

# Règles monétaires et prévisions d'inflation en économie ouverte\*

Michel Boutillier<sup>†</sup> - Michel Guillard<sup>‡</sup> - Auguste Mpacko-Priso<sup>§</sup>

première version : octobre 1999

cette version : novembre 2000

## Résumé

Dans cet article, on construit un modèle macroéconomique à anticipations rationnelles adapté au fonctionnement des économies européennes avant le passage à la monnaie unique, mais susceptible de pouvoir être appliqué au cas de la zone Euro dans son ensemble. Les différentes équations du modèle sont issues de comportements d'optimisation intertemporels en économie ouverte, à l'exception de la règle monétaire qui s'inspire des travaux portant sur la règle de Taylor. Le modèle est ensuite estimé par deux méthodes sur données allemandes et françaises et les résultats sont comparés, dans le cas français, à ceux d'un exercice d'étalonnage.

---

\*Ce travail a été réalisé, dans le cadre d'un programme, avec le support financier de la Fondation pour la recherche de la Banque de France que nous remercions. Tous nos remerciements vont également à Jeffrey Fuhrer et Ann Ferris de la Federal Reserve Bank de Boston qui ont mis à notre disposition le programme d'estimation de modèles macroéconomiques à anticipations rationnelles que nous avons utilisé et qui ont consacré beaucoup de temps à répondre à nos multiples questions. Nous assumons l'entière responsabilité des erreurs pouvant subsister dans cet article.

<sup>†</sup>MODEM, Université Paris X-Nanterre.

<sup>‡</sup>EPEE, Université d'Evry.

<sup>§</sup>OEE et MODEM, Paris X-Nanterre (EPEE, Université d'Evry à l'époque de ce travail).

# 1 Introduction

Les débats autour de la conduite de la politique monétaire connaissent actuellement un regain d'intérêt. C'est notamment le cas en Europe où, dans le cadre de l'U.E.M. mais aussi à la suite de l'exemple allemand, se sont généralisés un statut d'autonomie pour les banques centrales et l'assignation à ces dernières d'un objectif jugé primordial, à savoir la lutte contre l'inflation. L'adoption par plusieurs Banques Centrales d'objectifs d'inflation (*inflation targeting*) explicites s'est accompagnée d'une production considérable de travaux, tant théoriques qu'empiriques, portant sur la question.

Parallèlement, la défaveur connue par les politiques strictement monétaristes, après leur triomphe du début des années quatre-vingt dans certains pays, de même que la disparition de toute politique administrative de contrôle de l'offre de monnaie dans d'autres pays (encadrement du crédit) ont fini par jeter quelque discrédit sur les quantités (ou agrégats monétaires) en tant qu'objectifs intermédiaires de la politique monétaire. Pour autant, la confrontation entre l'objectif final (inflation...) et l'instrument (taux d'intervention sur le marché monétaire...) n'est pas devenue directe. Entre les deux se sont notamment immiscées toutes les conjectures qui pouvaient être faites sur les anticipations de marchés et sur leur utilisation par les autorités monétaires. Les premières anticipations analysées sont bien sûr les anticipations inflationnistes.

En effet, alors que les années soixante ont connu l'apogée d'un système où les économistes et leurs modèles réglaient l'activité d'agents économiques dociles, les années soixante-dix tiraient les conséquences de l'hypothèse d'anticipations rationnelles émise par Muth dès 1960 en insistant notamment sur la clairvoyance des agents économiques. Dès lors, la critique de Lucas (1976) a jeté un doute, sinon un discrédit, sur tous les modèles "mécaniques" en vigueur antérieurement. De la même manière, on a mis en avant l'idée selon laquelle la politique monétaire devait agir sur les anticipations inflationnistes plus encore que sur l'inflation (constatée) et on a cherché à collecter toute information sur celles-ci. En particulier, les marchés financiers dont le développement a été foudroyant en Europe dans les années quatre-vingt ont paru pouvoir fournir en temps réel des indicateurs d'anticipations sur de nombreuses variables financières et en définitive sur le taux d'inflation.

Parmi les différents indicateurs disponibles, les taux d'intérêt et leur structure par terme ont attiré l'attention de nombreux économistes. Le point de départ de toutes les analyses réside dans la décomposition de Fisher du taux d'intérêt nominal à court terme :  $i_t = r_t^a + \pi_{t+1}^a$ , où  $\pi_{t+1}^a$  est l'inflation anticipée et  $r_t^a$  le taux d'intérêt réel *ex ante*.

Supposons que la théorie des anticipations de la structure à terme s'applique<sup>1</sup> et qu'il existe des obligations zéro coupon à plusieurs échéances. Le taux d'intérêt à long terme (sur un horizon  $T$ ) doit alors vérifier<sup>2</sup> :  $i_{t,t+T} = \sum_{s=0}^{T-1} i_{t+s}^a / T$ . Dans le cas d'un horizon de deux périodes, l'écart taux long - taux court peut alors s'écrire, en utilisant la décomposition de Fisher :  $i_{t,t+2} - i_t = (r_{t+1}^a - r_t^a) / 2 + (\pi_{t+2}^a - \pi_{t+1}^a) / 2$ . Lorsque le taux d'intérêt réel *ex ante* est stable et anticipé comme tel par les agents, alors la structure à terme des taux contient une information de bonne qualité sur la variation du taux d'in-

---

<sup>1</sup>Ce qui repose sur l'hypothèse jointe d'absence d'arbitrage et de rationalité des anticipations.

<sup>2</sup>En première approximation.

flation anticipé. Si, au contraire, l'inflation anticipée est stable, parce que les prix sont très rigides ou parce que les autorités monétaires interviennent de façon active pour lutter contre l'inflation, la structure à terme contient une information précieuse sur l'évolution du taux d'intérêt réel et, probablement, sur celle de l'activité.

Alors qu'un certain nombre d'études ont porté sur la recherche empirique d'un contenu informationnel de la courbe des taux concernant, d'une part, l'inflation (Mishkin [1992]) et, d'autre part, l'activité (Harvey [1988], Stock & Watson [1989]), quelques auteurs ont essayé d'appréhender la question dans sa globalité. Ainsi, Frankel (1982, 1994) tente d'extraire de la courbe des taux une information pertinente sur l'inflation mais en spécifiant un schéma d'évolution plausible des taux d'intérêt réels et nominaux.

Dans le prolongement de la démarche de Frankel, recourir à une modélisation - de petite taille mais complète - de l'économie est apparu nécessaire afin d'identifier les sources de variabilité des taux d'intérêt réels et de l'inflation. Fuhrer et Moore (1995), Fuhrer (1996) et Söderlind (1999) ont ainsi montré, sur données américaines, que le contenu informationnel de la structure à terme des taux d'intérêt dépendait cruciallement du mode de formation des prix et des salaires, mais également du comportement des autorités monétaires<sup>3</sup>, en utilisant de petits modèles macroéconométriques à anticipations rationnelles.

L'application de cette méthodologie aux économies européennes n'est cependant pas triviale. Concernant la zone Euro dans son ensemble, se pose encore actuellement le problème de la disponibilité et de la qualité des données. De plus, l'expérience de la monnaie unique est trop récente pour pouvoir estimer un tel modèle en y intégrant une règle de politique monétaire, pourtant essentielle au bouclage du modèle.

Dans cet article, notre propos est plus modeste; il consiste à construire un modèle susceptible de rendre compte du fonctionnement et de la spécificité des économies de pays membres de la zone Euro. Dans ce contexte, les objectifs poursuivis par ce papier sont de trois ordres.

Tout d'abord, il s'agit de contribuer à la définition de politiques monétaires dans l'actuelle U.E.M. en nous appuyant sur l'expérience (et une base de données) du S.M.E. Dans cette mesure, alors que les travaux dont nous nous inspirons sont souvent menés sur le cas américain et donc sur un cas de "*benign neglect*" des évolutions du taux de change, nous devons examiner le cas d'économies ouvertes où la politique monétaire a des effets sur le taux de change qui doivent être pris en compte par cette politique même si elle n'a pas forcément pour objet de gérer le taux de change. La modélisation à laquelle nous nous livrons et les estimations auxquelles nous procédons sont donc rendues plus complexes par l'intégration du marché des changes et d'un agent "extérieur".

Ensuite, il s'agit d'élaborer une représentation de l'économie qui soit une forme structurelle et qui intègre les anticipations rationnelles des agents économiques afin de représenter de manière crédible, notamment à la suite de la critique de Lucas, l'interaction entre la politique monétaire et l'économie réelle. Une extrême attention est donc portée à la dérivation rigoureuse de spécifications macro-économiques à partir de comportements micro-économiques; il importe en particulier de sélectionner avec soin les comportements intertemporels, c'est-à-dire ceux qui mobilisent les anticipations des agents. Pour des rai-

---

<sup>3</sup>Rudebusch (1995) parvient à la même conclusion en se concentrant uniquement sur la règle de politique monétaire.

sons sur lesquelles nous allons revenir, l'économie réelle est ici synthétisée en une courbe IS et une courbe de Phillips, donc en un comportement de demande et un comportement de fixation des prix.

Enfin, il s'agit de tester un tel modèle sur les données des deux pays les plus importants de la zone euro (l'Allemagne et la France) sur la période 1985-1998, période sur laquelle le S.M.E. a souvent joui d'une grande crédibilité. Notre objectif est ici de vérifier si des méthodes complémentaires des modèles macro-économétriques de grande taille ou des modèles VAR, même structurels, permettent d'obtenir des informations dans un cadre théoriquement rigoureux. En anticipant un peu sur nos conclusions, nous pouvons d'ores et déjà affirmer que cette voie est possible et intéressante, même si elle exige des modèles très succincts, comme nous l'avons suggéré plus haut.

A l'image de Vickers (1999), une attitude pragmatique en matière de modélisation et de prévision inciterait donc à inclure dans les outils disponibles pour une banque centrale un modèle structurel doté de fondements micro-économiques étalonné ou estimé sur des données empiriques. Nous verrons même qu'une telle approche met en évidence le rôle des taux d'intérêt sur l'économie réelle alors que ce rôle est controversé du fait des résultats exhibés par les modèles macro-économiques traditionnels en Europe.

Le plan adopté dans la suite de l'article est le suivant. Les fondements du modèle structurel sont détaillés dans la deuxième section en distinguant consommateurs, producteurs et autorités (budgétaires et monétaires). Dans la troisième section, on procède à la linéarisation, puis à l'adaptation de ce modèle à des fins d'estimation. La règle monétaire que nous adoptons est également présentée et discutée dans cette section. Sur la base des données trimestrielles allemandes et françaises sur l'intervalle 1985-1998, la quatrième section envisage et compare plusieurs méthodes pour estimer un tel modèle linéaire avec anticipations rationnelles : la méthode des moments généralisés et la méthode du maximum de vraisemblance. Les résultats économétriques sont ensuite comparés à ceux d'un exercice d'étalonnage. La cinquième section est consacrée à l'étude des fonctions de réponses aux chocs relatives aux différentes méthodes d'évaluations. Conclusion et discussion des perspectives constituent la matière de la dernière section.

## 2 Le modèle structurel

Dans cette section, on dérive les principales équations du modèle macroéconomique sur la base de comportements d'optimisation intertemporels en économie ouverte. L'économie est composée de consommateurs et de producteurs. Ces derniers sont en situation de concurrence monopolistique et fixent les prix, mais de manière discontinue. Par souci de simplicité, l'accumulation de capital n'est pas formalisée dans le modèle. A ce mécanisme de propagation habituel se substitue celui engendré par la rigidité des prix.

## 2.1 Le consommateur

Soit un consommateur représentatif dont l'objectif intertemporel est le suivant :

$$E_t \sum_{\tau=0}^{+\infty} \beta^\tau \left\{ u(C_{t+\tau}) + v(M_{t+\tau}/P_{t+\tau}^c) - \ell(N_{t+\tau}) \right\} \quad (1)$$

$u(C_{t+\tau})$  représente l'utilité instantannée de la consommation; elle est donnée par :

$$u(C_t) = \frac{1}{1 - 1/\sigma} \left( \frac{C_t}{\bar{C}_{t-1}^\gamma} \right)^{1-1/\sigma} \quad (2)$$

où  $\sigma$  est l'élasticité intertemporelle de substitution et  $\bar{C}_{t-1}$ , la consommation agrégée de la période précédente. Il s'agit d'une externalité qui permet de prendre en compte l'effet d'une référence sociale - le niveau de vie moyen - sur les comportement de consommation. Ce type de spécification a notamment été utilisée par Abel (1990) afin d'étudier l'énigme de la prime de risque<sup>4</sup>. Les paramètres  $\sigma$  et  $\gamma$  vérifient<sup>5</sup> :  $0 < \sigma < 1$  et  $0 < \gamma$ .

$\ell(N_{t+\tau})$  représente la désutilité du travail,  $N_{t+\tau}$ , et  $v(M_{t+\tau}/P_{t+\tau}^c)$  l'utilité liée à la détention d'encaisses réelles,  $M_{t+\tau}/P_{t+\tau}^c$ . La fonction  $v(\cdot)$  vérifie  $v'(\cdot) > 0$  et  $v''(\cdot) < 0$  et  $\ell(N_{t+\tau})$  est donnée par :

$$\ell(N_{t+\tau}) = u'(\bar{C}_t)^\zeta \cdot N_{t+\tau} \quad (3)$$

avec  $0 \leq \zeta \leq 1$  et où  $\bar{C}_t$  est toujours une externalité mais, ici, contemporaine. Le terme  $u'(\bar{C}_t)^\zeta$  permet, sans altérer le programme individuel du consommateur, de relativiser, à l'équilibre, le poids de l'utilité marginale de la consommation sur la détermination des salaires. Cette hypothèse sera plus amplement discutée plus loin.

Le consommateur peut répartir sa consommation sur un continuum de biens de masse unitaire, l'élasticité de substitution entre les biens, notée  $\theta$ , étant supposée constante et supérieure à l'unité ( $\theta > 1$ ). Une proportion  $\mu$  de ces biens est importée alors que la proportion restante est composée de biens domestiques, produits localement. L'indice  $C$  est alors un agrégat de consommation CES défini par :

$$\begin{aligned} C &= \left[ \int_0^1 C(z)^{1-1/\theta} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \\ &= \left[ \mu (C^f)^{1-1/\theta} + (1-\mu) (C^d)^{1-1/\theta} \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \end{aligned} \quad (4)$$

<sup>4</sup>L'“Equity premium puzzle” a été mise en évidence par Mehra et Prescott (1985). Le terme utilisé par Abel pour décrire ce type de préférences est “Catching up with the Joneses”, littéralement “rattrapage (du niveau de vie) des Dupont”.

<sup>5</sup>Le cas  $\gamma < 0$  n'est pas théoriquement impossible et traduirait la présence d'une externalité positive de la consommation agrégée retardée. Nous verrons que nos estimations impliquent alors d'accepter l'hypothèse  $\sigma > 1$ . L'hypothèse conjointe que nous avons retenue  $0 < \sigma < 1$  et  $\gamma > 0$ , correspondant à la domination d'un effet de rattrapage (plus que d'envie à cause du décalage historique), est également compatible avec nos données et présente l'avantage d'être corroborée par la littérature sur l'énigme de la prime de risque.

où  $C^f$  et  $C^d$  sont les indices de consommation des biens étrangers et des biens domestiques vérifiant respectivement :

$$C^f = \left[ \int_0^\mu \frac{C(z)^{1-1/\theta}}{\mu} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad \text{et} \quad C^d = \left[ \int_\mu^1 \frac{C(z)^{1-1/\theta}}{1-\mu} dz \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (5)$$

Un indice de prix à la consommation quelconque, noté  $P^c$ , doit, par définition, satisfaire la condition suivante :

$$P^c C = \int_0^1 P(z) C_\tau(z) dz \quad (6)$$

“L’indice vrai du coût de la vie”, c’est à dire l’indice qu’il convient d’utiliser ici<sup>6</sup>, est donné par :

$$P^c = \left[ \int_0^1 P(z)^{1-\theta} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (7)$$

En définissant  $P^f$  et  $P^d$  les indices de prix des biens étrangers et des biens domestiques comme suit :

$$P^f = \left[ \int_0^\mu \frac{P(z)^{1-\theta}}{\mu} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad P^d = \left[ \int_\mu^1 \frac{P(z)^{1-\theta}}{1-\mu} dz \right]^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad (8)$$

l’indice des prix à la consommation  $P^c$  peut également s’écrire sous la forme suivante :

$$P^c = \left[ \mu (P^f)^{1-\theta} + (1-\mu) (P^d)^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (9)$$

L’agent respecte, à chaque période, la contrainte budgétaire nominale suivante :

$$\begin{aligned} P_t^c C_t + P_t^c T_t \leq & W_t N_t + M_{t-1} - M_t + B_t - \frac{B_{t+1}}{(1+i_t)} + \mathcal{E}_t B_t^* - \frac{\mathcal{E}_t B_{t+1}^*}{(1+i_t^*)} \\ & + \int_\mu^1 [Q_t(z) + D_t(z)] \eta_{t-1}(z) dz - \int_\mu^1 Q_t(z) \eta_t(z) dz \end{aligned} \quad (10)$$

$W_t$  est le salaire nominal,  $T_t$ , la valeur réelle des impôts (ou des transferts si  $T_t < 0$ );  $B_{t+1}$  représente le montant de titres domestiques que l’agent acquiert en  $t$ . Chaque titre offre à son détenteur 1 unité de monnaie à la période suivante. Son prix de marché est donné par  $(1+i_t)^{-1}$ , où  $i_t$  est un taux d’intérêt nominal à court terme. L’agent a également la possibilité de détenir des titres étrangers,  $B_{t+1}^*$ , rapportant chacun 1 unité de monnaie étrangère à la période suivante et dont le prix en monnaie locale est  $\mathcal{E}_t (1+i_t^*)^{-1}$  où  $\mathcal{E}_t$  est le taux de change nominal à l’incertain et  $i_t^*$ , le taux d’intérêt étranger. L’agent a, enfin, la possibilité d’acquérir des actions des entreprises locales<sup>7</sup>:  $Q_t(z)$  est le prix d’une action de l’entreprise qui produit le bien  $z$ ,  $D_t(z)$  le montant des dividendes versés par action et  $\eta_t(z)$ , la quantité d’actions de cette entreprise achetées par le consommateur à la période  $t$ .

