

---

**NOTES D'ÉTUDES**

**ET DE RECHERCHE**

---

**REGLE DE TAYLOR ET POLITIQUE  
MONETAIRE DANS LA ZONE EURO**

Jean-Stéphane Mésonnier et Jean-paul Renne

Octobre 2004

**NER # 117**



**REGLE DE TAYLOR ET POLITIQUE  
MONETAIRE DANS LA ZONE EURO**

Jean-Stéphane Mésonnier et Jean-paul Renne

Octobre 2004

**NER # 117**

Les Notes d'Études et de Recherche reflètent les idées personnelles de leurs auteurs et n'expriment pas nécessairement la position de la Banque de France. Ce document est disponible sur le site internet de la Banque de France « [www.banque-France.fr](http://www.banque-France.fr) ».

The Working Paper Series reflect the opinions of the authors and do not necessarily express the views of the Banque de France. This document is available on the Banque de France Website "[www.banque-France.fr](http://www.banque-France.fr)".

# Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro

Jean-Stéphane Mésonnier<sup>\*#</sup> et Jean-Paul Renne \*

---

\* Banque de France, Service d'études sur les politiques monétaire et financière, 41-1422 DEER-SEPMF, 75049 PARIS Cedex 01. – (#) : Auteur correspondant, mél. : [jean-stephane.mesonnier@banque-france.fr](mailto:jean-stephane.mesonnier@banque-france.fr). Les auteurs remercient Laurent Clerc, Eric Jondeau, Hervé Le Bihan, Nicolas Rautureau, Jean-Guillaume Sahuc et Adrien Verdelhan ainsi que les participants à deux ateliers de la Banque de France et des 21<sup>ème</sup> Journées d'Économie Monétaire et Bancaire (Nice, 10-11 juin 2004). Nous restons bien entendu seuls responsables des erreurs ou insuffisances éventuelles. Les opinions exprimées sont exclusivement celles de leurs auteurs et n'engagent pas la Banque de France.

## **Résumé**

Cette étude propose une estimation de la fonction de réaction de la politique monétaire dans la zone euro et en déduit la « règle » de type Taylor qu' une BCE fictive aurait suivie depuis la création du SME (1979-2003). Nous reprenons dans un premier temps la méthodologie standard développée par Clarida, Galí et Gertler (1998) et estimons la fonction de réaction « historique » de la BCE par la méthode des moments généralisés. Nous conduisons une étude de robustesse détaillée qui illustre la sensibilité de telles estimations à la période d'estimation, au nombre de variables instrumentales ainsi qu'au mode de calcul de l'écart de production utilisé dans la régression. Nous utilisons notamment un écart de production préalablement estimé par un filtre de Kalman sur la base d'un petit modèle macro-économique simple, ce qui constitue une originalité de cette étude empirique. Dans un deuxième temps, nous revenons sur l'hypothèse de stationnarité des variables entrant dans la règle précédente et reprenons sur la période 1985-2003 une méthodologie proposée récemment par Gerlach-Kristen (2003) pour traiter le cas non-stationnaire. L'ensemble de ce travail empirique fournit, sous la forme d'une règle de Taylor présentant des garanties de robustesse, une description de l'élément systématique de la politique monétaire qui a prévalu en moyenne dans la « zone euro » au cours des deux dernières décennies.

J.E.L. : C15, C32, E43, E52

Mots-clefs : filtre de Kalman, politique monétaire, règle de Taylor, zone euro.

## **Abstract**

We estimate the reaction function of monetary policy in the Euro area and derive the Taylor-type policy rule that a would-be ECB would have followed since the beginning of the European Monetary System (1979-2003). We first follow the standard GMM methodology developed by Clarida, Galí and Gertler (1998) under the statistically valid assumption of a stationary data set. A detailed robustness analysis is conducted, in order to assess how the estimation results are affected by changes in the period under review, the set of instruments and the way the output gap is computed. Using the Kalman filter, we estimate in particular a measure of the output gap that is consistent with a small macroeconomic model, which constitutes a novelty of our approach. Secondly, we re-estimate the historical interest rate rule under the assumption of non-stationary data over the 1985-2003 period, following a methodology recently proposed by Gerlach-Kristen (2003). These empirical investigations lead to a reasonably robust descriptive tool of the systematic element in the monetary policy that prevailed on average in the "Euro area" over the last two decades.

J.E.L. : C15, C32, E43, E52

Keywords : Kalman filter, monetary policy, Taylor rule, Euro area.

## Résumé non technique

Cette étude propose une estimation de la fonction de réaction de la politique monétaire dans la zone euro et en déduit la « règle » de type Taylor qu' une BCE fictive aurait suivie depuis la création du SME (1979-2003). Une telle « règle » n'a pas de caractère normatif mais permet de comparer les décisions de la BCE par rapport à l'élément systématique de la politique monétaire qui a prévalu en moyenne dans une pseudo-zone euro au cours des deux dernières décennies.

Pour effectuer cette estimation, nous reprenons une méthodologie standard initialement développée par Clarida, Galí et Gertler (1998) et supposons que la banque centrale réagit au niveau de l'inflation anticipée à un an et au niveau contemporain de l'écart de production. Nous supposons également que la politique monétaire est empreinte d'une certaine inertie –ou gradualisme– et donc que la fonction de réaction de la banque centrale relie le taux directeur courant à son niveau passé et au niveau préconisé par la règle implicite observée. Nous réalisons une étude de robustesse en faisant varier la période d'étude, le type d'écart de production –ce dernier est une variable inobservable– et le nombre de variables instrumentales utilisées dans la régression. Nous établissons enfin une batterie de critères simples, à l'aune desquels nous préconisons de retenir une règle parmi deux qui présentent des caractéristiques satisfaisantes. La règle que nous retenons utilise une mesure de l'écart de production tirée d'un petit modèle macroéconomique à l'aide du filtre de Kalman, ce qui est une particularité de cette étude par rapport aux travaux précédents sur le même sujet. Cette règle présente des coefficients de PIB et d'inflation qui ne sont pas significativement différents de ceux de la règle *ad hoc* de Taylor (1993) qui sert généralement de référence.

La règle *forward-looking* proposée rend assez bien compte de la politique monétaire dans la zone euro depuis le début de la décennie 1990, une interprétation économique pertinente des résultats semblant plus difficile sur la période antérieure, plus éloignée de l'introduction de l'euro. Nos résultats, qualitativement proches de ce que l'on peut tirer de la règle *ad hoc* de référence, suggèrent que la politique monétaire a été plutôt restrictive avant l'entrée en UEM et plutôt accommodante après. Néanmoins, le taux de Taylor estimé semble compatible à mi-2003 avec le taux d'intérêt nominal à court terme observé.

L'estimation d'une fonction de réaction par la méthode des moments généralisés (MMG) repose sur l'hypothèse de stationnarité des séries utilisées. Toutefois, alors que l'étude préliminaire de la dynamique des séries nous autorisait globalement à retenir l'hypothèse de stationnarité sur la période 1979-1985, nos estimations de règles de Taylor présentent des indices d'absence de retour à la moyenne dans les données, conformément à la quasi-totalité des résultats d'études similaires sur les pays européens. En complément à la première approche, nous proposons donc une étude s'appuyant sur l'hypothèse alternative de non-stationnarité. Les estimations sont cette fois conduites sur la période 1985-2003, où les tests usuels confirment sans ambiguïté l'hypothèse de non-stationnarité apparente. Les résultats confirment la robustesse de la règle « historique » estimée.

## Non-technical Summary

We estimate the reaction function of monetary policy in the Euro area and derive the Taylor-type policy rule that a would-be ECB would have followed since the beginning of the European Monetary System (1979-2003). Such a “rule” has no normative content but intends to help us assessing the current monetary policy decisions of the actual ECB in comparison with the systematic element in the monetary policy reaction function that seems to have prevailed on average in the “Euro area” over the last two decades.

We estimate the interest rate rule using a standard GMM methodology as in Clarida, Galí and Gertler (1998). We postulate that monetary policy has reacted both to one-year-ahead inflation expectations and the current output gap and that the reaction of monetary authorities incorporates some form of smoothing or gradualism. Hence, the assumed reaction function relates the current level of the short term nominal interest rate both to its own lag and the prescribed “Taylor” rate. A detailed robustness analysis is conducted in order to assess how the estimation results are affected by changes in the period under review, the set of instruments and the way the output gap –which is an unobservable variable- is computed. On the basis of a set of simple statistical criteria, we are then able to select one of the estimated policy rules. This rule relies on a measure of the output gap that we derive from a small macroeconomic model of the Euro area using the Kalman filter, which is a novelty of our paper. Interestingly, this estimated “historical” rule for the “Euro area” exhibits output and inflation parameters that do not differ significantly from the *ad-hoc* parameters proposed by Taylor (1993) in his seminal contribution.

The estimated forward-looking Taylor rule accounts satisfactorily of the monetary policy stance in the “Euro area” since the early 1990s. In accordance with previous assessments, our results suggest that monetary policy tended to be tight before the entry into the EMU but would have been rather loose since then. Nevertheless, the level of the estimated Taylor rate at-mid 2003, which is the end of our sample, is roughly consistent with the observed short term nominal rate at that date.

The estimation of a Taylor rule using GMM relies on the assumption of stationary series. However, and although the preliminary tests on the presence of unit roots in the series allowed us to retain the stationarity assumption, our GMM estimates present some indication of non-stationarity in the data set, which is usually the case in similar empirical studies on European countries. We provide then further evidence of the robustness of our results and re-estimate the policy rule over 1985-2003 under the alternative assumption of non-stationary series, following a methodology proposed by Gerlach-Kristen (2003).

# 1. Introduction

Depuis l'article fondateur de Taylor (1993), l'idée de modéliser la fonction de réaction ou la stratégie des banques centrales sous la forme d'une équation simple reliant le taux d'intérêt nominal à un petit nombre de variables économiques, en général l'inflation et l'activité, a connu un succès croissant.

