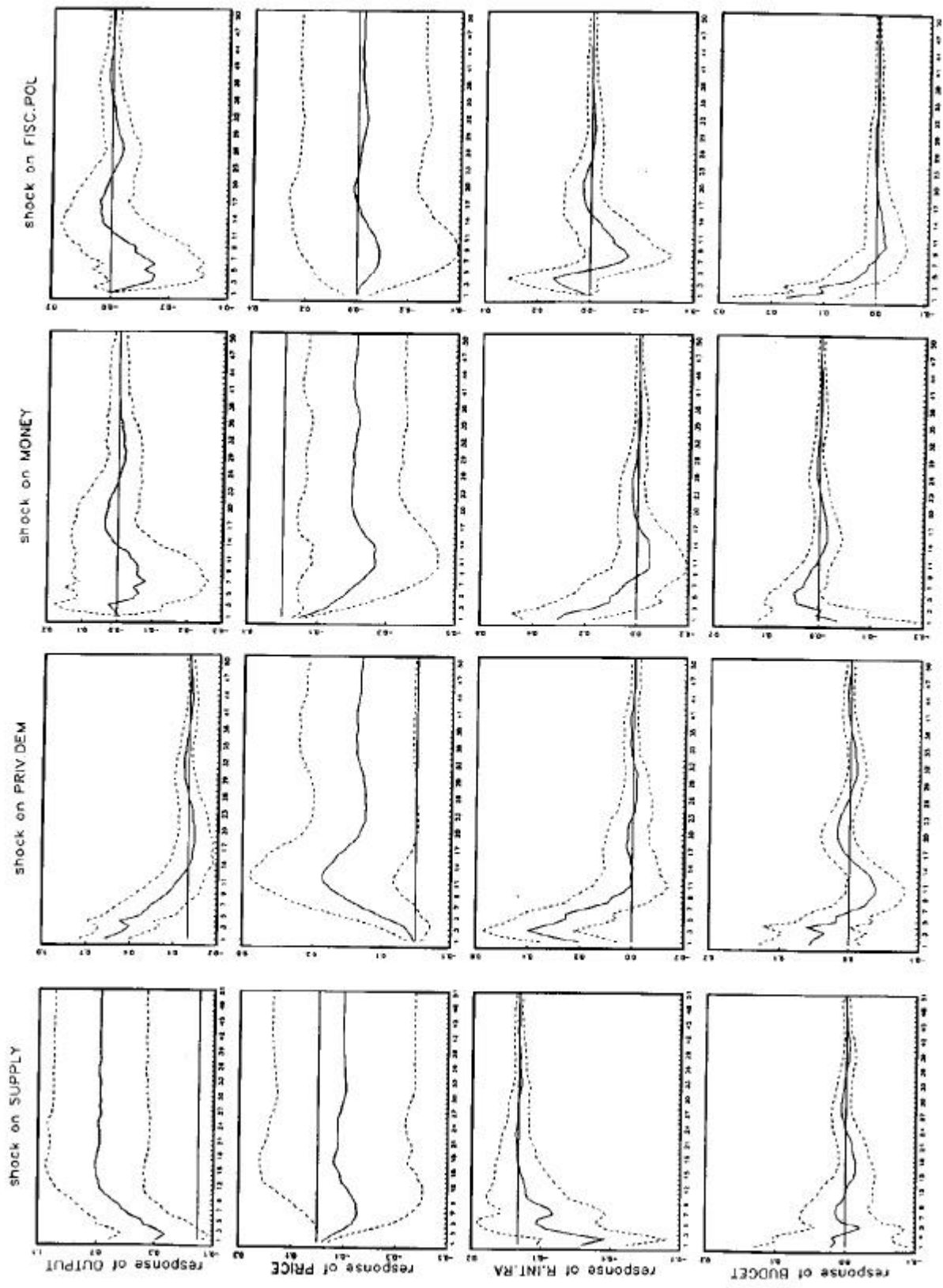


Figure 3B: Impulses response functions : Germany