<sup>6</sup>On obtient cet indice en résolvant le dual du consommateur, c’est-à-dire en cherchant la dépense minimale compatible avec le maintien d’un niveau de bien-être donné.

<sup>7</sup>Il ne s’agit que d’une simplification sans effet sur les résultats du modèle.

On montre en annexe 1 que les conditions d'optimalité du premier ordre liées à la maximisation de l'objectif (1)-(4) par rapport à  $C_t(z)$ ,  $M_t$ ,  $B_{t+1}$ ,  $B_{t+1}^*$ ,  $\eta_t(z)$  et  $N_t$  peuvent s'écrire sous la forme :

$$C_t(z) = \left( \frac{P_t(z)}{P_t^c} \right)^{-\theta} C_t \quad \forall z \quad (11)$$

$$\frac{i_t}{1+i_t} = \frac{v'(M_t/P_t^c)}{u'(C_t)} \quad (12)$$

$$(1+i_t)^{-1} = E_t \left[ \frac{\beta u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \frac{P_t^c}{P_{t+1}^c} \right] \quad (13)$$

$$(1+i_t^*)^{-1} = E_t \left[ \frac{\beta u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \frac{P_t^c}{P_{t+1}^c} \frac{\mathcal{E}_{t+1}}{\mathcal{E}_t} \right] \quad (14)$$

$$\frac{Q_t(z)}{P_t^c} = E_t \left[ \frac{\beta u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \left( \frac{Q_{t+1}(z)}{P_{t+1}^c} + \frac{D_{t+1}(z)}{P_{t+1}^c} \right) \right] \quad \forall z \quad (15)$$

$$\frac{W_t}{P_t^c} = \frac{u'(\bar{C}_t)^\zeta}{u'(C_t)} \quad (16)$$

où  $u'(C_t)$  est défini par :

$$u'(C_t) = \left( \frac{C_t}{\bar{C}_{t-1}^{\gamma(1-\sigma)}} \right)^{-1/\sigma} \quad (17)$$

L'équation (11) détermine la fonction de demande<sup>8</sup> pour chaque type de bien. En combinant cette équation avec (5) et (8), on obtient :

$$C_t^h = \left( \frac{P_t^h}{P_t^c} \right)^{-\theta} C_t \quad h = d, f \quad (18)$$

qui établit une relation simple entre la structure de la consommation et le prix relatif des biens domestiques et importés par rapport au niveau général des prix à la consommation.

(12) est l'embryon d'une fonction de demande<sup>9</sup> d'enchâsses réelles. En spécifiant la fonction  $v(\cdot)$ , il serait possible d'en déduire l'équation d'une courbe LM (presque) traditionnelle. Nous verrons cependant que, sous les hypothèses que nous retiendrons au sujet de l'intervention de la Banque Centrale, cette équation ne nous donnerait qu'une information résiduelle sur le niveau de la masse monétaire.

L'équation (13) est l'équation d'Euler en incertain. En utilisant la propriété bien connue  $E(ab) = E(a) \cdot E(b) + cov(a, b)$ , et en notant  $\pi_{t+1}^c = (P_{t+1}^c/P_t^c) - 1$  le taux d'inflation sur les prix à la consommation, elle peut se réécrire :

$$(1 - \varphi_t) E_t \left[ \frac{1+i_t}{1+\pi_{t+1}^c} \right] = \left[ E_t \left( \frac{\beta u'(C_{t+1})}{u'(C_t)} \right) \right]^{-1} \quad (19)$$

<sup>8</sup>Il ne s'agit pas réellement de fonctions de demande puisqu'elles dépendent d'un indice de consommation lui-même endogène. Néanmoins, du point de vue des entreprises, ce même indice est exogène et (19) représente bien les fonctions de demande perçues par les producteurs.

<sup>9</sup>La même remarque que dans la note précédente s'applique ici.

où  $\varphi_t$  a la dimension d'une prime de risque<sup>10</sup> définie par :

$$\varphi_t = \frac{-\text{cov} \left[ u' (C_{t+1}), 1/P_{t+1}^c \right]}{E_t u' (C_{t+1}) \cdot E_t (1/P_{t+1}^c)}$$

Si l'agent avait la possibilité de placer son épargne dans un titre parfaitement indexé sur l'inflation, il égaliserait le terme de droite de l'équation (19) au facteur d'intérêt réel  $(1 + r_t)$ . Lorsque le taux de croissance de la consommation est négativement corrélé avec le taux d'inflation, la prime  $\varphi_t$  est positive et le consommateur exige un taux d'intérêt nominal plus élevé afin de compenser le risque inflationniste lié à la détention de titres non-indexés.

En combinant (13) et (14), on trouve également :

$$\frac{1 + i_t}{1 + i_t^*} = (1 + \rho_t) E_t \frac{\mathcal{E}_{t+1}}{\mathcal{E}_t} \quad (20)$$

où la prime de risque  $\rho_t$  est donnée par :

$$\rho_t = \frac{\text{cov} \left[ \frac{u' (C_{t+1})}{P_{t+1}^c}, \frac{\mathcal{E}_{t+1}}{\mathcal{E}_t} \right]}{E_t \left( \frac{\beta u' (C_{t+1})}{P_{t+1}^c} \right) \cdot E_t \left( \frac{\mathcal{E}_{t+1}}{\mathcal{E}_t} \right)}$$

Sous cette forme, l'équation (20) est l'expression habituelle, mais plus fréquemment présentée sous une forme approchée (linéaire), de "parité des taux d'intérêt non couverte".

L'équation (15) résulte de la prise de position de l'agent sur le marché des actions. Combinée à l'équation (19), elle permet de fournir un principe de valorisation des actions par le marché.

(16), enfin, est l'équation d'arbitrage consommation/loisir de l'agent. L'hypothèse d'une élasticité de substitution intertemporelle infinie du loisir<sup>11</sup> nous conduira à interpréter cette équation comme une relation d'équilibre déterminant le niveau des salaires plutôt que la quantité de travail fournie par le consommateur-salarié. A l'équilibre symétrique, les salaires vérifient l'équation suivante :

$$\frac{W_t}{P_t^c} = u' (C_t)^{-(1-\zeta)} \quad (21)$$

En l'absence d'externalité, la même équation s'applique avec  $\zeta = 0$ . Dans le cas  $\zeta > 0$ , le salaire est moins sensible à l'utilité marginale de la consommation et donc à la consommation elle-même. Dans le cas  $\zeta = 1$ , le salaire réel est parfaitement rigide et normalisé à 1. L'introduction de ce paramètre permet alors, avec une certaine économie de moyen, de prendre en compte la présence d'une éventuelle rigidité des salaires réels<sup>12</sup>, la valeur de  $\zeta$  étant un bon indicateur de cette rigidité. En notant également que le

<sup>10</sup>Dans un environnement déterministe, on a  $\varphi_t = 0$ .

<sup>11</sup>Cette hypothèse se traduit par la linéarité du terme  $N_{t+\tau}$  dans l'objectif du consommateur.

<sup>12</sup>Voir Jeanne (1998) pour une formalisation alternative de la rigidité réelle mais conduisant *in fine* à un résultat équivalent.



terme de droite de (16) représente la désutilité marginale du travail en termes de biens de consommation, la prise en compte d'un paramètre  $\zeta$  positif peut s'interpréter comme un effet d'imitation<sup>13</sup>, non pas des comportements d'offre de travail, mais du principe de valorisation du loisir par les agents. Notre consommateur essaie donc de "rattraper les Dupont" dans son comportement de consommation et "d'imiter les Dupont" dans sa méthode de valorisation du loisir.

## 2.2 Les producteurs

La demande agrégée de biens domestiques, notée  $Y_t$ , se compose de la demande de biens de consommation domestiques  $C_t^d$ , de la demande publique pour ces mêmes biens, notée  $G_t^d$ , et de la demande des non-résidents, les exportations  $EX_t$ , soit :

$$Y_t = C_t^d + G_t^d + EX_t \quad (22)$$

On suppose que le gouvernement ainsi que les non-résidents résolvent un programme similaire à celui du consommateur représentatif, avec la même élasticité de substitution entre les biens. La demande s'adressant à chaque producteur  $z$  prend alors une forme identique à celle que l'on a déduit du programme du consommateur (équation (11)) :

$$Y_t^d(z) = \left( \frac{P_t(z)}{P_t^c} \right)^{-\theta} Y_t \quad (23)$$

La production est supposée prendre du temps. Les biens livrés en  $t$  doivent être produit à la période précédente avec la technologie (à rendements d'échelle constants) suivante :

$$Y_t(z) = A_{t-1} N_{t-1}(z) \quad (24)$$

où  $N_{t-1}(z)$  est la quantité de travail et  $A_{t-1}$  un choc de productivité de moyenne unitaire et commun à toutes les entreprises.

Sans perte de généralité, on suppose que les entreprises reversent sous forme de dividendes la totalité de leur excédent brut d'exploitation. En normalisant à 1 la quantité d'actions émises par l'entreprise à la période initiale (une fois pour toute) et en notant  $d_t(z)$  la valeur réelle des dividendes en termes de biens de consommation, on a :

$$d_t(z) = \frac{D_t(z)}{P_t^c} = \left( \frac{P_t(z)}{P_t^c} Y_t(z) - \frac{W_t}{P_t^c} N_t(z) \right) \quad (25)$$

L'objectif de l'entrepreneur est de maximiser le rendement offert aux actionnaires sur les actions qu'ils possèdent au début de la période  $t$ , c'est-à-dire de maximiser la valeur réelle (de revente éventuelle) des actions augmentée des dividendes de la période  $t$ , soit :  $d_t(z) + q_t(z)$ , où  $q_t(z) = Q_t(z)/P_t^c$  est donné par l'équation de valorisation (15) issue du

---

<sup>13</sup>Et non pas de rattrapage puisque l'externalité est contemporaine.

programme du consommateur représentatif. En excluant les trajectoires explosives et la possibilité de bulles spéculatives, ce critère se réécrit plus simplement :

$$d_t(z) + q_t(z) = E_t \sum_{\tau=0}^{+\infty} \frac{\beta^\tau u'(C_{t+\tau})}{u'(C_t)} d_{t+\tau}(z) \quad (26)$$

En suivant Calvo (1983), on suppose que les producteurs (de biens domestiques) ne déterminent leur prix de manière optimale que s'il reçoivent un signal leur indiquant qu'il est opportun de le faire<sup>14</sup>. Ce signal arrive avec une probabilité  $(1 - \phi)$ , indépendamment de la politique de tarification adoptée pendant les périodes précédentes. Dans le cas contraire, l'entreprise se contente d'appliquer une règle simple de révision des prix de type<sup>15</sup> :

$$\bar{P}_t^d(z) = (1 + \pi) P_{t-1}^d(z)$$

où  $\pi$  est le taux d'inflation moyen de long terme. Comme la probabilité de recevoir un signal est indépendant de l'histoire d'une firme, le prix moyen pratiqué par les firmes ne révisant pas leur prix de manière optimale s'écrit également :

$$\bar{P}_t^d = (1 + \pi) P_{t-1}^d$$

En notant  $P_{t,t}$  le prix choisi par les entreprises qui, recevant un signal, réactualisent leur prix de manière optimale, l'indice général des prix domestiques, déduit de (8) s'écrit :

$$P_t^d = \left[ (1 - \phi) (P_{t,t})^{1-\theta} + \phi \left[ (1 + \pi) P_{t-1}^d \right]^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (27)$$

Comme Woodford et Rotemberg (1997), on suppose que les prix sont fixés une période à l'avance. Dans notre cas, parce que le niveau de la production est également programmé à l'avance, cela signifie qu'un désajustement entre offre et demande peut apparaître. On supposera alors que l'écart est comblé par une variation des stocks de l'entreprise<sup>16</sup>.

La probabilité pour qu'un prix fixé à une date donnée ne soit pas révisé de manière optimale à la période suivante est  $\phi$ , 2 périodes plus tard,  $\phi^2$  et  $\tau$  périodes après,  $\phi^\tau$ . Le programme de maximisation d'une firme ayant reçu un signal positif en  $t - 1$  peut s'écrire :

$$\max_{P_{t,t}^d} E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{+\infty} \frac{(\phi\beta)^\tau u'(C_{t+\tau})}{u'(C_t)} d_{t+\tau}^t(z) \quad (28)$$

où  $d_{t+\tau}^t(z)$  représente le dividende réel (en terme de prix à la consommation) que la firme verse en  $t + \tau$  si elle n'a pas révisé son prix depuis la date  $t$  :

<sup>14</sup>King & Wolman (1996), Yun (1996) et Woodford (1996) ont généralisé l'usage de cette hypothèse dans des modèles bouclés de petite taille. Roberts (1995) et Gertler & Gali (1998) ont montré que la courbe de Phillips qui en découle n'est pas rejetée par les données (voir Estrella & Fuhrer (1998) pour un avis opposé).

<sup>15</sup>Cette hypothèse, adoptée par Yun (1976), permet d'assurer la neutralité de l'inflation à long terme sur le niveau d'output.

<sup>16</sup>Introduire explicitement la gestion des stocks dans le programme des entreprises n'en modifierait pas qualitativement les résultats mais en compliquerait singulièrement la résolution.

$$d_{t+\tau}^t(z) = \frac{(1+\pi)^\tau P_{t,t}}{P_{t+\tau}^c} Y_{t+\tau}^t - \frac{W_{t+\tau}}{A_{t+\tau} P_{t+\tau}^c} [\phi Y_{t+\tau+1}^t + (1-\phi) Y_{t+\tau+1}^{t+\tau}] \quad (29)$$

Le terme entre crochets représente l'espérance conditionnelle<sup>17</sup> en  $t + \tau$  de la demande adressée à la firme en  $t + \tau + 1$ . La variable  $Y_{t+\tau}^t$ , représente la demande s'adressant, en  $t + \tau$ , à une entreprise qui n'a pas révisé son prix, soit :

$$Y_{t+\tau}^t = \left( \frac{(1+\pi)^\tau P_{t,t}}{P_{t+\tau}^c} \right)^{-\theta} Y_{t+\tau}, \quad (30)$$

et  $Y_{t+\tau}^{t+\tau}$ , la demande s'adressant à l'entreprise si elle révisé son prix en  $t + \tau$  :

$$Y_{t+\tau}^{t+\tau} = \left( \frac{P_{t+\tau,t+\tau}}{P_{t+\tau}^c} \right)^{-\theta} Y_{t+\tau}$$

La condition du premier ordre du programme (28)-(29)-(30) s'écrit :

$$E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{+\infty} \frac{(\phi\beta)^\tau u'(C_{t+\tau})}{u'(C_t)} \left\{ \left( \frac{(1+\pi)^\tau P_{t,t}}{P_{t+\tau}^c} - \eta CM_{t+\tau} \right) Y_{t+\tau}^t \right\} = 0 \quad (31)$$

où  $\eta = \theta / (\theta - 1)$  est le facteur de marge<sup>18</sup> pratiqué par la firme en l'absence de rigidité nominale et  $CM_{t+\tau}$ , le coût marginal de production évalué en termes de biens de consommation :

$$CM_{t+\tau} = \left( \frac{\beta u'(C_{t+\tau})}{u'(C_{t+\tau-1})} \right)^{-1} \frac{W_{t+\tau-1}}{A_{t+\tau-1} P_{t+\tau-1}^c} \quad (32)$$

Comme les salaires sont versés à l'avance, ce coût, évalué en  $t + \tau$  correspond au coût réel versé à la période précédente multiplié par un terme qui a la dimension d'un facteur d'intérêt réel (Cf. équation (19)).

### 2.3 Les autorités monétaires et fiscales

La contrainte budgétaire gouvernementale s'obtient en agrégeant les contraintes des autorités fiscales et des autorités monétaires :

$$P_t^c G_t + B_t = P_t^c T_t + M_t - M_{t-1} + \frac{B_{t+1}}{(1+i_t)} \quad (33)$$

où  $G_t$  représente le niveau des dépenses publiques.

<sup>17</sup>L'écriture retenue est approximative (et donc incorrecte) mais permet de se concentrer sur l'incertitude en  $t + \tau$  liée à la révision des prix par la firme en  $t + \tau + 1$ . L'écriture rigoureuse des espérances conditionnelles alourdirait considérablement l'exposition du programme de la firme, sans en modifier les résultats.

<sup>18</sup>1 + le taux de marge.

Dans la tradition des travaux portant sur les fonctions de réaction, on supposera que les autorités monétaires utilisent le taux d'intérêt à court terme comme instrument privilégié de politique monétaire. De façon générale, on pose :

$$i_t = f(\Lambda_t) \quad (34)$$

où  $f(\Lambda_t)$  représente une fonction de réaction explicite ou implicite dont l'argument,  $\Lambda_t$ , est un vecteur de variables pertinentes conditionnelles à l'information disponible en  $t$ .

### 3 Le modèle sous forme réduite

Dans cette section, on procède à la linéarisation des équations du modèle précédent. On notera  $k_t = \ln K_t$  et  $\hat{k}_t = (K_t - \bar{K}) / \bar{K} \simeq \ln K_t - \ln \bar{K}$ , l'écart relatif entre la variable  $K_t$  et sa valeur stationnaire  $\bar{K}$ . La dernière sous-section est consacrée à la présentation de la règle de politique monétaire retenue.