Une abondante littérature théorique et empirique s'est ainsi développée, explorant les conditions d'optimalité de telles règles « de type Taylor » pour la politique monétaire conditionnellement à un modèle donné de l'économie d'une part, s'efforçant d'estimer les fonctions de réaction des grandes banques centrales sur le passé d'autre part. Il convient en effet de bien distinguer deux approches en matière de règles « de Taylor » que l'on peut qualifier respectivement de règles normatives et de règles descriptives.

L'équation simple proposée en 1993 par John Taylor pour représenter le comportement la Réserve fédérale de 1987 à 1992 s'est progressivement imposée comme une règle de référence pour la plupart des travaux empiriques, bien que sa vocation initiale ait été plus descriptive que normative<sup>1</sup>. Sur un mode plus élaboré, d'autres règles normatives, généralement qualifiées alors d'optimales, peuvent être dérivées de petits modèles macroéconomiques qui comprennent une équation spécifiant la « fonction de perte » de la banque centrale, c'est-à-dire censée représenter l'importance relative des objectifs qu'elle poursuit<sup>2</sup>.

A la différence des premières, les règles descriptives, bien que formellement proches des précédentes, ne prétendent pas fournir une norme délivrant une référence de taux d'intérêt fondée en théorie mais plutôt décrire de façon synthétique comment la banque centrale a réagi aux fluctuations de certaines variables économiques clefs au cours d'une période donnée. Ces variables sont là encore prioritairement l'écart de l'inflation, courante ou anticipée, à son objectif ou cible et l'écart du PIB à son niveau potentiel, mais d'autres variables peuvent se révéler pertinentes et sont parfois introduites dans les régressions : taux de change effectif, excédents de liquidité, prix des matières premières, etc.

Bien que de telles représentations suscitent un intérêt certain parmi les macro-économistes, y compris au-delà des cercles académiques chez les économistes de banques commerciales qui font profession de commenter les actions des banques centrales (*Central bank watchers*), l'utilisation de règles de politique monétaire par les banques centrales, à des fins de communication externe comme de guides pour l'action, suscite de sérieuses réserves (cf. par exemple BCE, 2001, pour une synthèse et Svensson (2003) pour une critique de leur utilisation *a minima* comme « référence » -*guideline*). Néanmoins, une règle de Taylor estimée à partir de la chronique de taux à court terme peut être utile pour une banque centrale, à la fois pour rationaliser *ex post* l'élément systématique de son comportement passé et pour répondre aux évaluations de sa réactivité que lui retournent les *central bank watchers*.

Ce papier propose d'estimer la fonction de réaction de la politique monétaire dans la « zone euro » depuis la création du SME. L'estimation se heurte bien évidemment au problème spécifique de la création récente de la BCE. Les techniques économétriques mises en œuvre pour estimer une règle de type Taylor requièrent en effet nettement plus de données que ses quelques cinq années d'existence.

Deux options ont été envisagées dans la littérature pour pallier ce manque de recul historique. La première option, dans la lignée d'articles comme ceux de Clarida et al. (1998) et Bernanke et Mihov (1997), consiste à estimer avant 1999 la fonction de réaction de la *Deutsche Bundesbank* et à l'utiliser

---

<sup>1</sup> Le niveau du taux d'intérêt nominal de court terme  $y$  est déterminé par celui de deux variables « explicatives » -inflation et écart de production- munies de poids *ad hoc* :

$$i_t = \pi_t + \bar{r} + 0.5(\pi_t - \bar{\pi}) + 0.5y_t$$

où  $i_t$  représente le taux directeur de la banque centrale (le taux des Fonds fédéraux en l'occurrence),  $\pi_t$  le taux d'inflation courant,  $y_t$  l'écart de production (en pourcentage du PIB potentiel),  $\bar{r}$  le taux d'intérêt réel d'équilibre et  $\bar{\pi}$  l'objectif d'inflation de long terme

<sup>2</sup> Pour un exemple de discussion normative relative à la règle souhaitable pour la zone euro, cf. Artus et al. (1999).

comme référence pour évaluer la politique conduite après 1999 par la BCE. Ainsi, Faust et al. (2001) comparent le niveau du taux d'intérêt fixé par la BCE à un taux déduit d'une fonction de réaction de la *Bundesbank* estimée sur la période 1985-1999. Ils suggèrent que le taux d'intérêt nominal à court terme constaté dans la zone euro depuis 1999 est inférieur au taux qu'aurait choisi la *Bundesbank* sur la base des mêmes données d'inflation et d'activité. L'explication retenue par les auteurs est que la BCE accorderait un poids relatif plus important à l'écart de production que ne le faisait la banque centrale allemande au cours de la période de convergence.

La seconde option consiste à estimer la fonction de réaction d'une BCE pour partie fictive en utilisant pour la période antérieure à 1999 des données relatives à une zone euro reconstituée. Cette option revient à faire l'hypothèse d'une relative homogénéité de comportements des principales banques centrales fondatrices, malgré les crises que le mécanisme de change européen a traversées jusqu'au milieu des années 1990. Plusieurs études récentes s'inscrivent dans cette perspective. Gerdesmeier et Roffia (2003), sur la base de séries de données mensuelles pour la zone euro depuis 1988, tentent un grand nombre de spécifications alternatives et suggèrent que l'écart de la croissance de M3 à sa valeur de référence entre significativement parmi les déterminants de la fonction de réaction de la BCE fictive qu'ils étudient. Quelle que soit la spécification envisagée, ils relèvent également que les coefficients d'inflation et de PIB obtenus ne s'écartent guère des valeurs proposées par Taylor dans son article fondateur, les valeurs affichés se situant respectivement entre 1,9 et 2,2 pour l'inflation et entre 0,1 et 0,5 pour l'écart de production mesuré à partir de l'indice de la production industrielle. Surico (2003) estime sur une période plus courte (1997-2002) une règle de politique monétaire non-linéaire pour la zone euro et conclut que la BCE semble réagir symétriquement aux écarts –positifs ou négatifs– de l'inflation par rapport à son objectif, mais accorder plus de poids aux contractions de l'activité qu'aux écarts de production positifs de même ampleur. Enfin, alors que la plupart des études empiriques disponibles pour la zone euro mettent en œuvre la méthode des moments généralisée (cf. par exemple Verdelhan, 1999), Sahuc (2002) estime par maximum de vraisemblance sur la période 1974-2000 un petit modèle macroéconomique composé de courbes IS et de Phillips hybrides et d'une règle de Taylor standard avec inflation anticipée et lissage du taux d'intérêt. Toutefois, il utilise des données annuelles et obtient une semi-élasticité du taux de Taylor à l'écart de production très élevée (2,61) par rapport aux résultats habituels.

Gerlach-Kristen (2003) suggère que, si l'on se restreint à une période relativement courte (depuis la fin des années 1980), l'hypothèse de stationnarité des séries utilisées peut être significativement rejetée, ce qui impose d'explorer une méthodologie alternative à la méthodologie standard d'estimation par les moments généralisés.

L'objectif de cette étude est de fournir un outil d'évaluation rétrospectif de la politique monétaire européenne relativement simple et le plus standard possible. On fait ainsi abstraction d'un certain nombre de débats qui ont marqué la littérature sur les règles de politique monétaire au cours des dernières années pour se concentrer sur la spécification de base la plus répandue<sup>3</sup>. La règle de Taylor de type *forward-looking* qui est proposée *in fine* pour la zone euro à douze pays n'a pas vocation à édicter une norme mais à permettre de comparer les décisions contemporaines de la BCE à l'élément systématique de la politique monétaire qui a prévalu en moyenne dans la zone euro au cours des deux dernières décennies.

Le principal apport de notre travail réside dans l'utilisation d'un écart de production pour la zone euro estimé à partir d'un petit modèle macro-économique dynamique par la technique du filtre de Kalman, parallèlement aux écarts de production utilisés généralement dans la littérature sur les règles de politique monétaire qui s'appuient sur des tendances de PIB extraites par des méthodes statistiques

---

<sup>3</sup> Parmi ces débats, on peut citer la mise en cause de l'hypothèse de lissage du taux directeur par la banque centrale (cf. pour une revue Castelnovo, 2003), l'impact de la prise en compte des données disponibles en temps réel plutôt que des données révisées disponibles seulement *ex post* (Orphanides, 2001), le caractère ou non déstabilisateur d'une règle réagissant à l'inflation anticipée (cf. par exemple Carlstrom et Fuerst, 2000), ainsi que l'ajout de variables explicatives additionnelles, notamment monétaires. Gerlach et Svensson, 2003, suggèrent toutefois dans le cas de la zone euro que le contenu en information vis-à-vis de l'inflation future de l'écart de production ou du *real money gap* –qui mesure la différence entre le stock d'encaisses réelles et sa valeur d'équilibre de long terme– est nettement supérieur à celui du taux de croissance de l'agrégat large M3.



plus élémentaires (filtre HP, tendance quadratique, voire tendance coudée). Nous pouvons dès lors affiner l'étude de la robustesse de nos résultats en donnant un aperçu plus large que Gerdesmeier et Roffia (2003) de l'impact de la mesure de l'écart de production, variable inobservable, sur les coefficients d'inflation et de PIB. Enfin, suivant la critique formulée par Gerlach-Kristen (2003) des estimations standard lorsque la stationnarité des variables n'est pas acquise, nous distinguons le cas de stationnarité du cas polaire de non-stationnarité du jeu de variables. L'ensemble de ce travail permet de déboucher sur une règle de Taylor pour la zone euro jugée suffisamment robuste.