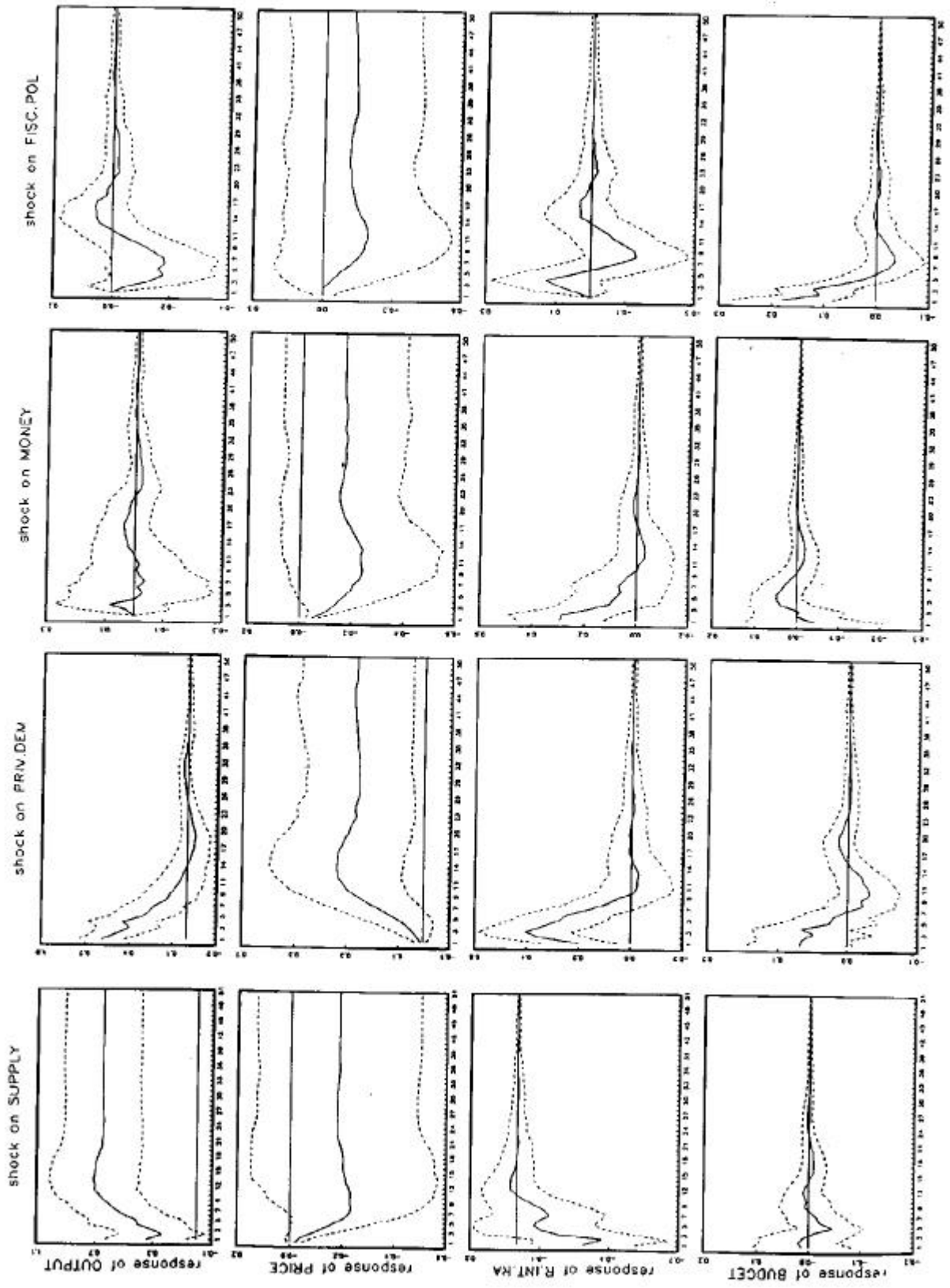


Fig 4: DE Primary Struct. defic.: SVAR (solid line) & OCDE (dotted line)