#### 3.1 Les équations de prix

Donnons, en premier lieu, la forme linéarisée de l'équation de prix (9); en notant qu'à l'état stationnaire la parité des pouvoirs d'achat est vérifiée dans ce modèle, on obtient :

$$p_t^c = \mu p_t^f + (1 - \mu) p_t^d \quad (35)$$

En définissant  $\hat{x}_t = \hat{p}_t^f - \hat{p}_t^d$  le taux de change réel (en écart relatif par rapport à sa valeur de long terme) et en notant respectivement  $\hat{\pi}_t^c$  et  $\hat{\pi}_t$  les taux de croissance des prix à la consommation et à la production (en écart à la valeur de long terme  $\pi$ ), l'équation précédente donne :

$$\hat{\pi}_t^c = \hat{\pi}_t + \mu \Delta \hat{x}_t \quad (36)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différence en arrière:  $\Delta \hat{x}_t = \hat{x}_t - \hat{x}_{t-1}$ .

En linéarisant (27), on obtient la relation dynamique suivante entre le prix moyen des biens domestiques et le prix fixé par les entreprises qui redéfinissent leur prix de manière optimale :

$$p_t^d = p_{t,t} - \frac{\phi}{1 - \phi} \hat{\pi}_t \quad (37)$$

En linéarisant l'équation de salaire (21) à l'aide de (17) on obtient enfin :

$$\hat{w}_t = (\widehat{w_t - p_t^c}) = \frac{1 - \zeta}{\sigma} (\hat{c}_t - \gamma (1 - \sigma) \hat{c}_{t-1}) \quad (38)$$

### 3.2 La courbe IS intertemporelle en économie ouverte

En linéarisant (19) avec (2), il vient :

$$E_t \Delta \hat{c}_{t+1} = \gamma (1 - \sigma) \Delta \hat{c}_t + \sigma \left( i_t - E_t \pi_{t+1}^c - \bar{r} - \varepsilon_{\varphi t} \right) \quad (39)$$

avec  $\bar{r} = -\ln \beta + \bar{\varphi}$ , et  $\varepsilon_{\varphi t} = \varphi_t - \bar{\varphi}$  où  $\bar{\varphi}$  est le niveau de long terme de la prime de risque.

Dans le cas traditionnel, où l'effet de rattrapage de la consommation sur le niveau de vie moyen n'est pas intégré ( $\gamma = 0$ ), on retrouve, en économie fermée et en négligeant les dépenses gouvernementales, la spécification habituelle de la courbe IS intertemporelle que Kerr & King (1996) et McCallum & Nelson (1997) ont popularisée, soit :

$$\hat{c}_t = E_t \hat{c}_{t+1} - \sigma \left( i_t - E_t \pi_{t+1}^c - \bar{r} - \varepsilon_{\varphi t} \right)$$

La présence du terme avancé  $E_t \hat{c}_{t+1}$  dans la courbe IS traduit la prise en compte d'un comportement de lissage de la consommation par les agents. Lorsque les agents prévoient d'augmenter leur consommation future, à la suite par exemple d'une annonce de revenus futurs en hausse, ils accroissent également leur consommation présente afin de préserver leur taux marginal de substitution intertemporel.

En supposant que l'effet de rattrapage est positif, on fournit une justification simple de l'hypothèse de Svensson (1998) qui suppose que la consommation est une moyenne pondérée du terme de droite de l'équation précédente et de la consommation passée en invoquant la présence de "coûts d'ajustement, de (phénomènes de) formation d'habitudes ou autres mécanismes". L'équation (39) peut, en effet, se réécrire sous la forme suivante :

$$\hat{c}_t = d_c \left[ E_t \hat{c}_{t+1} - \sigma \left( i_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}^c - \varepsilon_{\varphi t} \right) \right] + (1 - d_c) \hat{c}_{t-1} \quad (40)$$

avec  $d_c = [1 + \gamma(1 - \sigma)]^{-1}$  et où  $i_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}^c = i_t - E_t \pi_{t+1}^c - \bar{r}$  représente le taux d'intérêt réel *ex ante* en écart à sa valeur de long terme.

Dans l'annexe 2, on montre que la demande agrégée (22) peut s'écrire sous la forme linéarisée suivante :

$$\hat{y}_t = \kappa \hat{c}_t + \theta \mu \hat{x}_t + (1 - \kappa) \hat{c}_t^* + \hat{g}_t \quad (41)$$

où  $\kappa$  représente la part de la demande privée locale dans la demande privée de biens domestiques à l'état stationnaire, soit :  $\kappa = \frac{C_\infty^d}{Y_\infty - G_\infty^d}$  et  $\hat{g}_t$  représente (en écart par rapport à sa valeur stationnaire) le ratio des dépenses publiques sur les dépenses privées :  $\hat{g}_t = \frac{G_t^d}{Y_t - G_t^d} - \frac{G_\infty^d}{Y_\infty - G_\infty^d}$ .

En utilisant (40) et (36), la demande de biens domestiques peut enfin se réécrire :

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= d_c E_t \hat{y}_{t+1} + (1 - d_c) \hat{y}_{t-1} - \kappa \sigma d_c (i_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}^c) \\ &\quad + (1 - d_c) \theta \mu \Delta \hat{x}_t - d_c (\theta - \kappa \sigma) \mu E_t \Delta \hat{x}_{t+1} + \varepsilon_{yt} \end{aligned} \quad (42)$$

où  $\varepsilon_{yt} = (1 - \kappa) \left[ (1 - d_c) \Delta \hat{c}_t^* - d_c E_t \Delta \hat{c}_{t+1}^* \right] + ((1 - d_c) \Delta \hat{g}_t - d_c E_t \Delta \hat{g}_{t+1})$  est un choc composite.

### 3.3 La courbe de Phillips NK

En linéarisant autour de l'état stationnaire la condition d'optimalité du premier ordre de la firme (31), on obtient :

$$E_{t-1} \sum_{\tau=0}^{+\infty} (\phi\beta)^\tau \{p_{t,t} + \tau\pi - p_{t+\tau}^c - \widehat{cm}_{t+\tau}\} = 0$$

En combinant cette équation avec (37) ainsi que (35) et en utilisant les opérateurs de décalage et le fait que  $\sum_{t=1}^{+\infty} ta^t = a(1-a)^{-2}$ , on trouve après quelques manipulations :

$$\hat{\pi}_t = \beta E_{t-1} \hat{\pi}_{t+1} + (1 - \phi\beta) \left( \frac{1 - \phi}{\phi} \right) E_{t-1} [\widehat{cm}_t + \mu\hat{x}_t] \quad (43)$$

Cette équation est la version keynésienne<sup>19</sup> de la courbe de Phillips augmentée des nouveaux classiques. L'inflation future apparaît à cause de la présence de rigidités nominales. Lorsque les entrepreneurs anticipent une hausse du niveau général des prix, c'est-à-dire une hausse des prix de leurs concurrents, pour la période  $t + 1$ , ils prennent en compte la possibilité de ne pas être en mesure de pouvoir réviser leur prix dans le futur et les augmentent aujourd'hui<sup>20</sup>. Le terme suivant de cette équation représente la force de rappel de l'inflation. Il est essentiellement constitué du coût marginal. Lorsque ce dernier s'écarte de sa valeur de long terme, l'augmentation de prix des entreprises devient supérieure à l'inflation stationnaire ( $\pi$ ). Le poids de cette force de rappel est inversement relié au degré de rigidité nominale  $\phi$ .

La présence du terme  $\mu\hat{x}_t$  dans l'équation (43) se comprend aisément. Le taux d'inflation  $\hat{\pi}_t$  est celui des prix à la production alors que le coût (réel) marginal  $\widehat{cm}_t$  est exprimé en termes de biens de consommation. Si ce dernier reste constant mais que le taux de change réel augmente, à la suite d'une hausse des prix étrangers ou du taux de change nominal, alors la valeur du coût marginal en termes de biens de production sera plus élevé. Il s'agit d'un mécanisme traditionnel d'inflation importée<sup>21</sup>. On peut considérer, alternativement, que  $\widehat{cm}_t + \mu\hat{x}_t$  représente le coût marginal en termes de biens de production.

La formulation précédente est assez traditionnelle. En revanche, l'hypothèse de délais d'ajustement modifie considérablement la forme du coût marginal. L'expression de  $E_{t-1}\widehat{cm}_t$  s'obtient en linéarisant (32) et en utilisant (19)<sup>22</sup> :

$$E_{t-1}\widehat{cm}_t = \hat{\omega}_{t-1} + (\hat{i}_{t-1} - E_{t-1}\hat{\pi}_t^c) - \hat{a}_{t-1} \quad (44)$$

En utilisant (36) dans (44) que l'on injecte à son tour dans (43), on obtient :

$$\hat{\pi}_t = \beta_\pi E_{t-1} \hat{\pi}_{t+1} + \beta_{mc} [\hat{\omega}_{t-1} + \hat{i}_{t-1} + \mu\hat{x}_{t-1} - \hat{a}_{t-1}] \quad (45)$$

<sup>19</sup>Roberts (1995) nomme cette équation "*the New Keynesian Phillips Curve*". La traduction du qualificatif "*New Keynesian*" n'étant pas aisée, nous nous contentons de la seconde partie du terme.

<sup>20</sup>En  $t - 1$  sous nos hypothèses.

<sup>21</sup>C'est le cas, par exemple, lorsque, à la suite d'une hausse des prix étrangers et donc des prix à la consommation, les salariés obtiennent une augmentation de salaire équivalente. Le salaire exprimé en terme de biens de consommation est constant alors que le coût réel du travail - en termes de prix à la production - augmente.

<sup>22</sup>Où l'on a négligé le terme variable de la prime de risque.

avec :

$$\beta_\pi = \frac{\beta}{1 + \psi}, \quad \beta_{mc} = \frac{\psi}{1 + \psi}, \quad \psi = (1 - \phi\beta) \left( \frac{1 - \phi}{\phi} \right)$$

Outre la présence d'un retard, l'introduction de délais d'ajustement permet d'expliquer la présence du taux d'intérêt réel dans la courbe de Phillips. Ce terme traduit simplement le coût supplémentaire lié à l'avance des facteurs de production. En réexprimant l'inflation en fonction des autres variables, c'est le taux d'intérêt nominal qui apparaît dans la courbe de Phillips. Le facteur d'actualisation du terme avancé  $\beta$  doit alors être remplacé par un terme plus petit, noté  $\beta_\pi$ .

En substituant, dans l'équation (45),  $\hat{\omega}_{t-1}$  par son expression donnée dans (38) retardée et en utilisant (41), on obtient enfin :

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t = & \beta_\pi E_{t-1} \hat{\pi}_{t+1} + \beta_{mc} \frac{1 - \zeta}{\sigma \kappa} [\hat{y}_{t-1} - \gamma(1 - \sigma) \hat{y}_{t-2}] + \beta_{mc} \hat{i}_{t-1} \\ & + \beta_{mc} \left[ 1 - \frac{(1 - \zeta) \theta}{\sigma \kappa} \right] \mu \Delta \hat{x}_{t-1} + \beta_{mc} \left[ 1 - (1 + \gamma(1 - \sigma)) \frac{(1 - \zeta) \theta}{\sigma \kappa} \right] \mu \hat{x}_{t-2} + \varepsilon_{\pi t-1} \end{aligned} \quad (46)$$

où  $\varepsilon_{\pi t-1} = -\beta_{mc} \hat{a}_{t-1} - \beta_{mc} \frac{1 - \zeta}{\sigma \kappa} \left[ ((1 - \kappa) \hat{c}_{t-1}^* + g_{t-1}) - \gamma(1 - \sigma) ((1 - \kappa) \hat{c}_{t-2}^* + g_{t-2}) \right]$  est un choc composite.

### 3.4 La parité des taux d'intérêt

En linéarisant (20) on obtient la version traditionnelle de la condition de parité des taux d'intérêt non couverte :

$$i_t = i_t^* + \bar{\rho} + E_t \Delta e_{t+1} + \varepsilon_{\rho t} \quad (47)$$

où  $\bar{\rho}$  est la prime de risque de long terme et  $\varepsilon_{\rho t} = \rho_t - \bar{\rho}$ , l'écart à cette valeur de long terme.

Le prix des biens étrangers en monnaie nationale,  $p_t^f$ , peut s'écrire en fonction de leur valeur en monnaie étrangère,  $p_t^*$ , soit :  $p_t^f = p_t^* + e_t$ , ce qui permet d'obtenir le taux de change nominal en fonction du taux de change réel :  $e_t = x_t + p_t - p_t^*$ . En intégrant ce résultat dans (47), on obtient une version réelle de la parité des taux d'intérêt (que l'on écrit en écart aux valeurs de long terme) :

$$\hat{i}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1} = \hat{i}_t^* - E_t \hat{\pi}_{t+1}^* + E_t \Delta \hat{x}_{t+1} + \varepsilon_{\rho t} \quad (48)$$

### 3.5 Politique monétaire et forme réduite du modèle

Le modèle théorique linéarisé (MTL) est constitué de l'équation IS, de la courbe de Phillips et de l'équation de parité non couverte des taux d'intérêt en termes réels ainsi que d'une

règle de politique monétaire :

$$\left\{ \begin{array}{l} \hat{y}_t = d_c E_t \hat{y}_{t+1} + (1 - d_c) \hat{y}_{t-1} - d_r (\hat{i}_t - \hat{\pi}_{t+1}) - d_x E_t \Delta \hat{x}_{t+1} + d_X \Delta \hat{x}_t + \varepsilon_{yt} \\ \hat{\pi}_t = \beta_\pi E_{t-1} \hat{\pi}_{t+1} + \beta_y \hat{y}_{t-1} - \beta_Y \hat{y}_{t-2} + \beta_{mc} \hat{i}_{t-1} + \beta_x \Delta \hat{x}_{t-1} + \beta_X \hat{x}_{t-2} + \varepsilon_{\pi t-1} \\ E_t \Delta \hat{x}_{t+1} = (\hat{i}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) - (\hat{i}_t^* - E_t \hat{\pi}_{t+1}^*) - \varepsilon_{\rho t} \\ i_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_{it} \end{array} \right. \quad (\text{MTL})$$

où l'on a utilisé le fait que  $E_t \hat{\pi}_{t+1} = \hat{\pi}_{t+1}$  et où :

$$\begin{array}{lll} d_c = [1 + \gamma(1 - \sigma)]^{-1}, & d_r = \kappa \sigma d_c, & d_x = (\theta - \kappa \sigma) \mu d_c, \\ d_X = (1 - d_c) \mu \theta, & \psi = (1 - \phi \beta) \left( \frac{1 - \phi}{\phi} \right), & \beta_\pi = \frac{\beta}{1 + \psi}, \\ \beta_{mc} = \frac{\psi}{1 + \psi}, & \beta_y = \frac{1 - \zeta}{\sigma \kappa} \beta_{mc}, & \beta_Y = \gamma (1 - \sigma) \frac{1 - \zeta}{\sigma \kappa} \beta_{mc}, \\ \beta_x = \left[ 1 - \frac{(1 - \zeta) \theta}{\sigma \kappa} \right] \mu \beta_{mc}, & \beta_X = \left[ 1 - \frac{(1 - \zeta) \theta}{\sigma \kappa} d_c^{-1} \right] \mu \beta_{mc}. \end{array}$$

En postulant une règle monétaire de type :  $i_t = f(\Omega_t) + \varepsilon_{it}$ , on suppose implicitement que le taux d'intérêt de court terme est l'instrument privilégié dont disposent les autorités monétaires. La présence d'un terme d'erreur,  $\varepsilon_{it}$ , traduit l'imparfaite contrôlabilité de cet outil. Une telle règle peut être déduite du programme d'optimisation de la Banque Centrale en lui attribuant une fonction objectif adéquate.

Svensson examine cette question<sup>23</sup> dans plusieurs contributions et notamment dans un article récent (Svensson [1998]) abordant le problème dans le cadre d'une économie ouverte<sup>24</sup>. Même en se restreignant aux seules politiques discrétionnaires, ses conclusions sont très sensibles à la forme retenue pour la fonction objectif. En remplaçant, par exemple, le taux d'inflation domestique par celui sur les prix à la consommation dans la fonction de perte des autorités monétaires, il obtient, par simulation, une fonction de réaction, de type  $i_t = f(\Omega_t)$ , dépendant négativement du revenu et de l'inflation domestique anticipée<sup>25</sup>, alors que sa formulation initiale conduit à une règle d'intervention beaucoup plus proche d'une règle de Taylor augmentée, croissante en ces deux arguments.

Sur un autre plan, la démarche de Svensson n'est pas tout à fait satisfaisante. Bien que l'auteur étudie plusieurs hypothèses de fonctions de perte, aucune n'est réellement fondée en termes de bien-être. Une telle approche, notamment suivie par Rotemberg & Woodford (1997, 1998) et Woodford (1999), ne peut reposer que sur un modèle parfaitement fondé sur le plan microéconomique. Ce n'est pas le cas du modèle de Svensson, ce dernier introduisant d'importantes hypothèses *ad hoc* afin d'enrichir la dynamique de sa forme réduite.

Notre modèle ne souffre pas (encore) d'un tel défaut mais sa complexité se prête difficilement à une telle analyse en raison, notamment, de la présence d'externalités dans la fonction d'utilité des ménages. Pour cette raison, nous adopterons une démarche plus

<sup>23</sup> Voir également Söderlind (1998) pour un traitement technique de la politique monétaire optimale avec ou sans engagement.

<sup>24</sup> Ball (1998) aborde également la question dans un cadre plus simple (sans fondements microéconomiques).

<sup>25</sup> Variable prédéterminée dans le modèle de Svensson, comme dans le nôtre.



pragmatique en imposant une fonction de réaction *ad hoc*, dans l'esprit des fonctions estimées sur de nombreux pays par Clarida, Gertler & Gali (1998)<sup>26</sup>.