La suite du papier est structurée comme suit. La deuxième section présente la base de données pour la zone euro reconstituée depuis 1970 ainsi que les méthodes d'estimation des différents écarts de production utilisés dans la suite, puis conduit l'étude de stationnarité. La troisième section propose une règle de Taylor estimée par la méthode des moments généralisés sur la période 1979-2003 sous l'hypothèse -standard dans cette littérature- de stationnarité des séries. La quatrième section estime sur la période 1985-2003 une règle de Taylor à partir d'un vecteur cointégrant, suivant la méthodologie de Gerlach-Kristen (2003), sous l'hypothèse alternative de non-stationnarité, apparente, du jeu de variables. La dernière section s'appuie sur les résultats précédents pour interpréter les cinq premières années de politique monétaire unique en zone euro.

## 2. Données

### Les sources

Ce travail porte sur la zone euro « synthétique » à 12 pays sur la période 1979T1–2003T2. Nous avons retenu ici des données trimestrielles afin d'utiliser les séries de PIB. On peut considérer que le choix d'une fréquence trimestrielle plutôt que mensuelle, parfois utilisée dans d'autres études<sup>4</sup>, ne diminue pas l'intérêt d'élaborer un outil de diagnostic comme un taux de Taylor dans la mesure où la politique monétaire est orientée vers un objectif de maintien de la stabilité des prix à moyen terme.

En ce qui concerne le PIB et l'inflation, les données officielles d'Eurostat sont utilisées dès qu'elles sont disponibles (respectivement 1991T1 et 1992T1). Pour les années précédentes, les données de la base de données AWM (Area-Wide Model) de Fagan, Henry et Mestre (2001) ont été retenues<sup>5</sup>.

### Construction des écarts de production

Afin de tester la robustesse des résultats, quatre écarts de production ont été utilisés dans l'étude. Les deux premiers sont issus de filtres de Hodrick-Prescott (avec des coefficients de lissage des logarithmes du PIB égaux à 7000 et 1600). Le troisième a été obtenu par utilisation d'un modèle à composantes inobservables décrivant en deux équations une économie simplifiée. Le filtre de Kalman permet d'estimer l'écart de production intervenant dans ce modèle espace-état<sup>6</sup>. La dernière mesure repose sur l'expression de la production potentielle comme fonction quadratique du temps. Ces écarts de production sont respectivement notés  $y_i^1$ ,  $y_i^2$ ,  $y_i^3$  et  $y_i^4$  (cf. Annexe 1). L'Annexe 2 développe la démarche et les spécifications considérées pour l'estimation de  $y_i^3$ .

---

<sup>4</sup> Certaines études dérivent un écart de production d'un indice de production industrielle (Clarida, Galí et Gertler, 1998 ; Faust, Rogers et Wright, 2001) ou en utilisant des techniques de mensuralisation du PIB (Gerdesmeier et Roffia, 2003).

<sup>5</sup> La base AWM est fréquemment utilisée pour reconstituer l'historique de la zone euro. La rétopolation du PIB s'appuie sur la régression des taux de croissance de la série Eurostat sur ceux de la série AWM. Celle de l'IPCH est obtenue par l'ajustement proportionnel de la série de l'IPCH de la base de donnée AWM de telle sorte que les IPCH du premier trimestre 1992 (première donnée Eurostat disponible) coïncident.

<sup>6</sup> Ce type de modèle a déjà été utilisé par Peersman et Smets (1998), Smets (1998), Gerlach et Smets (1999) ou encore Baghli et Fraisse (2002).

## Les tests de stationnarité des séries

Trois tests standards ont été utilisés pour l'étude de la stationnarité des séries : le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF), le test de Philips-Perron (PP) et le test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Selon les séries, ces tests ont été effectués avec ou sans inclusion de constante et de tendance déterministe. On rappelle que l'hypothèse nulle des deux premiers tests est la présence d'une racine unitaire, alors que celle du dernier est la stationnarité de la série considérée.

L'Annexe 3 présente les résultats de ces tests pour les séries de taux d'intérêt nominal à trois mois, l'inflation et les différents écarts de production sur la période 1979Q1–2003Q2. Les résultats des différents tests ne sont pas unanimes. Le taux d'intérêt est stationnaire au seuil de 10% si l'on ajoute une tendance. D'après les trois tests, l'inflation ne serait pas stationnaire. En ce qui concerne les écarts de production, les tests sont globalement favorables à la stationnarité des séries, conformément à l'intuition<sup>7</sup>.

## 3. Estimation d'une fonction de réaction de la BCE par la méthode des moments généralisés

### Spécification de l'équation

Nous reprenons pour cette partie de l'étude la méthodologie désormais standard proposée par Clarida, Galí et Gertler (1998) –CGG dans la suite– pour le G3 et trois pays européens (France, Italie, Royaume-Uni) de 1979 au début des années 1990<sup>8</sup>. On suppose qu'il est possible de décrire le comportement de la banque centrale par une version *forward looking* de la règle de Taylor qui intègre un mécanisme d'ajustement partiel du taux d'intérêt, soit une équation du type :

$$(1) \quad i_t = (1 - \rho) [\bar{i} + \alpha(E(\pi_{t+n}|I_t) - \bar{\pi}) + \beta E(y_t|I_t)] + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t$$

où  $E(.|I_t)$  désigne l'espérance conditionnelle à l'information disponible à la date  $t$ ,  $i_t$  le taux d'intérêt nominal à court terme,  $\pi_{t+n}$  l'inflation annuelle à la période  $t+n$ ,  $y_t$  l'écart de production exprimé en pourcentage du PIB potentiel,  $\bar{i}$  le taux d'intérêt nominal d'équilibre –défini comme la somme du taux d'intérêt réel d'équilibre et de l'objectif d'inflation– et  $\varepsilon_t$  est un bruit blanc. Le paramètre  $\rho$  représente le degré de lissage du taux d'intérêt ou d'inertie de la politique monétaire.

La formulation retenue ici suppose que la dynamique du taux d'intérêt est auto-régressive d'ordre 1, conformément au choix retenu le plus généralement. D'un point de vue théorique, Woodford (1999) a en effet démontré dans le cadre d'un modèle simple prenant en compte un comportement optimisateur des agents privés qu'un certain degré d'inertie du taux d'intérêt de la banque centrale pouvait être optimal. D'un point de vue plus pratique, le lissage des taux par la banque centrale peut s'expliquer par son souci de préserver sa crédibilité en évitant une trop forte volatilité du taux directeur ou encore de limiter l'impact sur les taux longs. Ce comportement peut également constituer une réponse à l'incertitude sur les données ou le modèle (cf. notamment Sack et Wieland, 2000 et Le Bihan et Sahuc, 2002, pour une revue). Ceci a toutefois été critiqué, notamment par Rudebusch (2002) qui suggère que la significativité du paramètre de lissage sur données trimestrielles est une illusion. Dans une étude économétrique récente du comportement de la Réserve fédérale, Castelnuovo (2003) apporte cependant de nouveaux arguments en faveur de l'hypothèse de lissage. Ellison (2003) suggère enfin, dans un cadre à anticipations rationnelles avec incertitude sur les données observées et sur les paramètres du modèle de l'économie, que la banque centrale évite d'opérer de trop fréquents

<sup>7</sup> Les tests sont toutefois assez contrastés concernant le quatrième écart de production.

<sup>8</sup> Cette méthodologie est également reprise par Gerdesmeier et Roffia (2003), Faust, Rogers et Wright (2001) et Verdelhan (1999) pour ne citer que quelques exemples récents.

retournements de son taux d'intérêt directeur afin de minimiser les coûts d'apprentissage –les siens comme ceux des agents privés– quant aux paramètres clefs du modèle.

Il est bien entendu possible de faire l'hypothèse d'une dynamique plus complexe qu'un AR(1) (cf. par exemple Judd et Rudebusch, 1998). CGG retiennent ainsi un ajustement partiel du premier ordre pour leur fonction de réaction de la Bundesbank mais préconisent un ajustement d'ordre deux pour la Réserve fédérale. Nous avons également testé l'hypothèse d'un AR(2) pour le taux d'intérêt, mais les résultats n'ont pas été concluants.

La règle de Taylor implicite correspondant à cette fonction de réaction est :

$$\tilde{i}_t = \bar{i} + \alpha(E(\pi_{t+n}|I_t) - \bar{\pi}) + \beta E(y_t|I_t)$$

Où  $\tilde{i}_t$  désigne la cible de taux d'intérêt nominal de court terme visée par la banque centrale.

On note, comme l'expliquent CGG, que cette formulation de la fonction de réaction de la banque centrale est assez générale pour rester compatible avec –et éventuellement s'insérer dans– un ensemble large de modèles macroéconomiques, pourvu que l'on retienne l'hypothèse néo-keynésienne de rigidité des prix et des salaires à court terme. On peut montrer que de telles règles sont alors optimales pour une banque centrale dont la fonction de perte est quadratique en l'inflation et l'écart de PIB (i.e. qui cherche à minimiser la somme des variances de ces deux variables)<sup>9</sup>. Toutefois, l'écart de production est généralement compris dans ce cadre comme l'écart du PIB au niveau qu'il atteindrait si les prix et les salaires étaient parfaitement flexibles et non comme l'écart à une tendance de long terme.