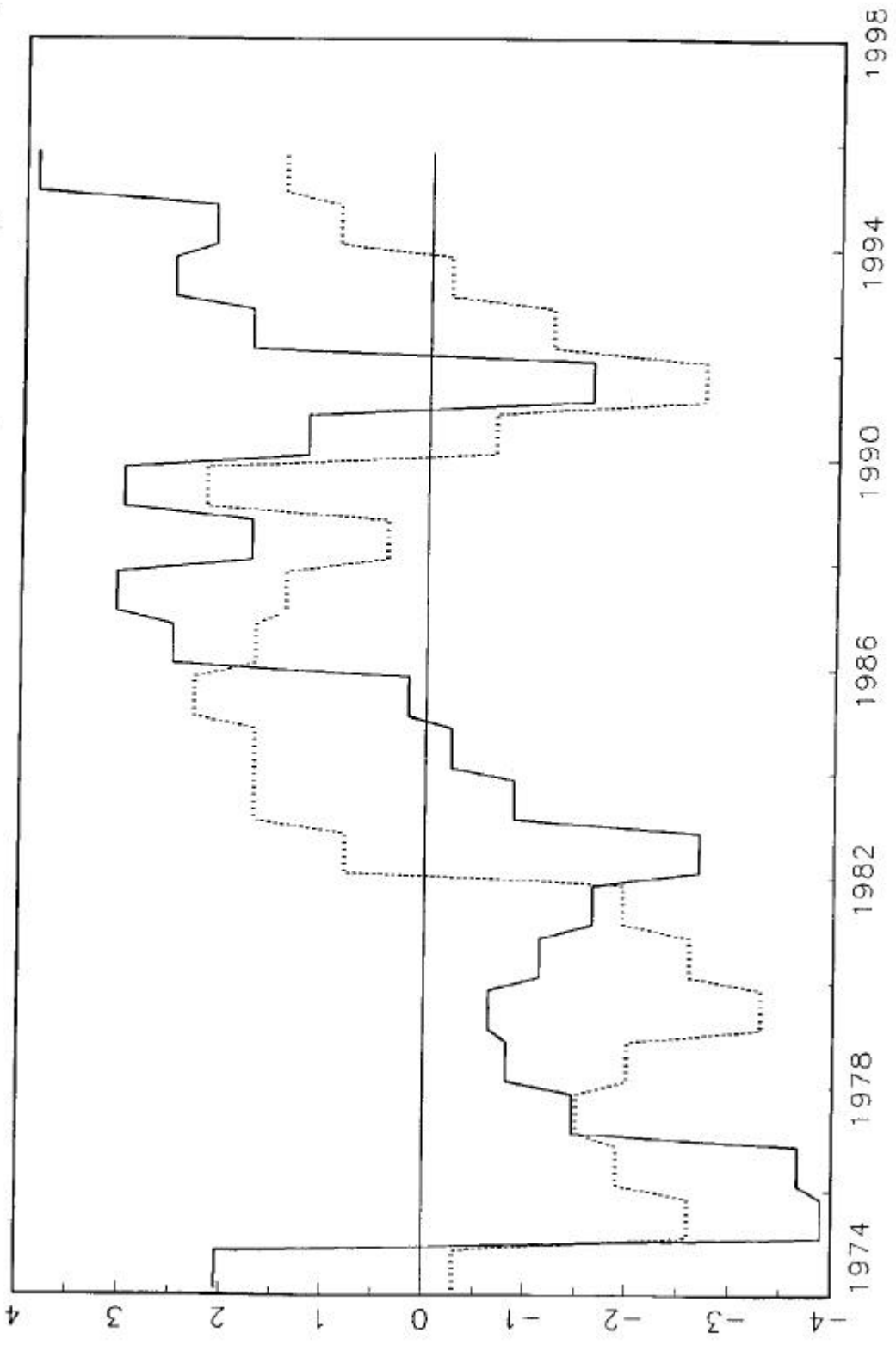


Fig.5: FR Primary Struct. defici.- SVAR (solid line) & OCDE (dotted line)