De manière plus fondamentale encore, le choix d'une approche pragmatique s'impose dès lors que l'on souhaite estimer le modèle sur les données récentes des économies française et allemande. Une même fonction de réaction doit pouvoir rendre compte des positions sans doute très différentes adoptées par les autorités monétaires de ces deux pays sur la période qui a retenu notre attention (1985-1998). Construire une fonction de réaction optimale commune aux deux pays ne permettrait probablement pas de rendre compte des données observées.

En nous inspirant de Clarida, Gertler et Gali (1998), nous retenons la règle suivante :

$$i_t = \delta i_{t-1} + (1 - \delta) [\tilde{\alpha}_\pi E_t (\overline{\pi_{t+4}} - \bar{\pi}) + \tilde{\alpha}_y \hat{y}_t + \tilde{\alpha}_i i_t^* + (1 - \tilde{\alpha}_i) \bar{i}] + \eta_t \quad (49)$$

où  $\bar{\pi}$  représente un objectif d'inflation de long terme,  $\bar{i}$ , le taux d'intérêt nominal de long terme qui lui est associé, et  $\overline{\pi_{t+4}}$  le taux d'inflation annuel à un horizon de 1 an, soit :  $\overline{\pi_{t+4}} = \frac{1}{4} \sum_{j=1}^4 \pi_{t+j}$  si les taux d'inflation trimestriels  $\pi_{t+j}$  sont annualisés. Le choix d'un taux d'inflation sur l'indice des prix à la production plutôt qu'à la consommation sera justifié plus loin. L'horizon retenu pour la prévision d'inflation est de un an mais l'indice retenu cumule l'inflation des trimestres précédents. Dans la terminologie de Rudebusch et Svensson (1998), il s'agit d'une "règle d'instrument implicite", une règle n'étant "explicite" que lorsque les arguments qui la composent sont tous observables. L'inclusion d'une prévision d'inflation dans la règle utilisée par les autorités monétaires est (peut-être incomplètement) justifiée par l'existence de délais de transmission de la politique monétaire à l'économie. Notre modèle justifierait parfaitement le choix de la prévision d'inflation du trimestre suivant mais les estimations sont de bien meilleure qualité avec l'inflation annuelle.

Le paramètre  $\delta$  est un indicateur de l'inertie de la règle monétaire. Celle-ci peut s'expliquer de plusieurs manières<sup>27</sup>. En premier lieu, les autorités peuvent souhaiter ne pas déstabiliser les marchés financiers en opérant de trop brusques changements du taux d'intérêt à court terme. Un autre argument souvent avancé est lié à l'hypothèse de connaissance imparfaite des paramètres du modèle par les autorités monétaires. Dans un tel cas, la politique monétaire optimale est (presque) toujours plus prudente que dans le cas d'une connaissance parfaite du modèle de l'économie. La traduction de cette prudence par une inertie du taux d'intérêt est alors une approximation, sans doute contestable sur le plan théorique, mais pratique à des fins d'estimations. Le dernier argument, enfin, est sans doute le plus convaincant : Woodford et Rotemberg (1997) et Woodford (1999) ont montré qu'un certain degré d'inertie de la politique monétaire permettait d'en renforcer la crédibilité. En respectant une fonction de réaction de type (49), la Banque Centrale modifie durablement les taux d'intérêt à la suite d'un choc réclamant un changement durable de la politique monétaire. Dans le cas d'un choc inflationniste, par exemple, la politique optimale consisterait à répartir une partie de ce choc sur l'output (qui diminuerait) en

<sup>26</sup>Haldane & Batini (1998) adoptent la même stratégie dans le cadre d'un modèle d'économie ouverte, basé sur le modèle de Fuhrer & Moore (1995) et calibré sur données britanniques.

<sup>27</sup>Voir, à ce sujet, la revue de la littérature de Clarida, Gertler & Gali (1999).

augmentant les taux d'intérêt, mais de manière graduelle. Il s'agit d'un comportement traditionnel de "lissage intertemporel". Un certain degré d'inertie dans la politique de taux permet de se rapprocher de cet objectif. La crédibilité de la politique mise en place pourra alors s'évaluer au regard de la variation des taux d'intérêt à long terme.

Le paramètre  $\tilde{\alpha}_i$  représente le poids attribué au taux d'intérêt étranger dans la politique monétaire nationale par rapport à l'objectif de long terme  $\bar{i}$ . Ce terme traduit la recherche éventuelle d'un ancrage du taux de change nominal ou, du moins, d'une faible variation de celui-ci. Il est en effet facile de réécrire (49) pour faire apparaître, à droite du signe égal un terme d'écart en  $(i_t^* - i_t)$  qui, d'après (47), est directement relié à la variation anticipée du taux de change nominal. La présence de ce terme permet également de compenser une partie de l'information, sans doute utile pour les autorités monétaires, qui serait contenue dans le taux de croissance des prix à la consommation que nous avons choisi de ne pas inclure dans la règle (49), par souci de cohérence avec les autres équations du modèle.

Une alternative à la formulation précédente consisterait à inclure directement une cible de taux de change dans la règle monétaire. Cette cible pourrait être nominale, pour rendre compte de l'effort de convergence vers la monnaie unique (surtout dans le cas de la France), ou réelle si un objectif de parité des pouvoirs d'achat est recherché à long terme. Dans les deux cas, se poserait le problème de la définition du taux de change à utiliser : il peut s'agir du taux de change du principal partenaire commercial (dans le second cas) mais également d'un taux moyen calculé sur la base d'un panier de monnaies étrangères.

Ce problème ne concerne pas seulement la définition de la règle monétaire. Le taux de change (réel) entre également dans l'expression de la courbe IS et dans celle de la courbe de Phillips. Le modèle théorique linéarisé (MTL) a peu de chances d'être convenablement estimé sans avoir la "vraie" valeur du taux de change  $x_t$ , celle qui rend parfaitement compte de la structure des échanges extérieurs. Or, cette exigence dépasse l'ambition d'un petit modèle macroéconométrique.

Afin de contourner cet écueil, on procède à une simplification du modèle précédent qui revient à restreindre l'ensemble des variables observables. On note dans un premier temps que, lorsque le paramètre  $\beta_X$  vérifie  $\beta_X \simeq 0$ , le taux de change réel  $x_t$  n'apparaît qu'en différence dans le système d'équations (MTL). Il est alors possible de réécrire ce système sous la forme suivante :

$$\begin{aligned} \hat{y}_t &= d_c E_t \hat{y}_{t+1} + (1 - d_c) \hat{y}_{t-1} - d_r (i_t - \pi_{t+1}) - d_x (i_t - \pi_{t+1} - i_t^*) \\ &\quad + d_X (i_{t-1} - \pi_t - i_{t-1}^*) + d_0 + \varepsilon'_{yt} \end{aligned} \quad (50)$$

$$\begin{aligned} \pi_{t+1} &= \beta_\pi E_t \pi_{t+2} + \beta_y \hat{y}_t - \beta_Y \hat{y}_{t-1} + \beta_{mc} i_t \\ &\quad + \beta_x (i_{t-1} - \pi_t - i_{t-1}^*) + \beta_0 + \varepsilon'_{\pi t} \end{aligned} \quad (51)$$

$$i_t = \delta i_{t-1} + \alpha_0 + \alpha_\pi E_t \overline{\pi_{t+4}} + \alpha_y \hat{y}_t + \alpha_i i_t^* + \varepsilon_{it} \quad (52)$$

avec :

$$\varepsilon'_{yt} = \varepsilon_{yt} - d_x E_t \hat{\pi}_{t+1}^* + d_X E_{t-1} \hat{\pi}_t^* + d_X (\hat{x}_t - E_{t-1} \hat{x}_t) + d_x \varepsilon_{\rho t} - d_X \varepsilon_{\rho t-1}$$

$$\varepsilon'_{\pi t} = \varepsilon_{\pi t} + \beta_x E_{t-1} \hat{\pi}_t^* + \beta_x (\hat{x}_t - E_{t-1} \hat{x}_t) + \beta_x \varepsilon_{\rho t-1}$$

Dans ce modèle simplifié, seul le taux d'intérêt étranger apparaît comme variable exogène et le nombre de variables endogènes (et d'équations) se réduit à trois : le PIB,

toujours écrit en écart à une tendance déterministe, le taux d'inflation domestique et le taux d'intérêt à court terme, tous deux désormais écrits en niveaux. Les constantes  $d_0$  et  $\beta_0$  intègrent alors les termes stationnaires de ces deux variables. Notons que cette simplification n'est acceptable que si le paramètre  $\beta_X$  est effectivement négligeable et si les résidus (théoriques)  $\varepsilon'_{yt}$  et  $\varepsilon'_{\pi t}$  suivent, chacun, un processus compatible avec les hypothèses effectuées lors des estimations économétriques. Nous verrons également que ce choix ne résout pas tous les problèmes liés à l'absence d'information sur la structure réelle des échanges extérieurs des pays considérés.

## 4 Estimations et étalonnage du modèle

Nous avons estimé le modèle constitué des équations (50) à (52) pour les deux pays les plus importants de la zone Euro, l'Allemagne et la France. Nos estimations concernent la période qui a suivi l'adoption d'une politique de rigueur en France et le choix irréversible de l'appartenance au SME qui a précédé l'entrée en vigueur de l'Euro. Elles concernent donc, pour les deux pays considérés, un régime de taux de change presque fixes, le SME ayant joui d'une crédibilité certaine en dehors des épisodes de 1992 et 1993. Notre échantillon couvre la période 1985-1998 en données trimestrielles. Le choix de la date du début de notre échantillon se justifie aussi par le fait que pour la France, le milieu des années quatre-vingt a coïncidé avec d'importantes innovations financières que l'on a observées sur le marché financier français. Nous avons conservé la même date du début d'échantillon pour l'Allemagne à des fins évidentes de comparaison.

Toutes nos données sont issues de la base de données Datastream à l'exception de la série des prix à la production pour la France, directement issue de l'INSEE. Les taux d'inflation sont calculés par différence logarithmique d'indices de prix et sont annualisés. Les taux d'intérêt à court terme ont été approximés par la moyenne trimestrielle des taux au jour au jour. Le taux étranger est, dans le cas de l'Allemagne, le taux américain et, dans le cas de la France, le taux allemand. Ces hypothèses traduisent la position dominante du dollar dans le système monétaire international et la prééminence du mark au sein du SME (la fameuse "*german dominance*"). Les séries des PIB détrendés sont obtenues comme les résidus de la régression du PIB sur un trend linéaire pour la France et sur un trend quadratique pour l'Allemagne. Les autres variables qui apparaissent en écart à une tendance (notamment dans la liste des instruments) ont été obtenues de la même manière.

Pour estimer un tel modèle, plusieurs techniques sont possibles dont la méthode des moments généralisés et la méthode du maximum de vraisemblance à information complète. L'estimation par le maximum de vraisemblance est une technique couramment utilisée lorsque l'on estime les modèles à anticipations rationnelles. Cependant, cette méthode nécessite que l'on spécifie la loi (considérée en général comme normale) suivie par le vecteur des erreurs (Davidson et Mackinnon [1993]). Une alternative à l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance est de recourir à la méthode des moments généralisés développée par Hansen (1982). Cette méthode à information limitée (par opposition à la méthode d'estimation par le maximum de vraisemblance à information complète) ne

nécessite pas que l'on spécifie la loi suivie par les erreurs. En outre, elle est moins lourde à mettre en oeuvre<sup>28</sup>, aussi commençons-nous par exposer les résultats obtenus avec elle.

## 4.1 Résultats de l'estimation du modèle par la méthode des moments généralisés

Pour estimer le modèle par la méthode des moments généralisés, il faut réécrire le modèle de manière à faire disparaître les termes en espérance (Taylor, 1986, p. 2044). Prenons l'équation de demande et posons  $\varsigma_{t+1} = E_t(\hat{y}_{t+1}) - \hat{y}_{t+1}$ . L'équation (50) s'écrit dorénavant :

$$\begin{aligned}\hat{y}_t &= d_0 + d_c \hat{y}_{t+1} + (1 - d_c) \hat{y}_{t-1} - d_r (i_t - \pi_{t+1}) - d_x (i_t - \pi_{t+1} - i_t^*) \\ &\quad + d_X (i_{t-1} - \pi_t - i_{t-1}^*) + \xi_t\end{aligned}$$

avec  $\xi_t = \varepsilon'_{yt} + d_c \varsigma_{t+1}$ .

En notant  $v_{t+2} = E_t(\pi_{t+2}) - \pi_{t+2}$ , l'application de la même démarche à la courbe de Phillips augmentée permet d'écrire :

$$\pi_{t+1} = \beta_0 + \beta_\pi \pi_{t+2} + \beta_y \hat{y}_t - \beta_Y \hat{y}_{t-1} + \beta_{mc} i_t + \beta_x (i_{t-1} - \pi_t - i_{t-1}^*) + \vartheta_t$$

où  $\vartheta_t = \varepsilon'_{\pi t} + \beta_\pi v_{t+2}$ .

Quant à la fonction de réaction de la banque centrale, en notant  $\overline{v_{t+4}} = E_t(\overline{\pi_{t+4}}) - \overline{\pi_{t+4}}$ , elle devient :

$$i_t = \alpha_0 + \delta i_{t-1} + \alpha_\pi \overline{\pi_{t+4}} + \alpha_y \hat{y}_t + \alpha_i i_t^* + \eta_t$$

avec  $\eta_t = \varepsilon_{it} + \alpha_\pi \overline{v_{t+4}}$ .

Deux stratégies d'estimations se révèlent possibles. La première consiste à estimer le système équation par équation. La seconde privilégie une estimation simultanée du système ou, plus précisément, d'une partie du système composée des équations traduisant le comportement du secteur privé. Dans tous les cas, nos estimations intègrent une correction de l'autocorrélation et de l'hétéroscédasticité des résidus.

### 4.1.1 Résultats de l'estimation équation par équation

Le tableau 1 donne le résultat des estimations pour l'Allemagne et le tableau 2, pour la France.

Les estimations par la méthode des moments généralisés sont satisfaisantes, notamment si l'on tient compte de la quantité d'instruments à notre disposition comparée au nombre de paramètres à estimer.

Intéressons-nous d'abord à l'Allemagne. L'estimation de la courbe de Phillips n'a pu donner aucun résultat pertinent sous sa forme initiale. Après de nombreuses tentatives,

<sup>28</sup>En utilisant les procédures internes de logiciels tels que Eviews.

nous avons observé que les problèmes rencontrés<sup>29</sup> étaient liés à la prise en compte de l'extérieur, à travers un coefficient  $\beta_x$  différent de zéro. Comme nous l'avons déjà noté, le problème est sans doute attribuable à l'utilisation d'une mauvaise *proxy* pour caractériser la structure des échanges externes de l'Allemagne. Nous avons donc choisi, dans un premier temps, de négliger cet aspect en imposant un coefficient  $\beta_x$  égal à zéro. L'équation retenue pour la courbe de Phillips dans le cas allemand est donc :

$$\pi_{t+1} = \beta_0 + \beta_\pi \pi_{t+2} + \beta_y \hat{y}_t - \beta_Y \hat{y}_{t-1} + \beta_{mc} i_t + \varepsilon'_{\pi t} \quad (53)$$

Avec cette restriction, les résultats de l'estimation sont tout à fait satisfaisants. En effet, quelle que soit l'équation, les paramètres estimés ont les signes attendus et sont statistiquement différents de zéro. Sachant que ce n'est pas le cas lorsqu'on procède à une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires, on mesure mieux l'apport de la méthode des moments généralisés et de la prise en compte des anticipations rationnelles qu'elle permet.

Pour la France, les résultats sont plus favorables pour la courbe de Phillips initiale mais plus décevants pour la courbe IS. En effet, dans la fonction de demande, le coefficient affecté à la variable qui traduit l'influence du taux de change (l'écart entre le taux réel français et le taux allemand) n'a pas le signe escompté. En outre, dans la courbe de Phillips, certains coefficients, comme celui de l'inflation anticipée, sont d'une taille plus modeste que dans le cas de l'Allemagne.

#### 4.1.2 Résultats de l'estimation simultanée des équations du secteur privé

L'estimation simultanée des équations du modèle a un avantage sur l'estimation équation par équation. Cet avantage provient du fait qu'elle est plus riche car elle prend en compte les interactions entre les relations structurelles. Cependant, cet avantage s'accompagne d'un inconvénient. En cas de mauvaise spécification d'une équation du modèle par exemple, celle-ci n'a de conséquence que sur la relation concernée lors de l'estimation équation par équation. Lors de l'estimation simultanée, un tel problème a des conséquences sur l'équation concernée, mais aussi sur les autres équations du modèle. Il est donc nécessaire de conserver à l'esprit ce fait lorsque l'on compare les résultats des estimations équation par équation à ceux de l'estimation simultanée.

Nous n'avons estimé de façon simultanée que les équations correspondant aux équations d'offre (courbe de Phillips) et de demande (courbe IS) de notre modèle car l'estimation simultanée de toutes les équations conduit à des problèmes numériques. Nous qualifions le modèle ainsi simplifié de bloc "secteur privé".

Le tableau 3 présente le résultat de l'estimation simultanée de ce bloc pour l'Allemagne. Une comparaison des résultats de l'estimation équation par équation à ceux de l'estimation simultanée fait apparaître quelques différences notables. En premier lieu, deux coefficients ( $d_x$  et  $d_X$ ) de la courbe de demande apparaissent avec un mauvais signe. En second lieu, la valeur de certains coefficients a augmenté alors que celle de certains autres a diminué.

<sup>29</sup>Notamment des problèmes de convergence.

Par exemple, pour la courbe de demande,  $d_c$  atteint 0,41 lors de l'estimation équation par équation, il atteint 0,69 lors de l'estimation simultanée. De façon analogue, le coefficient  $\beta_y$  passe de 0,83 lors de l'estimation équation par équation à 0,48 lors de l'estimation simultanée.