Sous l'hypothèse de stationnarité des séries, il est possible d'estimer la fonction de réaction par la méthode des moments généralisés (MMG), ainsi que le font CGG et les auteurs qui s'en inspirent. Pour ce faire, on réécrit l'équation précédente sous la forme (avec  $n = 4$ ) :

$$(2) \quad i_t = (1 - \rho)[\alpha\pi_{t+4} + \beta y_t + \gamma] + \rho i_{t-1} + v_t$$

où  $\gamma = \bar{i} - \alpha\bar{\pi}$  avec  $\bar{\pi}$  l'objectif d'inflation de long terme, soit en termes réels :

$$\bar{r} = \bar{i} - \bar{\pi} = \gamma + (\alpha - 1)\bar{\pi} \text{ et}$$

$$v_t = -(1 - \rho)[\bar{i} + \alpha(\pi_{t+4} - E(\pi_{t+4}|I_t)) + \beta(y_t - E(y_t|I_t))] + \varepsilon_t$$

Le taux d'intérêt réel d'équilibre, qui dans ce cadre ne dépend que de facteurs réels, et l'objectif d'inflation ne peuvent être estimés simultanément. Sur la base des résultats affichés par Bordes et Clerc (2003) et compte tenu de la clarification récente de la stratégie de la BCE annonçant un objectif de moyen terme « *inférieur à mais proche de 2 %* », on retient un objectif d'inflation de 1,8 %. Il est clair toutefois que cette valeur, si elle caractérise aujourd'hui la stratégie de politique monétaire de la BCE, ne rend pas compte de l'objectif qui pouvait prévaloir avant l'introduction de l'euro, notamment lors de la phase de désinflation. Le taux d'intérêt réel d'équilibre associé, supposé constant sur la période d'estimation (cf. *infra*), sera donc probablement trop faible pour la décennie 1980 et une partie de la décennie 1990. On touche là cependant une limite bien connue de l'estimation de fonctions de réaction de banque centrale sur des périodes marquées par des changements de régime d'inflation voire de politique monétaire<sup>10</sup>.

<sup>9</sup> Les anticipations d'inflation et d'écart de production qui interviennent dans la règle de Taylor dépendent de la modélisation de l'économie retenue par les autorités monétaires. Dans une contribution récente, Levin, Wieland et Williams (2003) suggèrent qu'une règle qui prend en compte les anticipations d'inflation à horizon d'un an et l'écart de production courant constitue une réponse efficace et robuste à l'incertitude liée à la modélisation.

<sup>10</sup> La prise en compte de cette limite plaide pour l'estimation d'un taux d'intérêt réel d'équilibre variant dans le temps. L'estimation économétrique d'un tel « taux naturel » pour la zone euro fait partie des prolongements envisagés à cette étude.

On sait que les moindres carrés ordinaires (MCO) ne sont pas indiqués pour estimer ce type d'équation. En effet, on se heurte à un triple problème de mesure avec erreur des variables explicatives (inflation anticipée mesurée par l'inflation réalisée *ex post* et *output gap*, variable inobservable), de corrélation d'une partie des régresseurs avec le terme d'erreur composite et enfin d'endogénéité de l'inflation future aux chocs de politique monétaire. Dès lors, l'estimateur des MCO est biaisé et non-convergent.

La méthode MMG, qui généralise plusieurs autres méthodes dont les MCO et les moindres carrés en deux étapes avec variables instrumentales, présente plusieurs avantages pour l'estimation de ce type d'équation. En particulier, il n'est pas nécessaire de spécifier la distribution des résidus et donc par exemple de vérifier que ceux-ci suivent une loi normale. La seule contrainte, lorsque l'on met en œuvre cette méthode avec des variables instrumentales, consiste à choisir un jeu d'instruments orthogonal aux résidus. Sous l'hypothèse que cette condition est réalisée et que les instruments sont en outre corrélés aux variables explicatives, les estimateurs des paramètres obtenus par la MMG sont convergents et asymptotiquement normalement distribués<sup>11</sup>.

Comme l'illustre la section suivante, les résultats d'une telle estimation sont toutefois très sensibles à la modification à la marge de certaines hypothèses. Afin de permettre d'évaluer la robustesse de la fonction de réaction retenue, on procède donc à plusieurs estimations concurrentes correspondant à des choix différents pour l'écart de production et le nombre d'instruments<sup>12</sup> :

#### *Écart de production*

Différentes méthodes sont employées dans la littérature pour mesurer le niveau potentiel de production, qui est une variable inobservable, et en déduire un écart de production<sup>13</sup>. Les filtres HP et les tendances polynomiales (quadratique ou cubique) sont couramment utilisées dans la littérature empirique consacrée aux fonctions de réaction des banques centrales (cf. Tableau 2 *infra*). L'utilisation concurrente d'un PIB potentiel estimé par un modèle à composantes inobservables (filtre de Kalman) pour la détermination d'une fonction de réaction de type Taylor constitue par contre une particularité de cette étude<sup>14</sup>.

#### *Variables instrumentales*

Lorsque l'on emploie une méthode avec variables instrumentales comme ici, la convergence asymptotique de l'estimateur des paramètres est plus rapide si le nombre d'instruments est plus élevé mais le biais de l'estimateur en échantillon fini s'accroît. Ainsi, lorsque le nombre d'instruments tend vers le nombre d'observations des séries utilisées, l'estimateur MMG tend vers l'estimateur, biaisé, des MCO<sup>15</sup>. Par souci de simplicité, on limite ici, comme Florens, Jondeau et Le Bihan (2001), le choix des instruments du modèle de base aux retards des variables de l'équation (2). Les résultats sont présentés pour un ensemble d'instruments comprenant les retards 2 à 6 (respectivement 8) du taux

---

<sup>11</sup> La mise en œuvre pratique de la MMG impose un certain nombre d'hypothèses techniques (cf. Florens et al., 2002, pour une discussion de l'impact des différentes options sur l'estimation d'une fonction de réaction de la Réserve fédérale). Nous utilisons ici une matrice de poids compatible avec la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation, calculée avec le kernel de Bartlett et une largeur de bande fixe égale à 4. L'estimation est conduite par itération séquentielle sur la matrice de poids et sur les paramètres.

<sup>12</sup> Gerdesmeier et Roffia (2003) comparent pour leur part les équations estimées avec différents types d'écart de production (calculé à partir de l'IPI ou du PIB mensualisé, la tendance étant extraite sous forme de tendance coudée, quadratique ou via un filtre HP), trois mesures de l'inflation (IPCH, IPCH hors énergie et alimentaire frais, déflateur mensualisé du PIB) et l'inclusion de variables explicatives additionnelles : taux de change, taux d'intérêt à court terme américain, déviation de la croissance de M3 par rapport à sa valeur de référence.

<sup>13</sup> Cf. le dossier sur la croissance potentielle présenté dans le Bulletin mensuel de la Banque de France de juillet 2002.

<sup>14</sup> Peersman et Smets (1998), puis Smets (1998) estiment ce type de modèle à composantes inobservables et en déduisent des règles monétaires optimales de différentes formes après avoir spécifié une fonction de perte pour la banque centrale. Ils n'utilisent pas l'écart de production obtenu pour estimer une fonction de réaction.

<sup>15</sup> Cf. Johnston et Dinardo (1997), page 157.

d'intérêt et les retards 1 à 6 (respectivement 8) de l'inflation et de l'écart de production. Dans un deuxième temps, on introduit comme instrument supplémentaire les valeurs retardées d'un taux *forward* de 5 à 10 ans estimé pour l'Allemagne, puis le taux long de la zone euro. Ces deux dernières variables instrumentales sont utilisées comme *proxy* des anticipations d'inflation dans la zone euro.

La période retenue est 1979T1–2003T2<sup>16</sup>. Le choix de la période résulte d'un arbitrage entre plusieurs contraintes. Tout d'abord, la MMG impose de disposer d'un échantillon le plus large possible : l'estimateur MMG des paramètres de l'équation ne présente de qualités satisfaisantes qu'asymptotiquement. Toutefois, la reconstitution d'une zone euro prend un caractère fictif de plus en plus marqué à mesure que l'on s'éloigne de 1999. La période débutant en 1979T1 présente l'intérêt institutionnel de correspondre à l'introduction du Système monétaire européen et l'intérêt technique de fournir un nombre raisonnable d'observations.

## Résultats de l'estimation

Les résultats des différentes estimations de la fonction de réaction de la BCE sont résumés dans l'Annexe 4. On remarque d'emblée que toutes les régressions présentent un  $R^2$  ajusté très élevé, de l'ordre de 0,97. Combinée à une valeur proche de l'unité du coefficient de lissage du taux d'intérêt, cette valeur élevée du coefficient de détermination n'est pas nécessairement le signe d'une régression de bonne qualité mais peut être indicatrice de non-stationnarité de la série de taux d'intérêt. Outre le niveau du coefficient de détermination, qui n'est donc pas à lui seul discriminant, nos critères de sélection pour le choix de la « bonne » régression sont doubles :

- L'acceptation de toutes les restrictions sur-identifiantes liées aux instruments, soit, en d'autres termes, la validation statistique des instruments choisis pour l'estimation de l'équation par la MMG. La statistique J permet de vérifier que ces restrictions sont acceptées. Les *p-values* dérivant des distributions asymptotiques sont toutes largement supérieures à 0,50 et souvent proches de l'unité, ce qui conduit à accepter systématiquement ces restrictions sur-identifiantes liées aux instruments. Cependant, il est bien connu que de telles inférences statistiques se basant sur la théorie asymptotique peuvent être trompeuses lorsque l'on travaille sur des échantillons finis. Aussi, une procédure de type *bootstrap* a-t-elle été mise en œuvre afin d'estimer la vraie distribution de la statistique J en échantillon fini et d'améliorer la précision du test qui lui est associé (noté *J-test* dans les tableaux de l'Annexe 4)<sup>17</sup>.
- la vraisemblance économique et la significativité des coefficients estimés. Ainsi, on s'attend à un signe positif pour les coefficients de l'inflation et du PIB et à un taux d'intérêt nominal d'équilibre pas trop élevé (inférieur à 5 %, soit un taux d'intérêt réel de l'ordre de 2 % à 3 % pour un objectif d'inflation compatible avec l'objectif actuel de l'Eurosystème). De plus, il est souhaitable que le paramètre de lissage ne soit pas trop proche de l'unité (inférieur à 0,9 par exemple). Enfin et bien que ceci ne constitue pas en soi un critère de sélection ou de rejet de l'équation obtenue, on peut

---

<sup>16</sup> Comme l'inflation anticipée est mesurée par l'inflation réalisée *ex post*, l'équation estimée ne permet de calculer le taux de Taylor que jusqu'en 2002T2

<sup>17</sup> Le *bootstrap* doit permettre de diminuer l'erreur de probabilité de rejet, c'est à dire la différence entre la fréquence réelle de rejet de l'hypothèse nulle et le niveau du test (MacKinnon, 2002). La procédure employée est la suivante :

- dans un premier temps, nous calculons les résidus notés  $v_t$  dans l'équation (3.2) ;
- dans un deuxième temps, nous réalisons B simulations de séries de résidus  $\{v'_1, \dots, v'_T\}$  (chaque  $v'_t$  est tiré équiprobablement parmi  $\{v_t, \dots, v_T\}$ ) ;
- dans un troisième temps, nous reformons B séries de taux d'intérêt  $i'$  correspondant aux B simulations de séries  $v'$  ;
- pour chacune de ces séries  $i'$ , nous utilisons la MMG et nous calculons la *J-stat* associée.