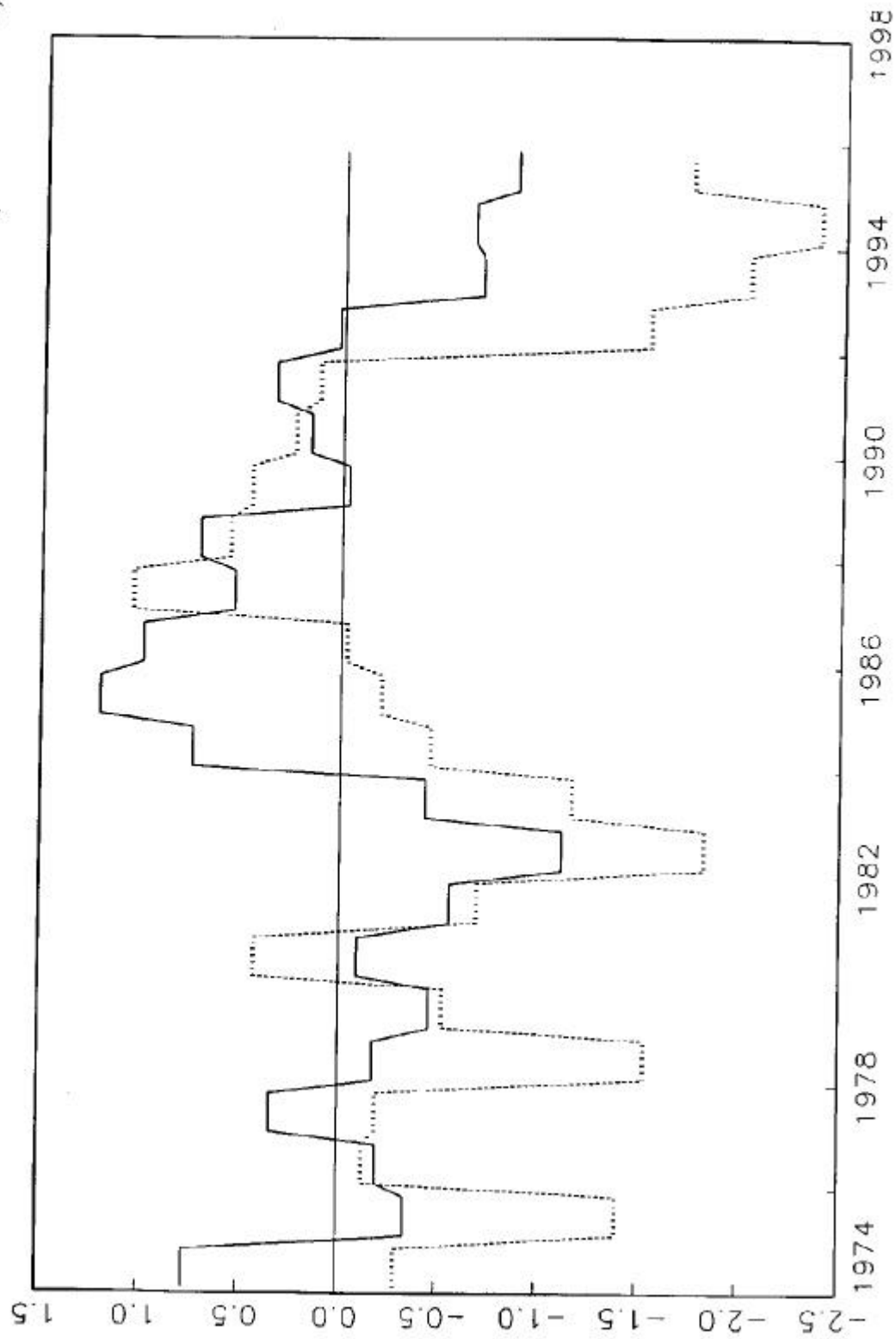