Le tableau 4 donne le résultat de l'estimation simultanée du bloc "secteur privé" pour la France. Alors qu'un seul coefficient avait un mauvais signe lors de l'estimation équation par équation, deux coefficients ont maintenant le mauvais signe ( $d_x$  et  $d_X$ ). En outre, la valeur de certains coefficients a beaucoup varié.

Au total, la méthode des moments généralisés présente donc un bilan mitigé. Bien que sa simplicité et sa facilité de mise en oeuvre avec les logiciels économétriques disponibles sur le marché plaident en sa faveur, ses résultats s'avèrent sensibles aux instruments retenus comme aux interactions modélisées. Enfin, elle n'est pas exempte de difficultés numériques.

## 4.2 Résultats de l'estimation par le maximum de vraisemblance.

Le programme que nous avons utilisé<sup>30</sup> réalise l'estimation des paramètres du modèle de la manière suivante. Dans un premier temps, il réécrit le modèle sous une forme espace-état. Ensuite, le programme résout le modèle à anticipations rationnelles, pour des valeurs d'initialisation des paramètres du système (50) à (52), afin d'exprimer les variables qui ont des composantes "*forward looking*" en fonction des valeurs prédéterminées (Anderson et Moore [1985]), ce qui permet d'obtenir une forme VAR du modèle. Enfin, il calcule la vraisemblance de cette forme VAR et révisé les valeurs de départ du modèle initial. Ce processus continue tant que la valeur de la vraisemblance n'a pas convergé (méthode du maximum de vraisemblance à information complète).

L'estimation simultanée des trois équations formant notre modèle s'est heurté à un certain nombre de problèmes (non convergence après un nombre très élevé d'itérations, singularité de la matrice hessienne, ...). Nous avons donc recherché des formes "allégées" du modèle qui franchissent les obstacles auxquels nous étions confrontés. La principale modification concerne l'équation de la courbe de Phillips augmentée. L'équation retenue pour cette relation est l'équation (53).

Les valeurs initiales des paramètres sont obtenues à partir d'estimations (non cohérentes) des paramètres du modèle par la méthode des moindres carrés ordinaires. Ces estimations initiales nous permettent également d'étudier la structure des résidus. Elles nous autorisent à spécifier la structure des résidus de la courbe IS comme un AR(1) pour l'Allemagne et un AR(2) pour la France. Les résidus de la courbe de Phillips sont des bruits blancs, que ce soit pour l'Allemagne comme pour la France. Les taux d'intérêt étrangers, enfin, sont apparus, dans le cas français comme dans le cas allemand, comme des processus intégrés d'ordre 1. Nous n'avons pas tenu compte de la structure des résidus pour la fonction de réaction des deux pays<sup>31</sup>.

<sup>30</sup>Nous remercions Jeff Fuhrer et Ann Ferris de la FED de Boston pour avoir mis à notre disposition ce programme et pour avoir répondu positivement et rapidement à nos multiples questions.

<sup>31</sup>Son estimation par les moindres carrés ordinaires fait apparaître un AR(1) pour l'Allemagne alors que

Le tableau 5 présente les estimations pour l’Allemagne et le tableau 6 les estimations obtenues dans le cas de la France. Ces résultats sont remarquables puisque tous les coefficients (en dehors des constantes) sont de signe attendu et statistiquement significatifs. Les conditions de Blanchard et Kahn (1980) sur l’unicité de l’équilibre à anticipations rationnelles sont vérifiées pour les deux pays considérés. Les craintes de Bernanke & Woodford (1997) concernant le risque important d’indétermination, lorsque les autorités monétaires utilisent les mêmes anticipations que le marché (*i.e.* le secteur privé), ne sont donc pas justifiées dans notre cas.

Si certains coefficients ont des valeurs plus faibles que celles qui étaient attendues ( $d_c$  notamment), pour d’autres en revanche, on retrouve les niveaux communément admis dans la littérature (par exemple pour les fonctions de réaction, cf. Clarida, Gali et Gertler, 1998). La modestie du coefficient  $d_c$  pour les deux pays suggère le peu d’influence des anticipations dans la détermination de la demande tandis que la taille plus grande du coefficient  $\beta_\pi$  autorise à penser que les anticipations jouent un rôle plus important, et comparable dans les deux pays, dans la formation des prix. En ce qui concerne la fonction de réaction, la dynamique est d’abord très différente selon les pays puisque le coefficient  $\delta$  est beaucoup plus grand en Allemagne et la politique monétaire y semble relativement inerte. Toutefois, dans ce pays, comme on pouvait s’y attendre, les facteurs internes, en premier lieu l’inflation (à travers  $\tilde{\alpha}_\pi = \alpha_\pi/(1 - \delta)$ ), mais aussi l’activité (à travers  $\tilde{\alpha}_y = \alpha_y/(1 - \delta)$ ), ont une influence déterminante alors qu’en France, les facteurs externes sont relativement plus prédominants (à travers  $\tilde{\alpha}_i = \alpha_i/(1 - \delta)$ ).

Sur le cas particulier de la France, la faiblesse des écarts-types, notamment pour deux coefficients, conduit à des statistiques de Student très élevées. Un tel problème découle certainement de l’insuffisance ou de l’inadéquation de la correction de l’autocorrélation des résidus (Davidson et MacKinnon (1993), p. 340). Ceci souligne le caractère crucial pour nos résultats des hypothèses formulées plus haut sur les processus suivis par les résidus et les variables exogènes.

Enfin, pour les deux pays, il faut noter que l’estimation par la méthode du maximum de vraisemblance apporte un complément notable par rapport aux estimations usuelles. En particulier, comme on pouvait le pressentir avec la méthode des moments généralisés, la question très controversée de l’effet des taux d’intérêt sur l’activité trouve ici une réponse très claire: le coefficient  $d_r$  est significativement positif et l’effet d’une hausse du taux d’intérêt sur l’activité est incontestablement restrictif alors que l’estimation par les moindres carrés ordinaires sur les mêmes données conduit à un coefficient de signe opposé.

Deux points restent problématiques dans l’estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance<sup>32</sup>: d’une part la sous-estimation importante du coefficient  $d_c$  qui capture la dimension *forward* de la consommation et, d’autre part, l’incapacité de cette méthode à rendre compte de l’effet (direct) du taux de change sur la formation des

---

les résidus suivent un bruit blanc pour la France. Sur le plan théorique, la présence d’une autocorrélation des résidus est problématique et semble indiquer l’existence d’une variable omise dans la fonction de réaction des autorités monétaires. Dans un souci de parcimonie, nous avons préféré ne pas inclure de variables supplémentaires dans le modèle et avons choisi de négliger l’autocorrélation enregistrée dans le cas allemand.

<sup>32</sup>Cette remarque s’applique au traitement des données françaises comme des données allemandes.

prix domestiques<sup>33</sup>.

Sur le second point, nous avons déjà noté que ce résultat était sans doute attribuable à une mauvaise spécification des données concernant les échanges extérieurs. Mais cette explication n'est pas suffisante. Les problèmes que nous avons rencontrés sur ce plan ne sont pas liés à une mauvaise qualité des estimations mais à l'impossibilité d'obtenir un résultat en raison de problèmes numériques. Techniquement, le programme que nous avons utilisé ne peut pas résoudre un modèle à anticipations rationnelles lorsque la matrice Hessienne associée à la représentation espace-état est (presque) singulière. Une alternative possible consiste à utiliser un algorithme différent qui permettrait de gérer ce cas de figure. Klein (1999) propose notamment de recourir à une décomposition de Schur généralisée<sup>34</sup>. Un prolongement naturel de notre travail consisterait à estimer le modèle théorique avec cette technique alternative.

Le premier point est plus énigmatique mais, là encore, cette constatation ne doit pas nous conduire à rejeter le modèle théorique. Les résultats, beaucoup plus satisfaisants pour l'estimation du paramètre  $d_c$ , de la méthode des moments généralisés sont plus encourageants. Une solution possible pour résoudre ce problème consisterait à contraindre davantage l'estimation de manière à estimer directement les valeurs des paramètres structurels. L'estimation de ces paramètres par la méthode du maximum de vraisemblance servirait alors à étalonner le modèle théorique. Les complications liées à la gestion de contraintes supplémentaires ayant peu de chance de réduire le poids des problèmes numériques, la recherche d'un algorithme plus robuste semble également s'imposer dans ce cas.

### 4.3 Etalonnage du modèle

A défaut d'une estimation directe des paramètres fondamentaux du modèle, nous effectuons dans cette sous-section un exercice d'étalonnage plus artisanal pour le cas français. En choisissant des valeurs acceptables pour ces derniers et en calculant les paramètres correspondant du modèle linéaire, on obtient un point de comparaison avec les estimations.

Les valeurs retenues des paramètres fondamentaux sont notées dans le tableau suivant :

$\mu = 0.25$	$\kappa = 0.7$	$\beta = 0.99$	$\sigma = 0.7$
$\gamma = 1.5$	$\theta = 4$	$\phi = 0.2$	$\varsigma = 0.95$

Les valeurs des paramètres  $\mu$  et  $\kappa$  correspondent approximativement aux moyennes calculables sur la France et sur l'Allemagne pour la période considérée. La valeur du facteur d'actualisation  $\beta$  est traditionnelle dans les exercices d'étalonnage sur séries trimestrielles. Les valeurs de l'élasticité intertemporelle de substitution  $\sigma$  et du "coefficient

---

<sup>33</sup>Notons cependant que cette défaillance ne supprime pas l'effet, beaucoup plus important et plus rapide, du taux de change sur le taux de croissance des prix à la consommation. L'inflation importée est bien présente dans la version du modèle testée par la méthode du maximum de vraisemblance.

<sup>34</sup>Voir également Söderlind (1999) pour une application de cette méthode à l'estimation d'un petit modèle macroéconométrique.



de rattrapage”  $\gamma$  sont issues de l’étude d’Epaulard & Pommeret (1998) portant sur l’énigme de la prime de risque sur données françaises. La valeur retenue pour l’élasticité de substitution entre les biens,  $\theta$ , est cohérente avec un taux de marge d’état stationnaire de 33%. Les deux derniers paramètres, enfin, sont choisis de manière à rendre les premiers coefficients calculés pour la courbe de Phillips comparables aux estimations du tableau 6. Cela nous a conduit à retenir l’hypothèse d’une faible rigidité nominale<sup>35</sup> et d’une forte rigidité réelle d’ajustement<sup>36</sup>.

Le tableau 7 donne les résultats de l’étalonnage et rappelle les valeurs des coefficients estimés sur données françaises par les moments généralisés (équation par équation et le bloc d’équations simultanés) et par la méthode du maximum de vraisemblance, respectivement issues des tableaux 2, 4 et 6, afin de faciliter les comparaisons. Deux séries de paramètres sont alors obtenues en complétant les paramètres calculés avec les estimations des paramètres de la règle monétaire par les moments généralisés (Etalon 1) et par le maximum de vraisemblance (Etalon 2).

A l’exception des coefficients  $d_c$  et  $\beta_Y$ , l’étalonnage du modèle donne des résultats plus proches des valeurs estimées par le maximum de vraisemblance que des estimations obtenues par la méthode des moments généralisés. La valeur calculée pour le coefficient  $\beta_X$  est proche de zéro et justifie, pour les valeurs retenues des paramètres structurels, la simplification du modèle théorique linéarisé (MTL) que nous avons effectuée. Aucune des deux méthodes d’estimation ne permet de retrouver la valeur importante du coefficient calibré  $\beta_{mc}$ , ce qui suggère une surestimation de l’effet du taux d’intérêt nominal sur la formation des prix par le modèle théorique, cet effet étant, néanmoins, incontestablement présent dans les données.

## 5 Réponses aux chocs et discussion

L’étude des fonctions de réponse aux chocs permet de comparer les deux méthodes d’estimation que nous avons privilégiées, pays par pays, mais également de comparer la réactivité des deux économies considérées, selon la méthode d’estimation. Nous n’avons retenue de la méthode des moments généralisés que l’estimation équation par équation, dont les résultats sont plus encourageants. Les chocs envisagés sont supposés transitoires (et anticipés comme tels par les agents) afin d’observer les mécanismes de propagation propres aux économies considérées.

Le graphique 1 présente la réponse de l’output à un choc de demande (sur IS) de 1% pour les deux économies, sur la base des paramètres estimés *i*) par la méthode des moments généralisés (GMM), puis *ii*) par celle du maximum de vraisemblance (FIML). Dans les deux cas, l’économie allemande semble plus “réactive” que l’économie française : l’effet multiplicateur immédiat est plus important en Allemagne et l’effet du choc est plus persistant. La raison principale de cette différence tient sans doute à l’inertie de la politique monétaire, le paramètre  $\delta$  étant estimé plus important dans le cas allemand que

<sup>35</sup> $(1 - \phi)^{-1} = 1.25$  étant la durée moyenne pendant laquelle les prix ne sont pas révisés.

<sup>36</sup>Le coefficient  $\varsigma$  est proche de l’unité, cas d’une rigidité totale des salaires réels.

dans le cas français. Cette interprétation semble se confirmer après l'examen du graphique 2 qui présente l'effet du même choc sur les taux d'inflation. Bien que l'ampleur des effets soit beaucoup plus grande pour les paramètres estimés par la méthode des moments que ceux estimés par le maximum de vraisemblance, chacune des deux économies se comporte de manière similaire pour les deux vecteurs de paramètres.

Le graphique 3 présente l'effet d'une variation transitoire du taux d'intérêt étranger sur le revenu. Le modèle est beaucoup plus sensible à la méthode d'estimation que dans le cas précédent pour rendre compte de cet événement. Ainsi, l'effet immédiat de ce choc sur le revenu est négatif avec la méthode des moments généralisée et positif avec le maximum de vraisemblance. Dans ce dernier cas, la demande de bien est beaucoup plus sensible à la dévaluation de la monnaie nationale consécutive à l'augmentation du taux d'intérêt étranger (paramètre  $d_x$  dans les tableaux 1, 2, 5 et 6). L'estimation des paramètres du modèle par les moments généralisés donnent un résultat plus conforme à l'intuition : un choc sur le taux étranger est en partie reporté par les autorités monétaires sur le taux d'intérêt national, soit pour éviter l'effet de relance précédemment décrit, soit pour éviter un trop grand décrochage des taux de change. Comme Gertler, Gilchrist et Natalucci (2000) l'on décrit dans le cadre d'un modèle similaire (bien qu'intégrant un accélérateur financier<sup>37</sup>), l'effet négatif est d'autant plus important que l'économie est proche d'un régime de change fixe. La comparaison des paramètres  $\alpha_i$  dans les tableaux 1 et 2 permet de conclure à une plus grande indépendance de la politique monétaire allemande vis à vis du taux d'intérêt américain que dans le cas de la politique française vis à vis du taux allemand, ce que le graphique 3 permet de confirmer.

Sur le graphique 4 sont reportées les fonctions de réponse de l'inflation à ce même choc pour les deux jeux de paramètres estimés. La réponse positive qui apparaît avec l'estimation par le maximum de vraisemblance provient de la corrélation positive entre le produit en  $t$  et l'inflation en  $t + 1$  (équation (53)).

Les graphiques 5, 6, 7 et 8 permettent de comparer, dans le cas français, les deux versions du modèle étalonné avec les deux jeux d'estimations. L'observation des réponses aux chocs correspondant aux versions du modèle étalonné permettent de conclure à la grande sensibilité du modèle à la politique monétaire. L'inertie beaucoup plus faible qui ressort de l'estimation par le maximum de vraisemblance (Etalon 2) a pour effet d'accroître la variation du taux d'intérêt consécutive à un choc de demande. La conséquence la plus intéressante est la répercussion plus importante d'un tel choc sur l'inflation et ce, pour un profil d'évolution du revenu a peu près comparable (graphique 5). Cet effet peut provenir de la présence du taux d'intérêt dans la courbe de Phillips. En augmentant le taux d'intérêt, les autorités monétaires accroissent le coût marginal de production des firmes qui, à leur tour, répercutent cette augmentation sur les prix.

L'existence d'un tel effet, qui ouvre des perspectives intéressantes quant à la définition de la politique monétaire optimale, n'est pas invalidée par le graphique 7 qui retrace l'effet d'un choc monétaire sur les différentes variables. Le revenu diminue, comme on s'y attend, pour tous les jeux de paramètres, mais l'inflation augmente, également dans tous les cas de figure.

---

<sup>37</sup>Le modèle en question n'est pas estimé mais simplement "paramétrisé".

## 6 Conclusion

Malgré les difficultés rencontrées lors de la spécification des fondements micro-économiques pour obtenir un modèle structurel concis et lors des estimations pour obtenir des résultats satisfaisants, nous sommes parvenus à des résultats qui indiquent deux choses.

La première est la crédibilité d'une technique complémentaire de représentation de l'économie à côté des outils de modélisation traditionnelle ou encore de la modélisation VAR. Dans la palette d'outils nécessaire à une appréhension des mouvements macro-économiques, on dispose ainsi d'un outil dont les spécifications sont cohérentes avec des hypothèses micro-économiques explicites, la rationalité des anticipations et des données européennes.

La seconde est la possibilité d'extraction des anticipations inflationnistes, grâce aux simulations menées avec un tel modèle, possibilité qui s'ajoute elle aussi aux données d'enquête, aux indicateurs avancés, aux traitements des prix d'actifs financiers,...

La poursuite d'un tel travail apparaît donc possible et nécessaire. Il pourrait s'étendre à une prise en compte explicite de la structure par terme; il permettrait alors d'en tester le contenu en anticipations et d'utiliser celles-ci pour élaborer au jour le jour la politique monétaire.