Si le nombre B est suffisamment grand, nous pouvons considérer que les B valeurs de *J-stat* obtenues fournissent une bonne approximation de la densité théorique de celles-ci. La proportion de valeurs supérieures à la *J-stat* obtenue lors de l'estimation initiale de l'équation constitue alors une bonne approximation de la *p-value* de cette statistique.

vérifier par un test de Wald joint que les coefficients de l'inflation et du PIB ne sont pas significativement différents des coefficients *ad hoc* proposés par Taylor (1993).

L'application du premier critère montre qu'il est préférable d'utiliser le taux *forward* comme *proxy* des anticipations d'inflation plutôt que le taux long. En effet, les résultats des *J-tests* montrent que la présence du taux long parmi les instruments conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'acceptation des restrictions sur-identifiantes, alors que cette hypothèse n'est pas rejetée si l'on substitue le taux *forward* au taux à long terme. Ceci suggère que l'hypothèse d'orthogonalité entre le taux long et les résidus de (1) n'est pas satisfaite, et conduit à exclure le taux long des instruments.

On peut noter que les résultats restants respectent le « principe de Taylor », qui recommande que le coefficient de l'inflation soit supérieur à l'unité : classiquement, si ce principe est respecté, alors, le problème d'indétermination dynamique associé à l'adoption d'une règle *forward-looking* comme l'équation (1) est résolu.

Quatre estimations présentent un coefficient de PIB proche des valeurs habituelles et un coefficient de lissage inférieur ou égal à 0,9 (équations F, M, O et P. Toutefois, on note que l'estimation réalisée sans inclusion du taux *forward* comme variable instrumentale et avec un écart de production tiré du filtre de Kalman (éq. F) présente un coefficient de PIB non-significatif (t de Student égal à 1,14). Enfin, par souci de parcimonie, on élimine la règle P, dont les coefficients sont très proches de la règle O mais qui requiert huit variables instrumentales supplémentaires<sup>18</sup>. Les deux estimations concurrentes considérées en fin de compte comme « satisfaisantes » sont présentées dans le tableau 1.

**Tableau 1 : Résultats des estimations par les MMG (extrait de l'Annexe 4)**

Instruments : retards des taux courts, de l'inflation, de l'écart de production et des taux <i>forward</i> allemands (5-10 ans)													
	Écart de production	$\bar{r}$	$\alpha$	t-student	$\beta$	t-student	$\rho$	t-student	$\bar{R}^2$	J-stat.	p-value	Nb d'instruments	Wald $\chi^2$ (p-value)
Éq. M	$y_t^3$ FK	2.56	1.74	8.44	0.83	1.76	0.90	48.68	0.97	13.81	0.28	23	1.56 (0.46)
Éq. O	$y_t^4$ Quad	2.78	1.46	9.39	0.68	2.26	0.89	58.03	0.97	14.27	0.18	23	0.39 (0.82)

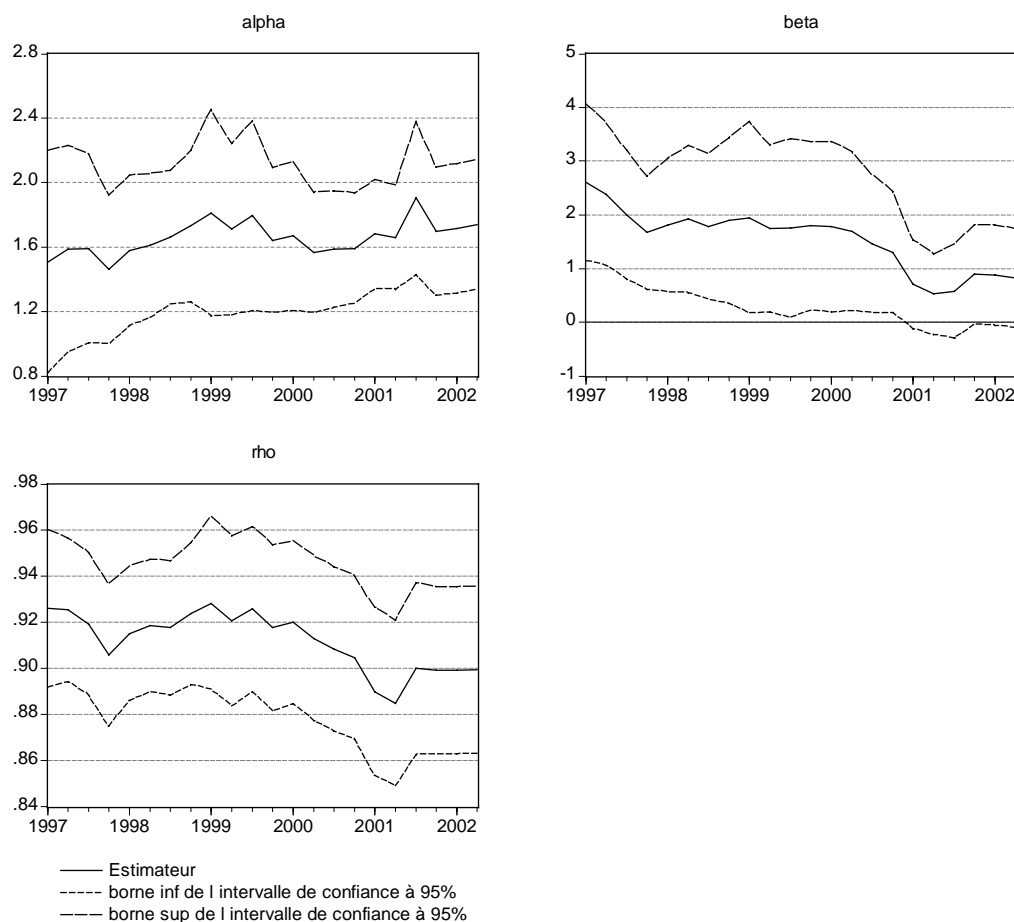
L'équation O, qui utilise l'écart de production estimé à partir d'une tendance quadratique ajustée au PIB, présente des coefficients d'inflation et de PIB significatifs au seuil de 1 %, assez proches des valeurs habituelles –ils satisfont le test de Wald joint de conformité aux valeurs initiales de Taylor–, ainsi qu'un coefficient de lissage parmi les plus faibles de toutes les régressions réalisées (0,89).

L'équation M utilise l'écart de production estimé par un filtre de Kalman. Celui-ci s'appuie sur un petit modèle macroéconomique, mode d'estimation qui peut sembler plus satisfaisant qu'une tendance quadratique imposée arbitrairement. Les coefficients obtenus satisfont également le test de Wald de conformité aux valeurs initiales de Taylor. Enfin, le taux d'intérêt réel d'équilibre déduit de l'équation M est égal à 2,56 %, soit une valeur proche du taux de croissance tendanciel du PIB retenu généralement pour la zone euro (de 2,0 % à 2,5 %), ce qui paraît plus satisfaisant pour la période récente que le taux déduit de l'équation O. Toutefois, le coefficient de PIB de l'équation M n'est significatif qu'au seuil de 8 % contre moins de 5 % pour le coefficient de PIB de l'équation alternative.

<sup>18</sup> L'étude de la stabilité des coefficients sur la période 1997 T1-2002 T2 révèle en outre que le coefficient de l'écart de production est particulièrement instable pour cette règle. Il apparaît significativement négatif sur 1998 et significativement positif à partir de la fin 2000.

Des estimations récursives nous ont permis de d'apprécier la stabilité des deux régressions<sup>19</sup>. La stabilité des coefficients de lissage et des coefficients d'inflation anticipée est relativement bonne et comparable d'une équation à l'autre. Par contre, le coefficient de PIB issu de l'équation M est un peu plus instable. Le graphique 1 présente les résultats des estimations récursives pour la règle M. L'absence de rupture manifeste en 1999 justifie *a posteriori* notre hypothèse de travail implicite, qui est celle d'une solution de continuité entre la politique monétaire moyenne dans l'UE12 avant l'introduction de l'euro et celle de la BCE après. Nous sommes donc autorisés à utiliser l'information des années 1999 à 2002 pour estimer notre règle « historique ».

**Graphique 1 : Stabilité des paramètres de la règle estimée**



Ainsi que l'illustre le graphique 2 ci-dessous, les mouvements de taux préconisés par l'une et l'autre règle sont en réalité très proches, dès le début des années 1980 et plus encore sur la période récente<sup>20</sup>. Le graphique 3 présente pour chaque estimation le taux de marché à trois mois, le taux d'intérêt estimé correspondant à la « fonction de réaction de la BCE » et le taux de Taylor associé. On note, comme il est usuel avec ce type de modélisation et compte tenu de la valeur élevée du coefficient de lissage, que la fonction de réaction estimée suit de très près le taux de court terme observé.