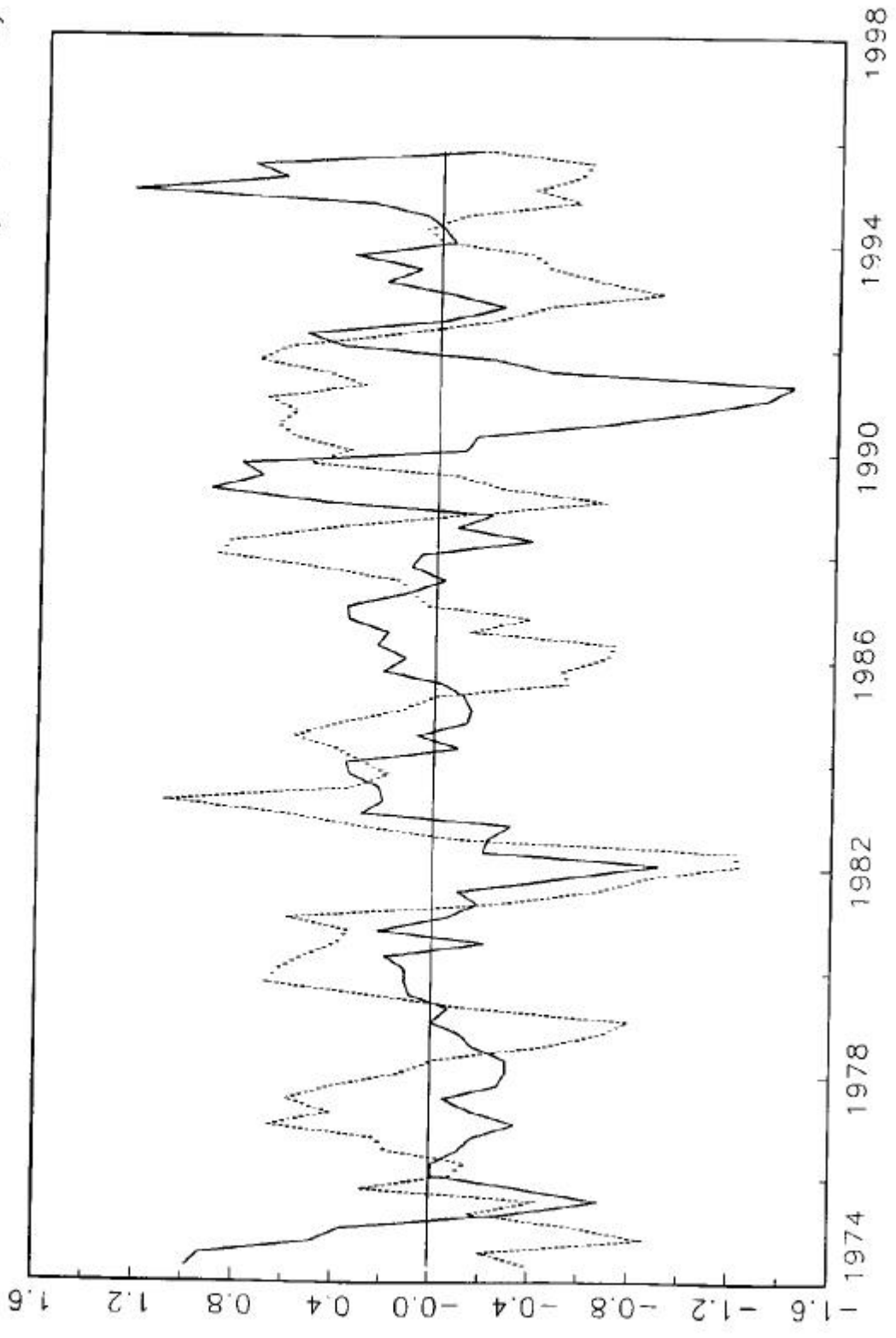