## Annexe 1

En intégrant (6) dans (10) et en notant  $\lambda_t$  le multiplicateur actualisé associé à la contrainte budgétaire, les conditions d'optimalité du premier ordre liées à la maximisation de l'objectif (1)-(4) par rapport à  $C_t(z)$ ,  $M_t$ ,  $B_{t+1}$ ,  $B_{t+1}^*$ ,  $\eta_t(z)$  et  $N_t$  sont respectivement :

$$\begin{aligned}
 0 &= \left( \frac{C_t(z)}{C_t} \right)^{-\frac{1}{\theta}} u'(C_t) - \lambda_t P_t(z) \quad \forall z \\
 0 &= \frac{v'(M_t/P_t^c)}{P_t^c} - \lambda_t + E_t \beta \lambda_{t+1} \\
 0 &= -\lambda_t + E_t \beta \lambda_{t+1} (1 + i_t) \\
 0 &= -\lambda_t \mathcal{E}_t + E_t \beta \lambda_{t+1} \mathcal{E}_{t+1} (1 + i_t^*) \\
 0 &= -\lambda_t Q_t(z) + E_t \beta \lambda_{t+1} [Q_{t+1}(z) + D_{t+1}(z)] \quad \forall z \\
 0 &= -u'(\bar{C}_t)^{1-\zeta} + \lambda_t W_t
 \end{aligned}$$

En multipliant la première équation par  $P_t^c C_t(z)$  et en sommant sur tous les biens, on trouve :

$$u'(C_t) P_t^c C_t = \lambda_t P_t^c \int_0^1 P_t(z) C_t(z) dz$$

dont on tire, par identification avec (6) :

$$\lambda_t = u'(C_t) / P_t^c$$

où  $u'(C_t)$  est défini par (17).

Les résultats précédents peuvent alors s'écrire sous la forme (11) à (16).

## Annexe 2

En linéarisant (18), les consommations de biens domestiques  $\hat{c}_t^d$  et étrangers  $\hat{c}_t^f$  s'écrivent, de manière générale :

$$\hat{c}_t^h = \hat{c}_t + \theta (p_t^c - p_t^h) \quad h = d, f$$

En combinant (35) avec le résultat précédent et en utilisant à nouveau  $\hat{x}_t = p_t^f - p_t^d$ , la demande de biens domestiques s'écrit :

$$\hat{c}_t^d = \hat{c}_t + \theta\mu\hat{x}_t \quad (\text{A2.1})$$

et la demande de biens étrangers :

$$\hat{c}_t^f = \hat{c}_t - \theta(1 - \mu)\hat{x}_t$$

On suppose que les agents étrangers résolvent le même programme que les résidents. Leur demande de biens importés, les exportations locales, s'écrit alors :

$$\widehat{ex}_t = \hat{c}_t^* - \theta(1 - \mu^*)\hat{x}_t^*$$

où  $\hat{x}_t^*$  est le taux de change réel étrangers et vérifie bien sûr :  $\hat{x}_t^* = -\hat{x}_t$ . Le paramètre  $\mu^*$  représente la proportion des biens non produits à l'étranger. On a donc également  $1 - \mu^* = \mu$ . L'équation précédente se réécrit donc :

$$\widehat{ex}_t = \hat{c}_t^* + \theta\mu\hat{x}_t \quad (\text{A2.2})$$

La demande globale de biens domestiques s'obtient en linéarisant l'équation (22) :

$$\hat{y}_t = \kappa\hat{c}_t^d + (1 - \kappa)\widehat{ex}_t + \hat{g}_t \quad (\text{A2.3})$$

où  $\hat{g}_t$  représente (en écart par rapport à sa valeur stationnaire) le ratio des dépenses publiques sur les dépenses privées et  $\kappa$  la part de la demande privée locale dans la demande privée de biens domestiques à l'état stationnaire, soit :  $\hat{g}_t = \frac{G_t^d}{Y_t - G_t^d} - \frac{G_\infty^d}{Y_\infty - G_\infty^d}$  et  $\kappa = \frac{C_\infty^d}{Y_\infty - G_\infty^d}$ .

En intégrant (A2.1) et (A2.2) dans (A2.3), il vient alors :

$$\hat{y}_t = \kappa\hat{c}_t + \theta\mu\hat{x}_t + (1 - \kappa)\hat{c}_t^* + \hat{g}_t$$

Coefficient	valeur estimée	t de Student
$d_c$	0.414	(13.06)
$d_r$	0.106	(3.25)
$d_x$	0.056	(2.02)
$d_X$	0.075	(5.94)
$d_0$	0.004	(2.05)
Instruments: $y_{t-1}, \dots, y_{t-8}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4},$ $i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT}, l_{t-1}, \dots, l_{t-8}.$		
Test de suridentification, J=10.176		
$\beta_\pi$	0.425	(6.23)
$\beta_y$	0.832	(9.09)
$\beta_Y$	0.694	(6.98)
$\beta_{mc}$	0.135	(2.88)
$\beta_0$	-0.001	(-0.58)
Instruments: $i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT},$ $y_{t-1}, \dots, y_{t-8}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-8}.$		
Test de suridentification, J = 10.75		
$\delta$	0.934	(52.12)
$\alpha_\pi$	0.274	(15.08)
$\alpha_y$	0.038	(5.19)
$\alpha_i$	0.075	(3.06)
$\alpha_0$	-0.005	(-2.05)
Instruments: $i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT},$ $y_{t-1}, \dots, y_{t-8}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-8}, u_{t-1}, \dots, \pi_{t-6}.$		
Test de suridentification, J=11.57		

Tableau 1: Allemagne - Résultats de l'estimation équation par équation des paramètres du modèle par la méthode des moments généralisés. Dans la liste d'instruments, y représente l'écart de la production à une tendance quadratique, i est le taux d'intérêt au jour le jour,  $i^{LT}$  est le taux d'intérêt à long terme (10 ans),  $\pi$  est le taux d'inflation calculé à partir des prix à la production, u est l'écart du taux de chômage à une tendance quadratique, l est l'écart à une tendance linéaire du coût de la main d'oeuvre.

Coefficient	valeur estimée	t de Student
$d_c$	0.721	(70.47)
$d_r$	0.050	(6.07)
$d_x$	-0.075	(-11.83)
$d_X$	0.112	(15.39)
$d_0$	0.003	(9.26)
Instruments : $y_{t-1}, \dots, y_{t-4}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4}, i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT}, l_{t-1}, \dots, l_{t-8}, u_{t-1}, \dots, u_{t-8}$ .		
Test de suridentification, J=11.117		
$\beta_\pi$	0.138	(13.01)
$\beta_y$	0.152	(18.70)
$\beta_Y$	0.137	(18.70)
$\beta_{mc}$	0.311	(77.43)
$\beta_x$	0.136	(26.69)
$\beta_0$	-0.006	(-18.09)
Instruments : $i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT}, y_{t-1}, \dots, y_{t-8}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-8}, l_{t-1}, \dots, l_{t-8}$ .		
Test de suridentification, J=10.90		
$\delta$	0.815	(60.49)
$\alpha_\pi$	0.237	(8.47)
$\alpha_y$	0.048	(12.83)
$\alpha_i$	0.168	(20.35)
$\alpha_0$	-0.002	(-6.25)
Instruments : $i_{t-1}^*, \dots, i_{t-8}^*, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT}, y_{t-1}, \dots, y_{t-8}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-8}$ .		
Test de suridentification, J=10.31		

Tableau 2: France - Résultats de l'estimation équation par équation des paramètres du modèle par la méthode des moments généralisés. Dans la liste d'instruments,  $y$  représente l'écart de la production à une tendance linéaire,  $i$  est le taux d'intérêt au jour le jour,  $i^{LT}$  est le taux d'intérêt à long terme (10 ans),  $\pi$  est le taux d'inflation calculé à partir des prix à la production.

Coefficient	valeur estimée	t de Student
$d_c$	0.692	(52.56)
$d_r$	0.109	(7.25)
$d_x$	-0.357	(-14.75)
$d_X$	-0.161	(-8.55)
$d_0$	0.010	(10.34)
Instruments: $y_{t-1}, \dots, y_{t-8}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-4},$ $i_{t-1}, \dots, i_{t-8}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT}, l_{t-1}, \dots, l_{t-8}.$		
$\beta_\pi$	0.068	(3.43)
$\beta_y$	0.485	(23.82)
$\beta_Y$	0.346	(15.35)
$\beta_{mc}$	0.096	(4.92)
$\beta_x$	0.032	(3.48)
$\beta_0$	0.010	(7.74)
Instruments: $\pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-8}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT},$ $l_{t-1}, \dots, l_{t-8}, u_{t-1}, \dots, u_{t-8}.$		
Test de suridentification, J=12.616425		

Tableau 3: Allemagne - Résultats de l'estimation simultanée des paramètres du bloc réel du modèle par la méthode des moments généralisés.

Coefficient	valeur estimée	t de Student
$d_c$	0.708	(44.78)
$d_r$	0.173	(12.38)
$d_x$	-0.297	(-27.75)
$d_X$	-0.108	(-21.58)
$d_0$	0.007	(9.85)
Instruments: $y_{t-1}, \dots, y_{t-8}, i_{t-1}, \dots, i_{t-8},$ $i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT}, l_{t-1}, \dots, l_{t-8}, u_{t-1}, \dots, u_{t-8}.$		
$\beta_\pi$	0.211	(31.58)
$\beta_y$	0.144	(9.78)
$\beta_Y$	0.051	(3.20)
$\beta_{mc}$	0.164	(28.41)
$\beta_x$	0.166	(18.93)
$\beta_0$	0.002	(4.67)
Instruments: $i_{t-1}, \dots, i_{t-4}, i_{t-1}^{LT}, \dots, i_{t-4}^{LT},$ $u_{t-1}, \dots, u_{t-4}, \pi_{t-1}, \dots, \pi_{t-8}, l_{t-1}, \dots, l_{t-8}.$		
Test de suridentification, J=11.32218		

Tableau 4: France - Résultats de l'estimation simultanée des paramètres du bloc réel du modèle par la méthode des moments généralisés.

Coefficient	valeur estimée	t de student
$d_c$	0.094	(9.13)
$d_r$	0.203	(17.24)
$d_x$	0.220	(9.77)
$d_X$	0.148	(19.78)
$d_0$	0.009	(4.80)
$\beta_\pi$	0.317	(41.35)
$\beta_y$	0.392	(31.48)
$\beta_Y$	0.427	(45.36)
$\beta_{mc}$	0.239	(64.51)
$\beta_0$	-0.010	(-6.70)
$\delta$	0.934	(519.80)
$\alpha_\pi$	0.217	(20.65)
$\alpha_y$	0.053	(9.60)
$\alpha_i$	0.065	(8.09)
$\alpha_0$	-.002	(-2.82)

Tableau 5: Allemagne - Estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète.

Coefficient	valeur estimée	t de student
$d_c$	0.045	(3.69)
$d_r$	0.348	(22.37)
$d_x$	0.438	(9.56)
$d_X$	0.097	(5.11)
$d_0$	0.016	(6.29)
$\beta_\pi$	0.264	(53976)
$\beta_y$	0.071	(2.13)
$\beta_Y$	0.094	(1.69)
$\beta_{mc}$	0.225	(13.30)
$\beta_0$	0.000	(6.86)
$\delta$	0.506	(133.81)
$\alpha_\pi$	0.452	(3024.7)
$\alpha_y$	0.109	(30.79)
$\alpha_i$	0.406	(17.65)
$\alpha_0$	0.002	(1.00)

Tableau 6: France - Estimation du modèle par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète.



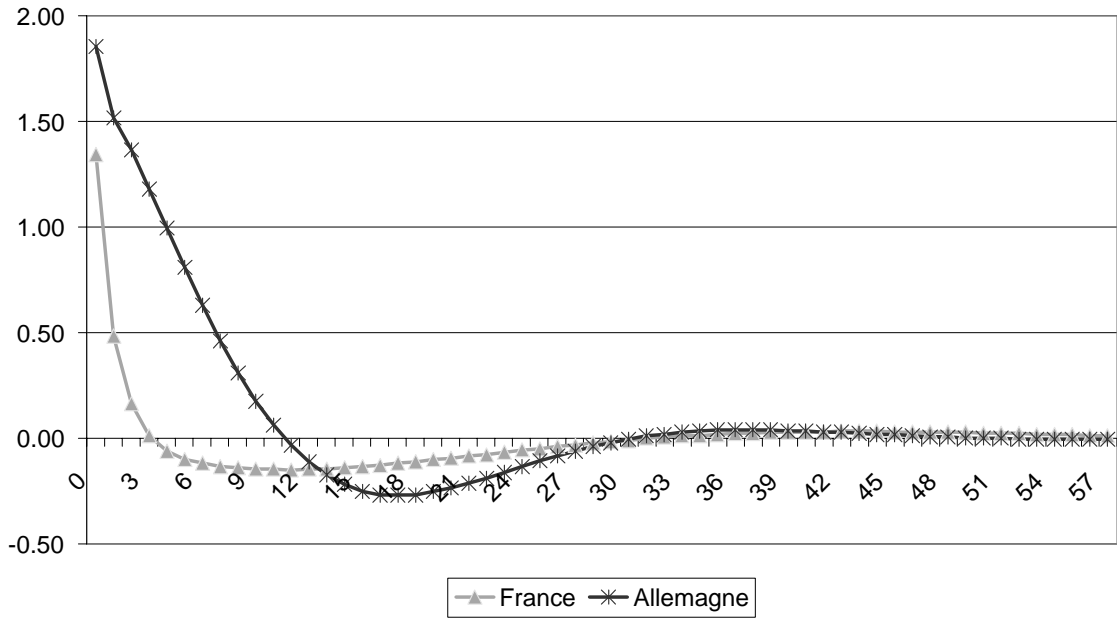
$\mu = 0.25$	$\kappa = 0.7$	$\beta = 0.99$	$\sigma = 0.7$	$\gamma = 1.5$	$\theta = 4$	$\phi = 0.2$	$\varsigma = 0.95$
--------------	----------------	----------------	----------------	----------------	--------------	--------------	--------------------

$d_c = [1 + \gamma(1 - \sigma)]^{-1}$ ,	$d_r = \kappa\sigma d_c$ ,	$d_x = (\theta - \kappa\sigma)\mu d_c$ ,
$d_X = (1 - d_c)\mu\theta$ ,	$\psi = (1 - \phi\beta)\left(\frac{1-\phi}{\phi}\right)$ ,	$\beta_\pi = \frac{\beta}{1+\psi}$ ,
$\beta_{mc} = \frac{\psi}{1+\psi}$ ,	$\beta_y = \frac{1-\varsigma}{\sigma\kappa}\beta_{mc}$ ,	$\beta_Y = \gamma(1 - \sigma)\frac{1-\varsigma}{\sigma\kappa}\beta_{mc}$ ,
$\beta_x = \left[1 - \frac{(1-\varsigma)\theta}{\sigma\kappa}\right]\mu\beta_{mc}$ ,	$\beta_X = \left[1 - \frac{(1-\varsigma)\theta}{\sigma\kappa}d_c^{-1}\right]\mu\beta_{mc}$ .	

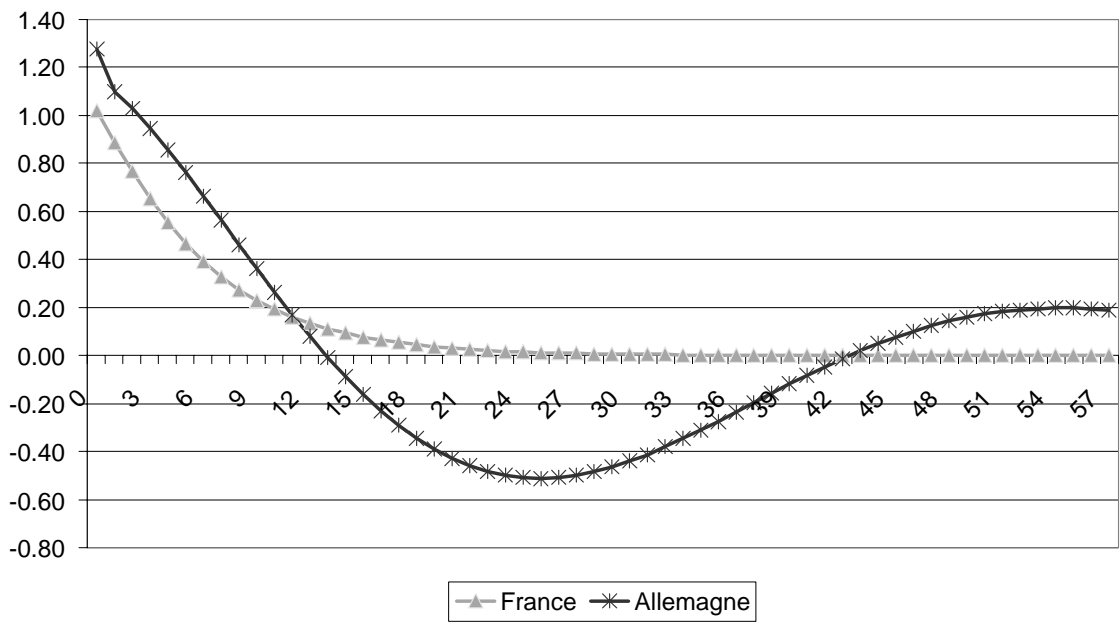
Coefficient	GMM (T2)	GMM-S (T4)	FIML (T6)	Etalon 1	Etalon 2
$d_c$	0.721	0.708	0.045	0.649	”
$d_r$	0.050	0.173	0.348	0.318	”
$d_x$	-0.075	-0.297	0.438	0.569	”
$d_X$	0.112	-0.108	0.097	0.350	”
$\beta_\pi$	0.138	0.211	0.264	0.235	”
$\beta_y$	0.152	0.144	0.071	0.077	”
$\beta_Y$	0.137	0.051	0.094	0.042	”
$\beta_{mc}$	0.311	0.164	0.225	0.762	”
$\beta_x$	0.136	0.166	—	0.112	”
$\beta_X$	—	—	—	(0.070)	”
$\delta$	0.815	—	0.506	0.815	0.506
$\tilde{\alpha}_\pi$	1.281	—	0.915	1.281	0.915
$\tilde{\alpha}_y$	0.259	—	0.221	0.259	0.221
$\tilde{\alpha}_i$	0.908	—	0.822	0.908	0.822

Tableau 7: France - Etalonnage des paramètres du bloc "secteur privé" du modèle théorique et comparaison avec les estimations économétriques.