<sup>19</sup> On étudie la stabilité des coefficients en ré-estimant chaque équation de façon récursive sur un échantillon croissant. La période d'estimation commence toujours en 1979 T1 mais intègre à chaque fois un trimestre de données supplémentaire (y compris pour les anticipations d'inflation), de 1997 T1 à 2002 T2.

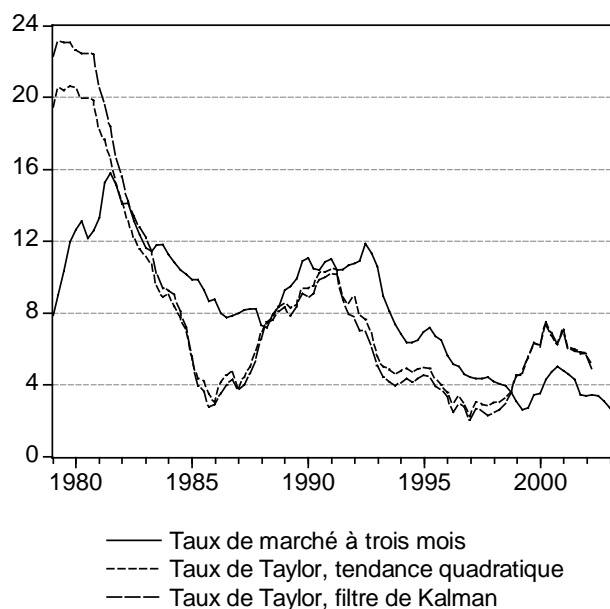
<sup>20</sup> Pour cette illustration, on fait l'hypothèse peu convaincante mais standard que le taux d'inflation *ex post* fournit une approximation acceptable du taux d'inflation anticipé à l'horizon d'un an. Cette approximation est bien sûr d'autant plus critiquable que, dans la zone euro, les anticipations d'inflation à moyen terme ont été systématiquement inférieures aux réalisations depuis la création de l'UEM (cf. Bordes-Clerc, 2003).

Enfin, à titre de complément, le tableau 2 présente le résultat d'estimations de fonctions de réaction identiques aux équations M et O obtenu par les moindres carrés ordinaires (équations M' et O') ainsi que par la méthode des doubles moindres carrés, avec le même ensemble d'instruments que pour M et O (équations notées M'' et O'' dans le tableau). Il apparaît que dans l'un et l'autre cas, les résidus sont auto-corrélés. En outre, les coefficients autorégressifs sont proches de l'unité et les coefficients relatifs à l'écart de production sont élevés (de 1.53 à 4.24) mais leur intervalle de confiance à 90% contient zéro. Ces résultats médiocres renforcent donc *ex post* la légitimité du recours à la MMG tel que nous l'avons préconisé.

**Tableau 2 : Résultats des estimations par les Moindres Carrés et Doubles Moindres Carrés**

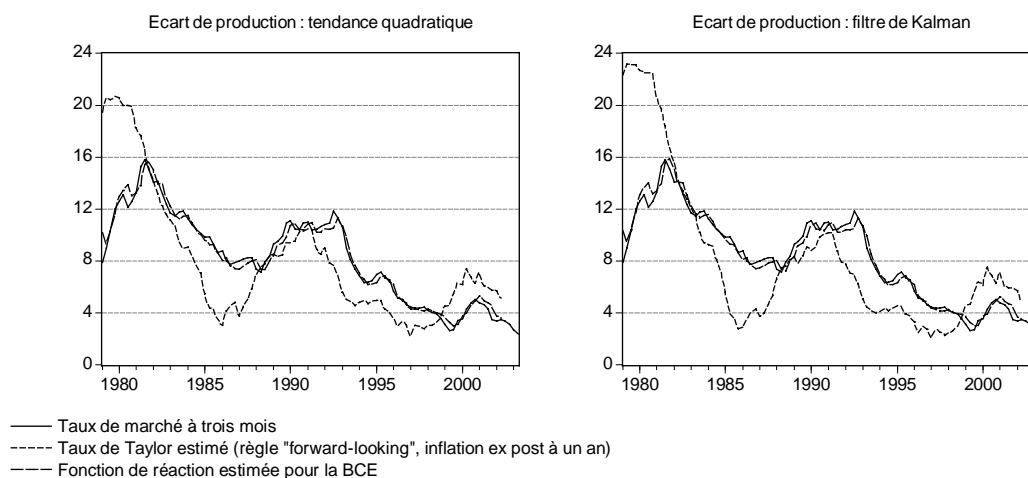
Instruments des doubles moindres carrés: retards des taux courts, de l'inflation, de l'écart de production et des taux <i>forward</i> allemands (5-10 ans)										
	Écart de production	$\bar{r}$	$\alpha$	<i>t-student</i>	$\beta$	<i>t-student</i>	$\rho$	<i>t-student</i>	$\bar{R}^2$	Durbin-Watson
Éq. M' MCO	$y_t^3$ FK	2.66	1.24	2.93	2.41	1.59	0.95	37.61	0.97	1.31
Éq. M'' DMC	$y_t^3$ FK	2.94	1.22	3.77	1.53	1.44	0.93	33.05	0.97	1.28
Éq. O' MCO	$y_t^3$ FK	3.11	1.50	2.00	4.24	0.85	0.97	31.92	0.97	1.28
Éq. O'' DMC	$y_t^4$ Quad	3.16	1.37	3.37	1.88	0.91	0.94	26.30	0.97	1.24

**Graphique 2 : Règles de Taylor estimées par les MMG et taux de marché à trois mois**  
(avec l'inflation réalisée *ex post* à l'horizon d'un an comme approximation des anticipations d'inflation)





### Graphique 3 : Taux de marché à trois mois, fonctions de réaction de la BCE et règles de Taylor



## 4. Estimation d'une « règle » pour la zone euro par cointégration

### Introduction et justification de l'approche

Cette section reprend la méthodologie mise en œuvre par Gerlach-Kristen (2003). Selon ce papier, les taux longs contiennent une information concernant les anticipations d'inflation susceptible d'être utilisée par la banque centrale<sup>21</sup>. Sous l'hypothèse que les séries utilisées sont en apparence non-stationnaires (compte tenu de la faible étendue de la période d'étude), l'auteur met en évidence une relation de cointégration entre les taux courts, l'écart de production, l'inflation (courante) et les taux longs (qui jouent le rôle de *proxy* de l'inflation anticipée). Cependant, l'auteur discute peu de l'interprétation que l'on peut donner de cette relation de cointégration<sup>22</sup>. Elle la présente de fait comme une « règle » dans la mesure où elle intervient comme force de rappel dans une équation dynamique portant sur les variables en différences premières. Ceci est pour le moins discutable, ne serait-ce que parce que le taux d'intérêt à long terme est vraisemblablement endogène aux variations contemporaines du taux directeur de la banque centrale. Toutefois, on peut considérer que si les séries observées sont apparemment non-stationnaires sur une quinzaine d'années et que si la banque centrale suit une règle qui fixe le niveau souhaitable à moyen terme du taux nominal de court terme en fonction de l'écart d'inflation courante, de l'écart de production et du taux d'intérêt à long terme, alors la relation de cointégration que l'on peut mettre en évidence doit correspondre à cette règle. Dès lors, l'exercice conduit sous hypothèse de non-stationnarité peut avoir pour justification de fournir un élément d'appréciation de l'impact sur la règle estimée par les MMG de l'erreur de diagnostic éventuelle associée à l'hypothèse polaire de stationnarité.

Deux arguments purement statistiques plaident en effet en faveur de l'utilisation des techniques de cointégration :

<sup>21</sup> L'article de Gerlach-Kristen se termine par une étude sur le contenu en information des taux longs. En particulier, il y est montré que les variations des taux longs sont assez largement corrélées à celles d'une mesure d'inflation anticipée basée sur des calculs de taux *forward*, alors que celles du taux d'intérêt nominal à court terme le sont beaucoup moins. Ceci suggère que les variations des taux longs peuvent être décomposées en deux composantes orthogonales : une première relative aux variations du taux à court terme et une deuxième relative à celles de l'inflation à long terme.

<sup>22</sup> On peut noter que des économistes de la Banque de Finlande (Huang, Margaritis et Mayes, 2001) ont également utilisé des techniques de cointégration afin d'estimer une règle de Taylor pour la Nouvelle-Zélande. Ils sont également peu disert sur l'interprétation économique que l'on peut faire de cette relation.

- d'une part, comme il est exposé plus bas, les tests de stationnarité rejettent difficilement l'hypothèse nulle de présence de racines unitaires dans les séries, surtout si la période d'estimation est relativement courte (inférieure à une vingtaine d'années).
- d'autre part, alors que les estimations par les MMG prennent comme hypothèse la stationnarité des séries, les résultats de telles estimations aboutissent, comme il a été mentionné précédemment, à un fort  $R^2$  et à un coefficient autorégressif (devant  $i_{t-1}$ ) proche de l'unité. Ces deux observations sont un indice d'un comportement probablement non-stationnaire du taux d'intérêt de court terme sur la période d'estimation.

Dans ces conditions, il nous semble utile de recourir à une méthode s'appuyant sur l'hypothèse de non-stationnarité des séries afin de comparer ses résultats avec ceux reposant sur son alternative. Cette comparaison permettra de caractériser la robustesse de la première estimation que nous jugeons plus solidement fondée *a priori*.

L'Annexe 3 montre que la stationnarité des séries sur la période 1985T1–2003T2 est plus discutable que sur la période 1979T1–2003T2. Plus précisément, les trois tests s'accordent sur la non-stationnarité des taux d'intérêt (courts et longs) et les tests ont des résultats opposés pour l'inflation ainsi que pour le premier écart de production<sup>23</sup>. Une fois de plus, nous reconnaissons que ces séries sont probablement stationnaires sur de plus longues périodes, mais le fait que l'on ne puisse pas présentement rejeter leur caractère I(1) légitime statistiquement l'utilisation des techniques de cointégration.