Fig.6: Fisc. pol. shocks - Germany (solid line) & France (dotted line)



Notes d'Études et de Recherche

1. C. Huang and H. Pagès, "Optimal Consumption and Portfolio Policies with an Infinite Horizon: Existence and Convergence," May 1990.
2. C. Bordes, « Variabilité de la vitesse et volatilité de la croissance monétaire : le cas français », février 1989.
3. C. Bordes, M. Driscoll and A. Sauviat, "Interpreting the Money-Output Correlation: Money-Real or Real-Real?," May 1989.
4. C. Bordes, D. Goyeau et A. Sauviat, « Taux d'intérêt, marge et rentabilité bancaires : le cas des pays de l'OCDE », mai 1989.
5. B. Bensaïd, S. Federbusch et R. Gary-Bobo, « Sur quelques propriétés stratégiques de l'intéressement des salariés dans l'industrie », juin 1989.
6. O. De Bandt, « L'identification des chocs monétaires et financiers en France : une étude empirique », juin 1990.
7. M. Boutillier et S. Dérangère, « Le taux de crédit accordé aux entreprises françaises : coûts opératoires des banques et prime de risque de défaut », juin 1990.
8. M. Boutillier and B. Cabrillac, "Foreign Exchange Markets: Efficiency and Hierarchy," October 1990.
9. O. De Bandt et P. Jacquinet, « Les choix de financement des entreprises en France : une modélisation économétrique », octobre 1990 (English version also available on request).
10. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On Renegotiation of Profit-Sharing Contracts in Industry," July 1989 (English version of NER n° 5).
11. P. G. Garella and Y. Richelle, "Cartel Formation and the Selection of Firms," December 1990.
12. H. Pagès and H. He, "Consumption and Portfolio Decisions with Labor Income and Borrowing Constraints," August 1990.
13. P. Sicsic, « Le franc Poincaré a-t-il été délibérément sous-évalué ? », octobre 1991.
14. B. Bensaïd and R. Gary-Bobo, "On the Commitment Value of Contracts under Renegotiation Constraints," January 1990 revised November 1990.
15. B. Bensaïd, J.-P. Lesne, H. Pagès and J. Scheinkman, "Derivative Asset Pricing with Transaction Costs," May 1991 revised November 1991.
16. C. Monticelli and M.-O. Strauss-Kahn, "European Integration and the Demand for Broad Money," December 1991.
17. J. Henry and M. Phelipot, "The High and Low-Risk Asset Demand of French Households: A Multivariate Analysis," November 1991 revised June 1992.
18. B. Bensaïd and P. Garella, "Financing Takeovers under Asymmetric Information," September 1992.

19. A. de Palma and M. Uctum, "Financial Intermediation under Financial Integration and Deregulation," September 1992.
20. A. de Palma, L. Leruth and P. Régibeau, "Partial Compatibility with Network Externalities and Double Purchase," August 1992.
21. A. Frachot, D. Janci and V. Lacoste, "Factor Analysis of the Term Structure: a Probabilistic Approach," November 1992.
22. P. Sicsic et B. Villeneuve, « L'Afflux d'or en France de 1928 à 1934 », janvier 1993.
23. M. Jeanblanc-Picqué and R. Avesani, "Impulse Control Method and Exchange Rate," September 1993.
24. A. Frachot and J.-P. Lesne, "Expectations Hypothesis and Stochastic Volatilities," July 1993 revised September 1993.
25. B. Bensaïd and A. de Palma, "Spatial Multiproduct Oligopoly," February 1993 revised October 1994.
26. A. de Palma and R. Gary-Bobo, "Credit Contraction in a Model of the Banking Industry," October 1994.
27. P. Jacquinet et F. Mihoubi, « Dynamique et hétérogénéité de l'emploi en déséquilibre », septembre 1995.
28. G. Salmat, « Le retournement conjoncturel de 1992 et 1993 en France : une modélisation V.A.R. », octobre 1994.
29. J. Henry and J. Weidmann, "Asymmetry in the EMS Revisited: Evidence from the Causality Analysis of Daily Eurorates," February 1994 revised October 1994.
30. O. De Bandt, "Competition Among Financial Intermediaries and the Risk of Contagious Failures," September 1994 revised January 1995.
31. B. Bensaïd et A. de Palma, « Politique monétaire et concurrence bancaire », janvier 1994 révisé en septembre 1995.
32. F. Rosenwald, « Coût du crédit et montant des prêts : une interprétation en terme de canal large du crédit », septembre 1995.
33. G. Cette et S. Mahfouz, « Le partage primaire du revenu : constat descriptif sur longue période », décembre 1995.
34. H. Pagès, "Is there a Premium for Currencies Correlated with Volatility ? Some Evidence from Risk Reversals," January 1996.
35. E. Jondeau and R. Ricart, "The Expectations Theory : Tests on French, German and American Euro-rates," June 1996.
36. B. Bensaïd et O. De Bandt, « Les stratégies "stop-loss" : théorie et application au Contrat Notionnel du Matif », juin 1996.