GMM - Effet sur "y" d'un choc de demande

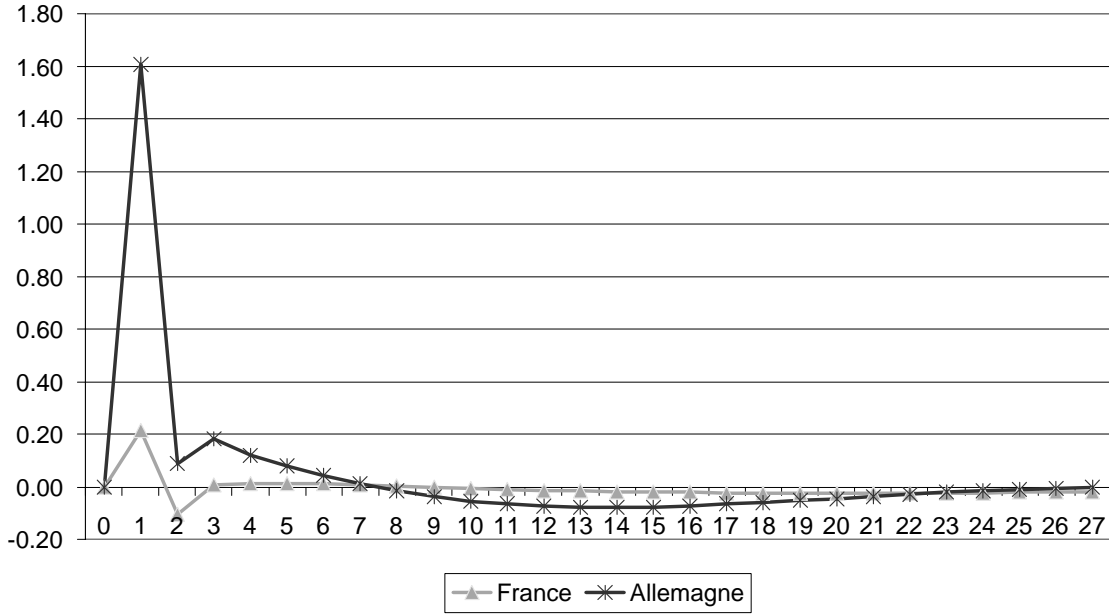


FIML - Effet sur "y" d'un choc de demande

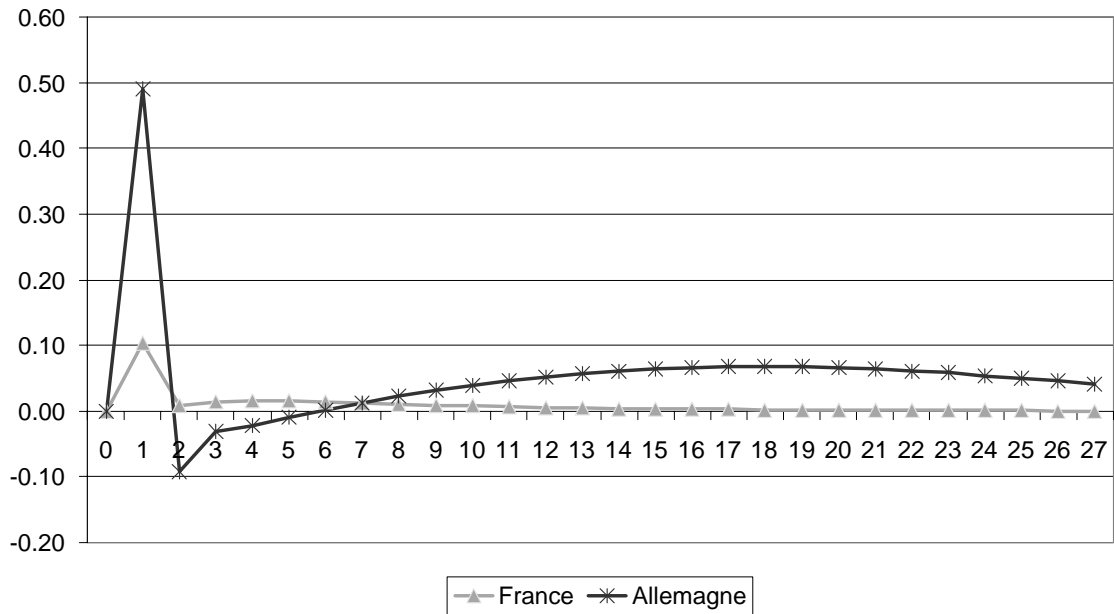


Graphique 1

GMM - Effet sur "Pi" d'un choc de demande

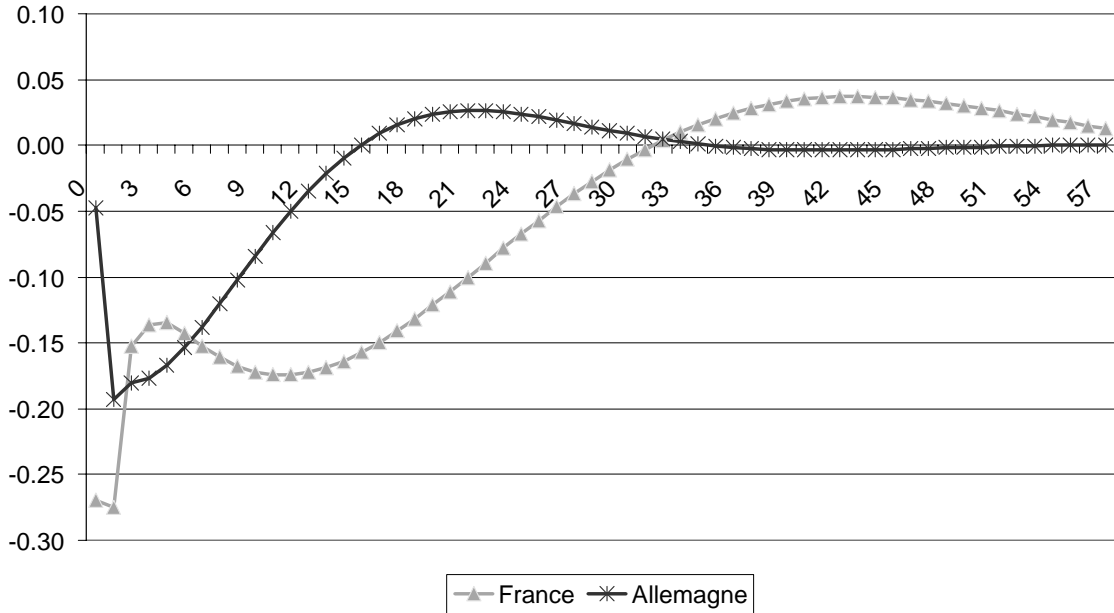


FIML - Effet sur "Pi" d'un choc de demande

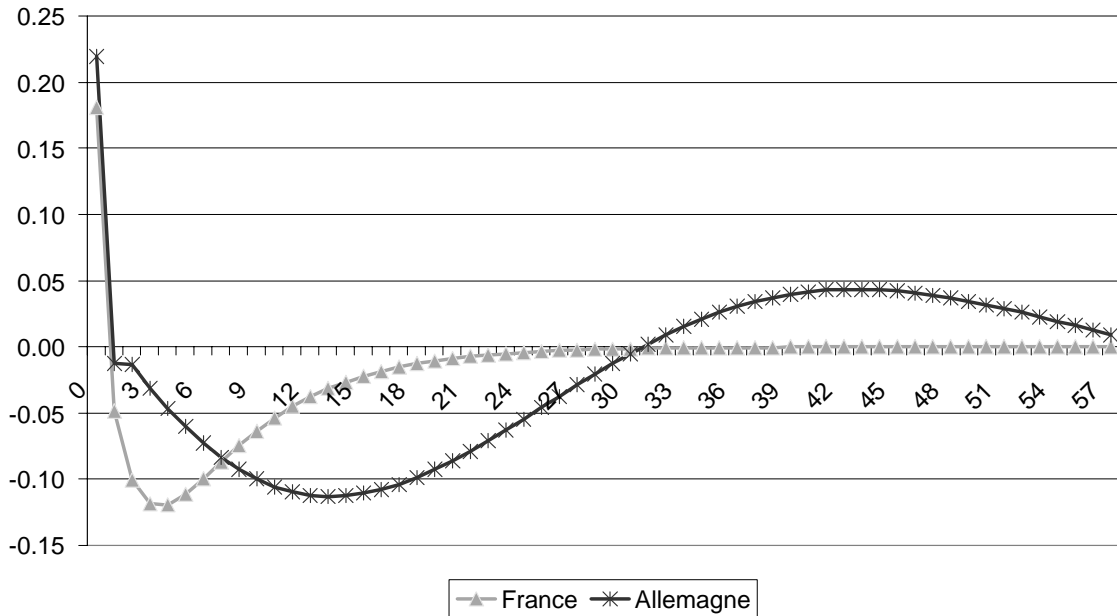


Graphique 2

GMM - Effet sur "y" d'un choc sur le taux d'intérêt étranger

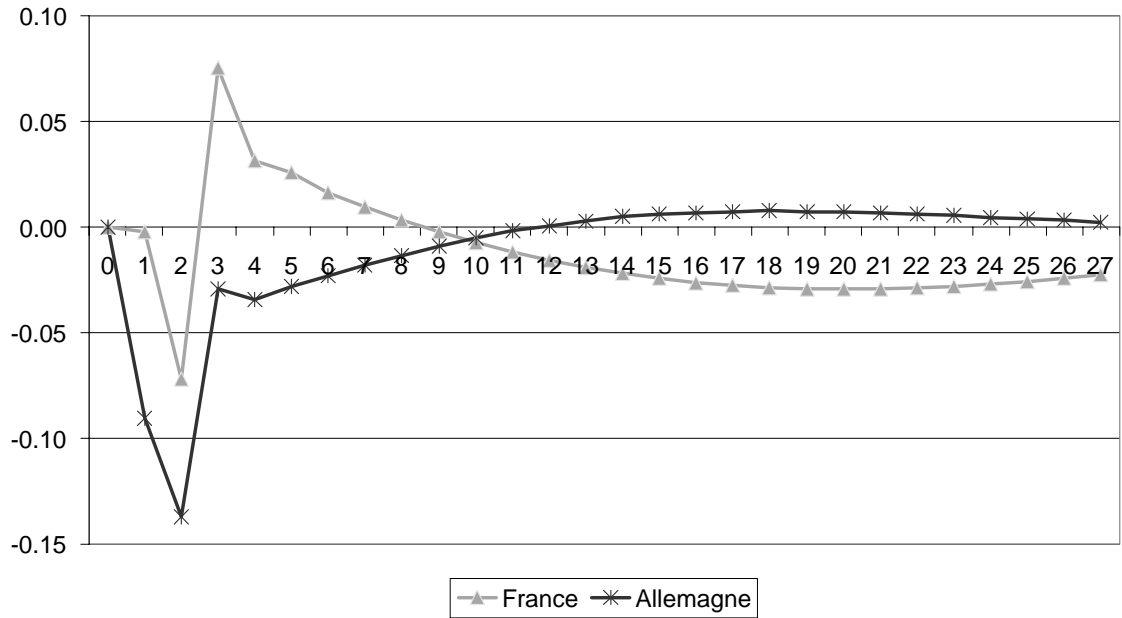


FIML - Effet sur "y" d'un choc sur le taux d'intérêt étranger

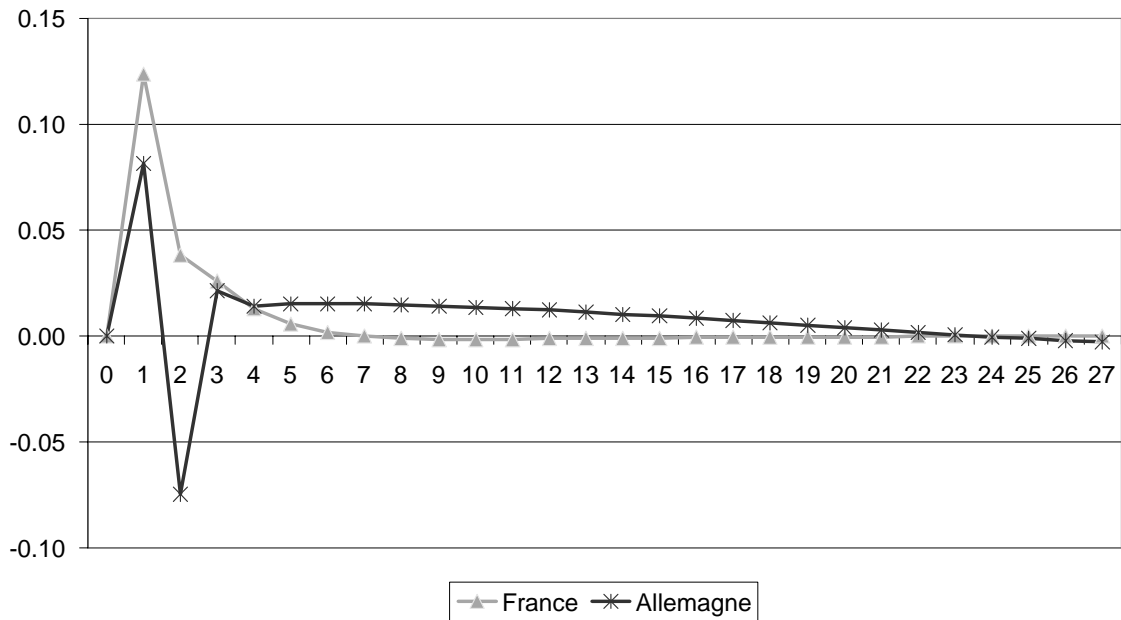


Graphique 3

GMM - Effet sur "Pi" d'un choc sur le taux d'intérêt étranger

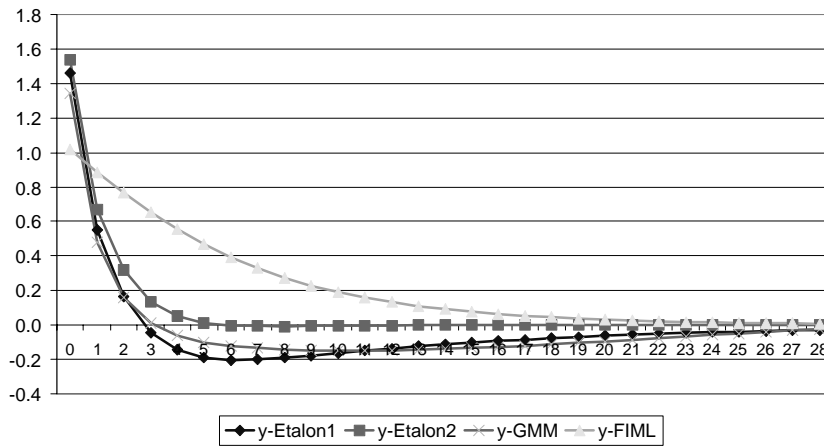


FIML - Effet sur "Pi" d'un choc sur le taux d'intérêt étranger

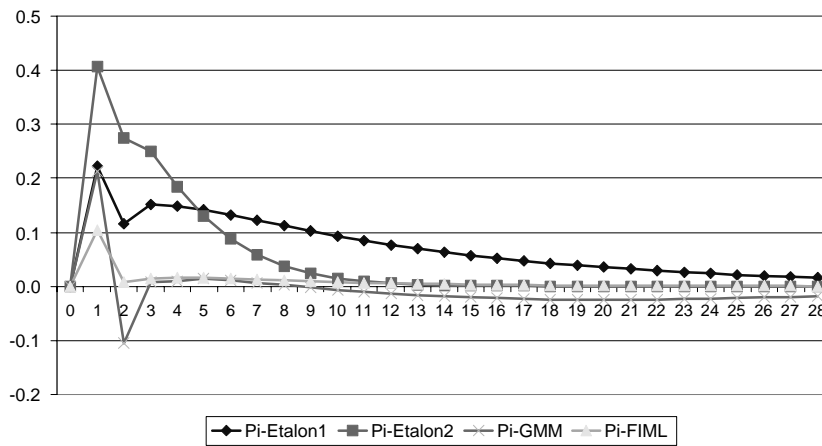


Graphique 4

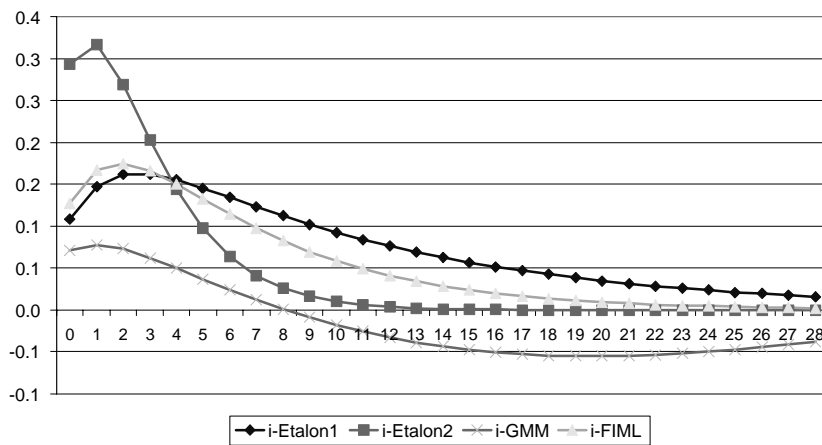
**France : Effet sur "y" d'un choc de demande**