L'étude de Gerlach-Kristen a été réalisée pour la zone euro sur la période 1988T1 – 2002T2. Notre travail a été effectué dans un premier temps sur la période 1979T1 – 2003T2, mais les tests de stabilité ont décelé une rupture au milieu des années quatre-vingt qui peut s'expliquer par l'accélération de la désinflation et notamment la suppression de l'indexation des salaires par les prix dans plusieurs grands pays au cours de ces années. La période finalement retenue est 1985T1 – 2003T2, elle correspond approximativement à deux cycles économiques.

## Tests de cointégration

Nous utilisons la procédure de Johansen (1991) afin de déterminer le nombre de relations de cointégration que l'on peut extraire des quatre séries :  $y_t, \pi_t, i_t$  et  $l_t$ , où  $l_t$  est le taux à long terme. Une constante est permise dans l'(les) éventuelle(s) relation(s) de cointégration et dans le VAR de test, ce qui autorise l'existence de tendances déterministes dans les données. Le premier tableau de l'Annexe 5 montre les résultats des tests de trace et de celui de la valeur propre maximale obtenus pour un nombre de retards égal à un<sup>24</sup>. Le test de la trace permet de tester l'hypothèse nulle de l'existence de  $r$  relations de cointégration contre l'hypothèse alternative de 4 relations de cointégration. Le diagnostic de ce test suggère que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration au seuil de 5% et reconnaît l'existence d'une seule relation de cointégration. Le test de la valeur propre maximale teste l'hypothèse nulle de l'existence de  $r$  relations de cointégration contre l'hypothèse alternative de  $r+1$  relations de cointégration. Celui-ci ne détecte pas de relation de cointégration. Nous supposons dans la suite l'existence d'un seul vecteur cointégrant.

## Estimation de la structure à correction d'erreur

L'estimation complète du modèle à correction d'erreur serait assez ambitieuse compte tenu du nombre de données disponibles : avec trois retards dans la spécification et une seule relation de cointégration, nous aurions en effet 59 coefficients à estimer alors que nous ne disposons que de 74 observations.

<sup>23</sup> Nous avons réalisé l'étude avec les quatre écarts de production présentés plus haut. Les coefficients obtenus sont proches. Nous avons finalement retenu celui tiré d'un filtre HP (7000) car c'est celui qui fournit les significativités les plus satisfaisantes dans la relation de cointégration.

<sup>24</sup> Les critères d'Akaïke et de Schwarz préconisent un retard unique.

Suivant Gerlach-Kristen, nous utilisons une approche due à Stock et Watson (1993). La relation de cointégration cherchée est de la forme :

$$(3) \quad i = a + b_l l + b_\pi \pi + b_y y$$

Une relation de cointégration peut être vue comme une relation de long terme liant les différentes variables. La méthode consiste à estimer (3) par les moindres carrés, en ajoutant des variations passées mais aussi futures des variables. Plus précisément, nous avons estimé :

$$(4) \quad i_t = a + b_l l_t + b_\pi \pi_t + b_y y_t + \sum_{p=-1}^1 (a_{lp} \Delta l_{t+p} + a_{\pi p} \Delta \pi_{t+p} + a_{yp} \Delta y_{t+p}) + v_t$$

Ceci permet de corriger l'endogénéité des variables du membre de droite<sup>25</sup> et rend possible l'utilisation des statistiques classiques relatives aux MCO pour construire des tests asymptotiquement valides sur le vecteur de cointégration, moyennant certaines corrections. Stock et Watson suggèrent que l'autocorrélation des erreurs de (4) peut être efficacement corrigée par l'utilisation des moindres carrés généralisés (en l'occurrence, procédure itérative de Cochrane-Orcutt). De plus, cette méthode permet d'utiliser directement les variances des paramètres obtenues par les MCG pour construire des tests suivant asymptotiquement des  $\chi^2$ . Les résultats de l'estimation sont présentés dans l'Annexe 5. Contrairement à l'étude de Gerlach-Kristen, une structure AR(1) pour modéliser la dynamique du terme d'erreur de (4) n'a pas suffi à supprimer l'autocorrélation<sup>26</sup>, nous avons donc utilisé une structure AR(2), c'est à dire :

$$(5) \quad v_t = \rho_1 v_{t-1} + \rho_2 v_{t-2} + \varepsilon_t$$

La relation de cointégration estimée est la suivante:

$$(6) \quad i_t = -1.97 + 0.93l_t + 0.60\pi_t + 0.31y_t$$

La présence du taux long dans cette relation complique la comparaison avec une règle de Taylor habituelle. Nous proposons donc de la transformer en écrivant le taux long comme la somme de l'anticipation d'inflation à long terme  $E_t(\pi_{t,t})$ , d'un taux d'intérêt réel d'équilibre et d'une prime de risque  $\lambda$ . Sur la période 1996–2003, le taux d'intérêt réel neutre dérivant d'une règle de Taylor *ad hoc* est de 2,1%. Nous retenons cette valeur comme approximation du « taux d'intérêt d'équilibre »<sup>27</sup>. De plus, nous supposons que sur la période récente 1999–2003, la prime de risque est telle que  $E_t(\pi_{t,t}) - \pi_{t,t}$ , soit nul en moyenne, ce qui traduit l'ancrage des anticipations d'inflation sur cette période. Nous obtenons alors  $\lambda=0.84\%$ . Pour la période 1999 – 2003, notre relation peut donc s'écrire :

$$i_t = -0.02 + 0.93(E_t(\pi_{t,t}) + \lambda) + 0.60\pi_t + 0.31y_t$$

ou bien :

$$i_t = 2.73 + 0.93\lambda + 1.53(\pi_t - \bar{\pi}) + 0.31y_t + 0.93(E_t(\pi_{t,t}) - \pi_t)$$

Soit finalement :

<sup>25</sup> L'utilisation des MCO pour estimer (4) rend par construction les résidus estimés orthogonaux aux variations passées, contemporaines et futures les plus proches ( $p < 2$ ).

<sup>26</sup> D'après les Q-statistiques des résidus.

<sup>27</sup> Nous estimons le taux d'intérêt réel « d'équilibre » de la règle *ad hoc* comme la moyenne sur la période 1996T1-2003T2 (soit approximativement un cycle économique, cf. graphiques de l'annexe 1) du taux d'intérêt réel variable :

$$r_t^* = i_t - (\pi_t + 0.5(\pi_t - \bar{\pi}) + 0.5y_t)$$

avec les mêmes notations que précédemment –cf. note 1) et un objectif d'inflation de la BCE à 1,8 %. Les résultats sont proches de la simple moyenne du taux d'intérêt réel *ex post*. Le mode de calcul proposé ici consiste à corriger le taux réel « d'équilibre » constant des biais constatés de l'écart de production et de l'écart d'inflation sur l'échantillon. Ces deux dernières variables pouvant raisonnablement être supposées centrées sur le « long terme », le taux réel « d'équilibre » proposé est bien compatible avec la relation de Fisher.

$$(7) \quad i_t = 1.71 + \pi_t + 0.53(\pi_t - \bar{\pi}) + 0.31y_t + 0.93(E_t(\pi_{t,t}) - \pi_t)$$

En supposant que les mouvements du taux long traduisent effectivement les variations d'anticipation d'inflation, il convient de comparer la somme de  $b_l$  et de  $b_\pi$  au coefficient classique de la règle de Taylor relatif à l'inflation (1,5). Le test mis en œuvre est le test de Wald<sup>28</sup> avec l'hypothèse nulle suivante :

$$\begin{cases} b_l + b_\pi = 1.5 \\ b_y = 0.5 \end{cases}$$

Cette hypothèse ne peut être rejetée.

Enfin, il reste à estimer la dynamique du taux d'intérêt avec prise en compte du terme d'erreur  $ec$ , où

$$(8) \quad ec_t = i_t - a - b_l l_t - b_\pi \pi_t - b_y y_t$$

$$(9) \quad \Delta i_t = c_{ce} ec_{t-1} + c_i \Delta i_{t-1} + \sum_{p=0}^2 (c_{lp} \Delta l_{t-p} + c_{\pi p} \Delta \pi_{t-p} + c_{yp} \Delta y_{t-p}) + \omega_t$$

Puisque l'équation (9) fait apparaître les variations simultanées des variables endogènes, l'estimateur des doubles moindres carrés est utilisé<sup>29</sup>. L'Annexe 5 présente les résultats de cette estimation<sup>30</sup>: le coefficient correspondant au terme de correction est significativement négatif au seuil de 10%. Ceci valide en partie la spécification de la dynamique du taux d'intérêt et reconnaît en particulier l'importance du rôle de la relation de cointégration obtenue<sup>31</sup>.

## Intérêt et limites de l'approche

Cette approche souffre de trois limitations importantes qu'il convient de souligner. Premièrement, il est difficile d'apporter une explication théorique à l'hypothèse du comportement intégré d'ordre un de variables telles que l'écart de production, ce qui affaiblit la portée de la modélisation. Deuxièmement, le rapprochement entre une règle de type Taylor et notre relation cointégrante est discutable d'un point de vue théorique. En particulier, la règle de Taylor standard (cf. introduction) est une relation de court terme qui peut s'interpréter simplement si l'on se place à l'équilibre de long terme : dans ce cas, l'écart de production comme l'écart d'inflation s'annulent et l'on retrouve la relation de Fisher entre le taux nominal et le taux réel d'équilibre. Par contraste, notre relation cointégrante, qui par tradition d'interprétation de ce type d'équation doit être assimilable à une relation de « long terme », fait apparaître des variables qui devraient pourtant s'annuler à long terme. Troisièmement, la règle établie par cette méthode utilise les taux longs qui ne sont pas habituellement inclus dans les fonctions de réaction et sont vraisemblablement endogènes aux taux d'intérêt à court terme avec des séries de fréquence trimestrielle.