37. C. Martin et F. Rosenwald, « Le marché des certificats de dépôts. Écarts de taux à l'émission : l'influence de la relation émetteurs-souscripteurs initiaux », avril 1996.
38. Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE, « Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français », juin 1996.
39. F. Rosenwald, « L'influence des montants émis sur le taux des certificats de dépôts », octobre 1996.
40. L. Baumel, « Les crédits mis en place par les banques AFB de 1978 à 1992 : une évaluation des montants et des durées initiales », novembre 1996.
41. G. Cette et E. Kremp, « Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : Une caractérisation des entreprises non financières "gagnantes" et "perdantes" », novembre 1996.
42. S. Avouyi-Dovi, E. Jondeau et C. Lai Tong, « Effets "volume", volatilité et transmissions internationales sur les marchés boursiers dans le G5 », avril 1997.
43. E. Jondeau et R. Ricart, « Le contenu en information de la pente des taux : Application au cas des titres publics français », juin 1997.
44. B. Bensaid et M. Boutillier, « Le contrat notionnel : Efficience et efficacité », juillet 1997.
45. E. Jondeau et R. Ricart, « La théorie des anticipations de la structure par terme : test à partir des titres publics français », septembre 1997.
46. E. Jondeau, « Représentation VAR et test de la théorie des anticipations de la structure par terme », septembre 1997.
47. E. Jondeau et M. Rockinger, « Estimation et interprétation des densités neutres au risque : Une comparaison de méthodes », octobre 1997.
48. L. Baumel et P. Sevestre, « La relation entre le taux de crédits et le coût des ressources bancaires. Modélisation et estimation sur données individuelles de banques », octobre 1997.
49. P. Sevestre, "On the Use of Banks Balance Sheet Data in Loan Market Studies : A Note," October 1997.
50. P.-C. Hautcoeur et P. Sicsic, "Threat of a Capital Levy, Expected Devaluation and Interest Rates in France during the Interwar Period," January 1998.
51. P. Jacquinot, « L'inflation sous-jacente à partir d'une approche structurelle des VAR : une application à la France, à l'Allemagne et au Royaume-Uni », janvier 1998.
52. C. Bruneau et O. De Bandt, « La modélisation VAR structurel : application à la politique monétaire en France », janvier 1998.
53. C. Bruneau et E. Jondeau, "Long-Run Causality, with an Application to International Links between Long-Term Interest Rates," June 1998.
54. S. Coutant, E. Jondeau et M. Rockinger, "Reading Interest Rate and Bond Futures Options' Smiles: How PIBOR and Notional Operators Appreciated the 1997 French Snap Election," June 1998.

55. E. Jondeau et F. Sédillot, « La prévision des taux longs français et allemands à partir d'un modèle à anticipations rationnelles », juin 1998.
56. E. Jondeau et M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, « Fiscal policy in the transition to monetary union: a structural VAR model », January 1999.

Pour tous commentaires ou demandes sur les Notes d'Études et de Recherche, contacter la bibliothèque du Centre de recherche à l'adresse suivante :

For any comment or enquiries on the Notes d'Études et de Recherche, contact the library of the Centre de recherche at the following address:

BANQUE DE FRANCE
41.1391 - Centre de recherche
75 049 Paris CEDEX
tél : 01 42 92 49 59