**France : Effet sur "Pi" d'un choc de demande**

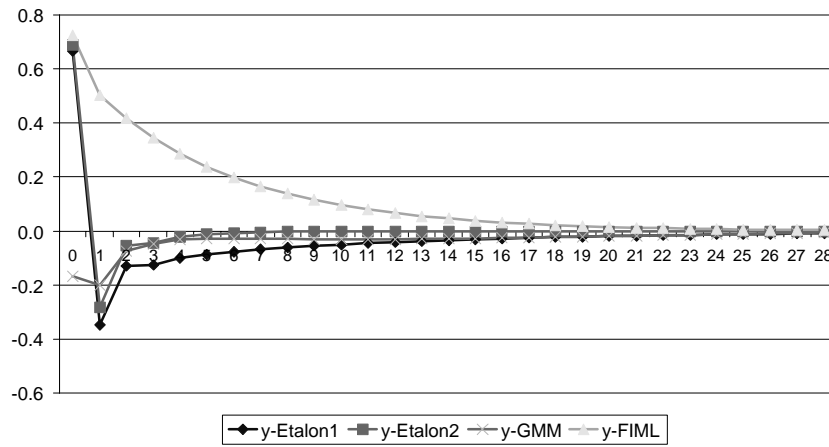


**France : Effet sur "i" d'un choc de demande**

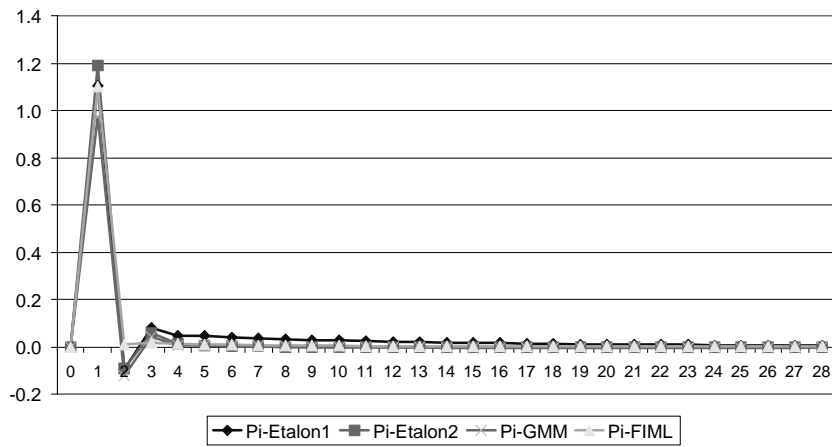


Graphique 5

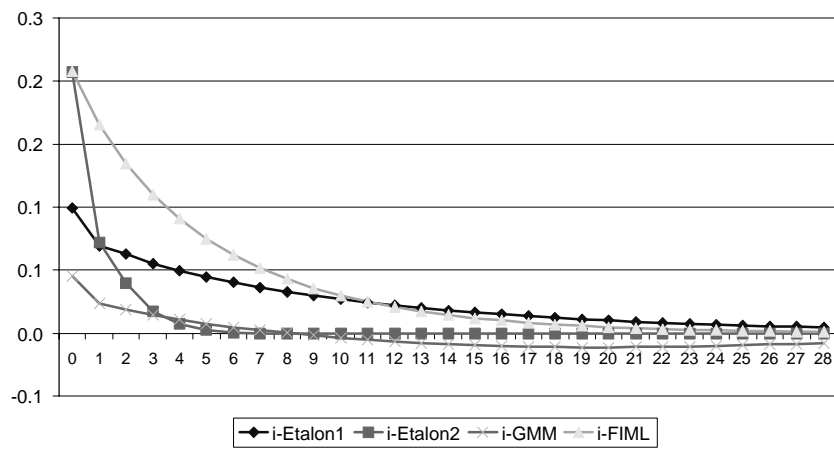
France : Effet sur "y" d'un choc inflationniste



France : Effet sur "Pi" d'un choc inflationniste

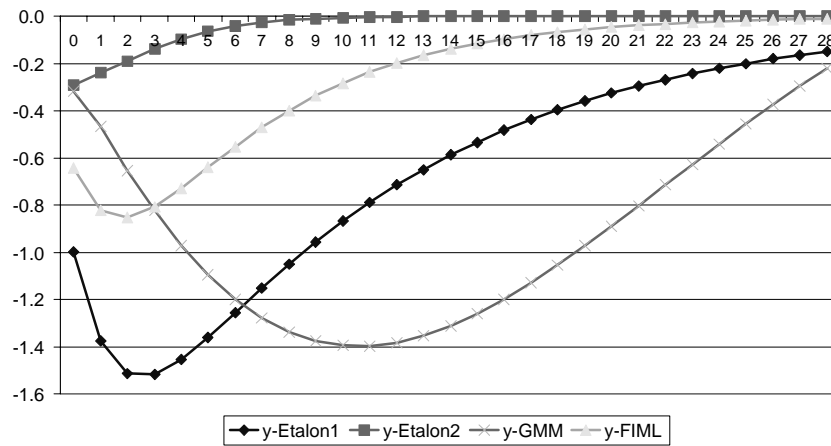


France : Effet sur "i" d'un choc inflationniste

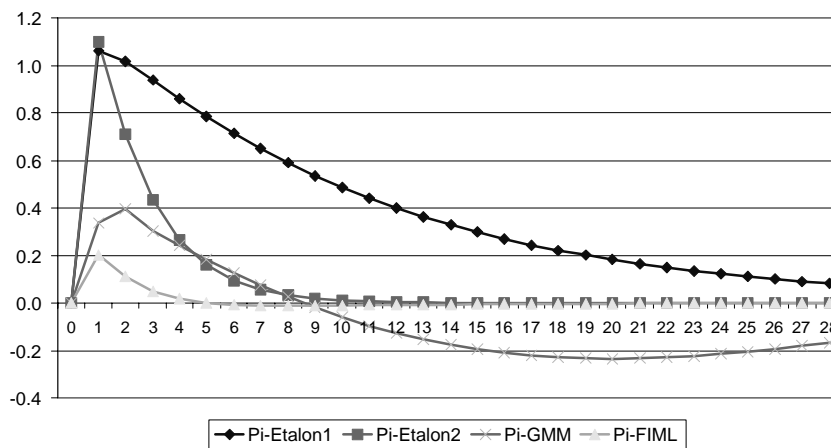


Graphique 6

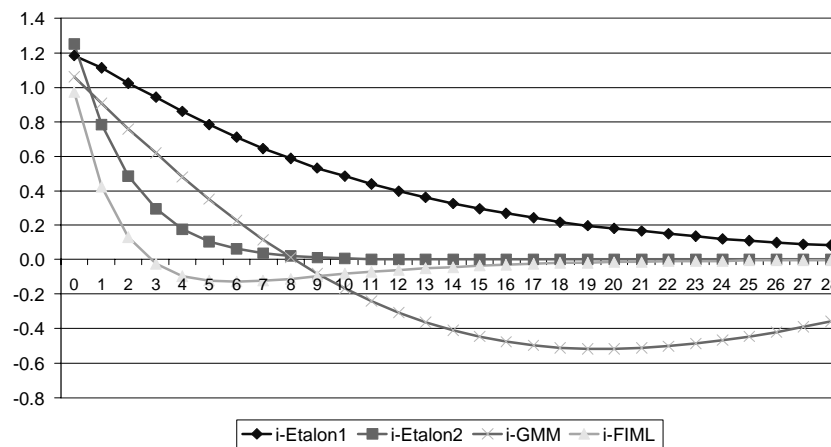
France : Effet sur "y" d'un choc monétaire



France : Effet sur "Pi" d'un choc monétaire



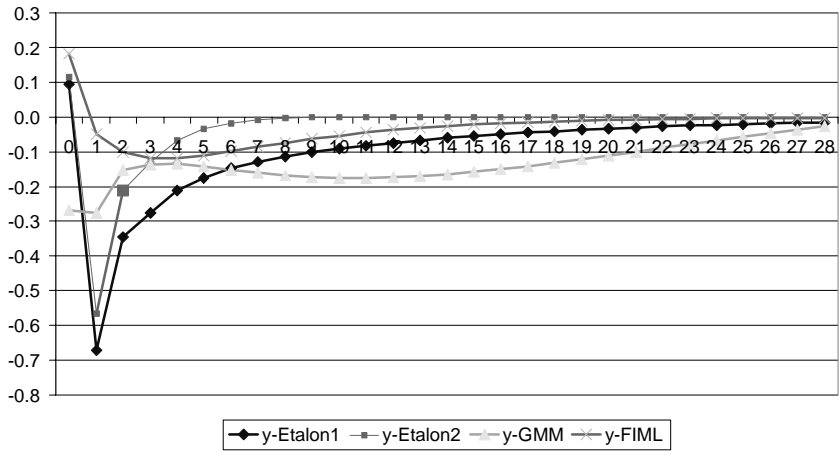
France : Effet sur "i" d'un choc monétaire



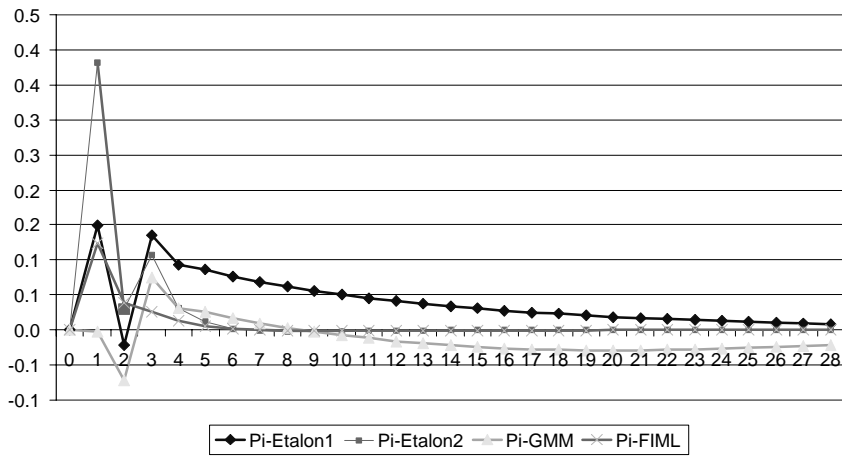
Graphique 7



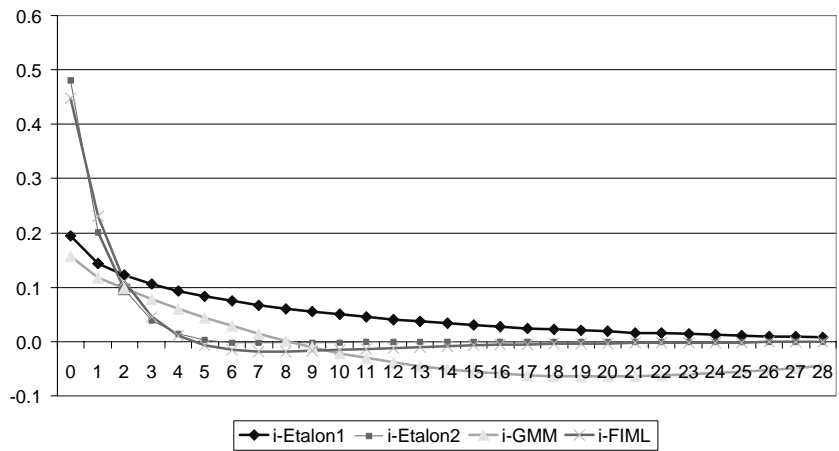
France : Effet sur "y" d'un choc sur le taux allemand



France : Effet sur "Pi" d'un choc sur le taux allemand



France : Effet sur "i" d'un choc sur le taux allemand



Graphique 8

# Bibliographie

- ABEL A. (1990): "Asset Prices under Habit Formation and Catching Up with the Joneses", *American Economic Review*, 80-(2), pp. 38-42.
- ANDERSON & MOORE (1985): "A linear Algebraic Procedure of Solving Linear Perfect Foresight Models", *Economic Letters* 17, pp. 247-52.
- BLANCHARD O.J. & C.M. KAHN (1980): "The solution of linear difference equations under rational expectations", *Econometrica* 48, pp. 1305-11.
- CALVO G. (1983): "Staggered Prices in Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, pp. 383-98.
- CLARIDA R., M. GERTLER & J. GALI (1998): "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence", *European Economic Review*, 42, pp. 1033-68.
- CLARIDA R., M. GERTLER & J. GALI (1999): "The Science of Monetary Policy: A new Keynesian Perspective", *N.B.E.R. working paper* n°7147.
- DAVIDSON R. ET MCKINNON J. (1993): *Estimation and inference in econometrics*, Oxford (UK); New York: Oxford University Press.
- EPAULARD & POMMERET (1998): "Préférences des agents et prime de risque: une application aux données françaises", *mimeo*, CREST.
- ESTRELLA & J. FUHRER (1998): "Dynamic Inconsistencies: Counterfactual Implication of a Class of Rational Expectations Models", *mimeo*, Federal Reserve Bank of Boston.
- FRANKEL J. (1982): "A technique for extracting a Measure of Expected Inflation from the Interest Rate Term Structure."- *Review of Economics and Statistics*, 64, 135-40.
- FRANKEL J. (1994): "An Indicator of Future Inflation Extracted from the Steepness of the Interest Rate Yield Curve along Its Entire Length."- *Quarterly Journal of Economics*, May - 517-30.
- FUHRER J. (1996): "Monetary Policy Shifts and Long Term Interest Rates." - *Quarterly Journal of Economics*, November - 1183-1209.
- FUHRER J. & G. MOORE (1995): "Monetary Policy Trade-Offs and Correlation Between Nominal Interest Rates and Real Output", *American Economic Review*, 85, pp. 219-39.
- GERTLER M. & J. GALI (1998): "Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis", *mimeo*, New York University.
- GERTLER M., S. GILCHRIST & F.M. NATALUCCI (2000): "External Constraints on Monetary Policy and The Financial Accelerator", *mimeo*, New York University.
- HALDANE N. & A. BATINI (1998): "Forward Looking Rule for Monetary Policy", *working paper*, Bank of England.
- HANSEN L. (1982): "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators" - *Econometrica*, 50, pp. 1029-54.
- HARVEY A.C. (1988): "The Real Term Structure and Consumption Growth", *Journal of Financial Economics*, 22, pp. 305-33.

- JEANNE O. : “Generating real persistent effect of monetary shocks : how much nominal rigidity do we really need? , *European Economic Review*, 42, pp. 1009-32.
- KERR W. & KING R. (1996) : “Limits on Interest Rate Rules in the IS Model”, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 82 (2), pp. 47-75.
- KING R. & A. WOLMAN (1996) : “Inflation Targeting in a St. Louis Model of the 21st Century”, *NBER working paper* n° 5507.
- KLEIN P. (1999) : “Using the generalized Schur form to solve a multivariate linear rational expectations model”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, à paraître.
- LUCAS, R. E., JR. (1976) : “Econometric Policy Evaluation: A Critique.”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(2), pp. 19-46.
- MCCALLUM B. & E. NELSON (1997) : “An Optimizing IS-LM Specification for Monetary Policy and Business Cycle Analysis”, *NBER working paper* n° 5875.
- MEHRA R. & E. PRESCOTT (1985) : “The Equity Premium: A Puzzle”, *Journal of Monetary Economics*, 15, pp. 145-61.
- MISHKIN F. (1992) : “Is the Fisher Effect for Real? ” , *Journal of Monetary Economics*, 30, pp. 195-215.
- ROBERTS J. (1995) : “New Keynesian Economics and the Phillips Curve”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 27 (4), pp. 975-84.
- RUDEBUSCH G. (1995) : “Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure”, *Journal of Monetary Economics*, 35, pp. 245-74.
- RUDEBUSCH G. & L. SVENSSON (1998) : “Policy Rules for Inflation Targeting”, in *Monetary Policy Rules* édité par John Taylor, à paraître.
- SODERLIND P. (1999) : “Monetary Policy and the Fisher Effect”, *Journal of Policy Modeling*, à paraître.
- SODERLIND P. (1999) : “Solution and estimation of RE macromodels with optimal policy”, *European Economic Review*, 43, pp. 813-823.
- STOCK & WATSON (1989) : “New Indexes of Coincident and Leading Economic Indicators”, *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, pp. 351-93.
- SVENSSON L. (1998) : “Open Economy Inflation Targeting”, *N.B.E.R. Working Paper*, n°6545.
- TAYLOR J. B. (1986) : “New Econometric Approaches to Stabilization Policy in Stochastic Models of Macroeconomic Fluctuations”, in *Handbook of Econometrics, Volume III*, edited by Z. Griliches and M. D. Intriligator, Elsevier Science Publishers.
- WOODFORD M. (1996) : “Control of The Public Debt : a Requirement for Price Stability” - *N.B.E.R. Working Paper*, n°5684.
- WOODFORD M. & ROTEMBERG (1997) : “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy”, *N.B.E.R. Macroeconomics Annual*, pp. 297-346.
- WOODFORD M. & ROTEMBERG (1998) : “Interest-Rate Rule in an Estimated Sticky Price Model”, *N.B.E.R. Working Paper*, n°6618.

WOODFORD M. (1999): "Optimal Monetary Policy Inertia", *mimeo*, Princeton University.

VICKERS J. (1999): "Economic Models and Monetary Policy", Speech to the Governors of the National Institute of Economic and Social Research, 18 mars.

YUN T. (1996): "Nominal Price Rigidity, Money Supply Endogeneity, and Business Cycles", *Journal of Monetary Economics*, 37, pp. 345-370.