Ces trois raisons nous font préférer les règles estimées classiquement sous l'hypothèse de stationnarité. Cependant, l'étude proposée dans cette section est instructive à double titre. Tout d'abord, en soulignant l'importance du lien existant entre le taux court et les anticipations d'inflation contenues dans les taux longs, les résultats plaident en faveur de la prise en compte des anticipations d'inflation dans les règles classiques. En outre, il apparaît que la prise en compte d'une éventuelle non-

<sup>28</sup> Valide asymptotiquement en utilisant directement la matrice de variance covariance des estimateurs obtenus par les moindres carrés généralisés, cf. Hamilton (1994) chapitre 19.3.

<sup>29</sup> les instruments consistent en 5 retards de chacune des 4 variables.

<sup>30</sup> Le critère d'Akaike et la significativité des paramètres ont été utilisés pour déterminer les retards pertinents des variables.

<sup>31</sup> En effet, lorsque le taux d'intérêt est inférieur (resp. supérieur) à la valeur donnée par la règle, une correction positive (resp. négative) est apportée au taux d'intérêt d'après la dynamique décrite par (4.6) et l'estimation de ses paramètres.

stationnarité des données aboutit à des coefficients relativement proches de ceux de la règle de Taylor estimée sous l'hypothèse alternative. Cette dernière paraît donc relativement robuste à l'erreur de spécification qui découlerait d'un traitement inadéquat de la non-stationnarité.

#### 4. Interprétation et diagnostic sur la politique monétaire conduite depuis 1999

Compte tenu de la proximité des deux règles jugées statistiquement recevables (cf. *supra*, équations M et O) et pour simplifier l'exposé, nous choisissons dans la suite de n'appuyer notre interprétation des résultats que sur la seule règle estimée à partir de l'écart de production tiré du filtre de Kalman (équation M). La méthode d'estimation employée, qui introduit un minimum de structure dans la mesure de l'écart de production, nous paraît en effet plus satisfaisante que l'utilisation d'une tendance quadratique purement *ad hoc*.

Le tableau 3 compare ainsi notre règle « historique » avec quelques résultats récents tirés de la littérature empirique sur les règles de politique monétaire pour la BCE ou la Bundesbank avant 1999 et utilisant la MMG. Notre règle présente des coefficients proches de ceux qu'obtiennent Gerdesmeier et Roffia (2003) pour une spécification similaire de la fonction de réaction de la « BCE », bien qu'ils travaillent en données mensuelles, avec l'IPI au lieu du PIB et sur une période plus courte (1985-2002). Sur la base, certes parcellaire, des quelques études citées dans ce tableau, il semble en outre que la règle européenne présente des élasticités du taux d'intérêt à l'inflation anticipée et niveau de l'activité qui sont sensiblement plus élevée que celles des règles décrivant le comportement de la seule Bundesbank avant 1999. En particulier, une augmentation de l'écart de PIB de 1 % entraînerait une hausse du « taux cible » européen de 75 points de base là où le « taux cible » implicitement visé par la Bundesbank n'augmenterait que d'un quart de point.

**Tableau 3 : Résultats de différentes études**

Étude	Banque	$\rho$	$\alpha$	$\beta$	$\gamma$	Inflation	Écart de prod. *	Période	Fréq. u.	Nb de VI
CGG	Buba « baseline »	0.91 (0.01)	1.31 (0.09)	0.25 (0.04)	3.14 (0.28)	Ant., M+12	IPI, TQ	1979- 1993	M	40
CP	BCE	0.81 (22.1)	1.69 (3.4)	0.45 (3.9)	nd	Ant., M+12	nd	1999- 2003	M	nd
FRW	Buba	0.91 (0.03)	1.31 (0.35)	0.18 (0.16)	2.58 (0.85)	Ant., M+12	IPI, TQ	1985- 1998	M	18
GR	BCE « baseline »	0.87 (0.05)	1.93 (0.25)	0.28 (0.13)	1.08 (0.67)	Cour.	IPI, TQ	1985- 2002	M	12
GR	BCE « forward-looking »	0.97 (0.01)	1.82 (0.99)	0.77 (0.55)	1.73 (2.34)	Ant., M+6	IPI, TQ	1985- 2002	M	12
MR (éq. M)	BCE	0.90 (0.02)	1.74 (0.21)	0.83 (0.47)	1.23 (0.94)	Ant., Q+4	PIB, FK	1979- 2003	T	23
MR (éq. O)	BCE	0.89 (0.02)	1.46 (0.16)	0.68 (0.30)	1.96 (0.77)	Ant., Q+4	PIB, TQ	1979- 2003	T	23
V	BCE	0.77	1.26	0.63	2.85	Cour.	PIB, TC	1979- 1997	T	42

CP : Cherbonnier et Pochon (2004), CGG : Clarida et al. (1998), FRW : Faust et al. (2001), GR : Gerdesmeier et Roffia (2003), MR : Mésonnier et Renne, V : Verdelhan (1999). (\*) TC : tendance coudée, TQ : tendance quadratique, FK : filtre de Kalman.

La règle de Taylor estimée relie le taux d'intérêt objectif à l'écart de production courant et à une anticipation d'inflation à l'horizon d'un an. Comme on l'a vu plus haut, le taux d'inflation réalisée *ex post* peut être utilisé pour effectuer la régression par la MMG dans la mesure où l'on peut rejeter l'erreur d'anticipation dans le résidu. Toutefois, l'utilisation de l'inflation réalisé *ex post* comme approximation des anticipations d'inflation à un an dont dispose la banque centrale en temps réel n'est clairement pas justifiée dès lors que l'on cherche à établir le niveau du taux objectif préconisé par la règle estimée.

Pour effectuer un diagnostic rétrospectif sur la politique monétaire conduite par la BCE au cours des cinq dernières années, nous calculons par conséquent la règle retenue –dans sa version avec écart de production tiré d'une tendance quadratique ou d'un filtre de Kalman- sur la base d'une série d'anticipations d'inflation à quatre trimestres qui est dérivée de l'enquête de la Commission européenne sur les anticipations d'inflation des ménages au même horizon<sup>32</sup>. La série publiée par la Commission européenne est un solde d'opinion exprimé en points de pourcentage. Nous la calibrons en régressant l'inflation courante sur la série de solde d'opinions sur toute la période de disponibilité des données, soit de début 1995 à mi-2003. La série d'anticipations ainsi construite, égale à l'inflation estimée par cette régression, a donc même moyenne que l'inflation courante sur cette période (cf. Annexe 6 pour les détails)<sup>33</sup>. Le graphique 4 compare les taux de Taylor obtenus sur la base de cette

<sup>32</sup> Le lecteur intéressé par une évaluation complète de la politique monétaire conduite par la BCE au cours de ses cinq premières années d'exercice pourra consulter par exemple Bordes et Clerc (2004) ainsi que Gali et al. (2004).

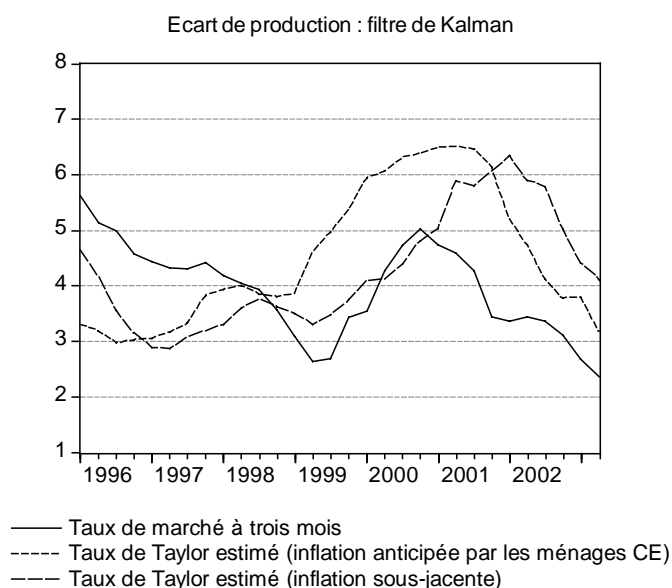
<sup>33</sup> La nature de la source (solde d'opinion d'une enquête de conjoncture) invite à privilégier les évolutions de la série d'anticipations ainsi reconstituée plutôt que son niveau. Toutefois, dans la mesure où cette série coïncide relativement bien avec d'autres projections d'inflation à un an en fin de période (mi-2003), nous considérons que les indications de niveau qu'elle fournit sont également plausibles.

série d'anticipations d'inflation ainsi que sur la base de l'inflation sous-jacente (IPCH hors énergie et alimentaire frais). La prise en compte de cette dernière série peut se justifier dans la mesure où, l'inflation sous-jacente étant par définition moins volatile que l'inflation en termes d'IPCH, celle-là peut fournir un élément d'ancrage des anticipations de progression de l'indice général des prix.

Au regard des règles déduites de nos estimations de fonctions de réaction d'une BCE fictive, il est évidemment tentant de conclure que la politique monétaire de la BCE a été plutôt accommodante depuis la création de l'euro, alors que la politique monétaire moyenne dans la zone euro a été plutôt restrictive au cours des années 1990 avant l'entrée en UEM.

#### Graphique 4 : Règle de Taylor – anticipations d'inflation : enquête ménages et inflation sous-jacente

(taux d'intérêt nominal de court terme en %)



L'examen du graphique 4 permet de nuancer et de préciser ce jugement. D'après nos estimations, la politique monétaire conduite par la BCE se serait nettement démarquée, au cours de l'année 1999, de la politique conduite préalablement dans la zone euro. Les évolutions divergentes de la règle estimée et du taux nominal de court terme observé suggèrent que la BCE, en baissant son taux *repo* de 50 pb en avril 1999, a sous-estimé le rebond de l'écart de production. Ce dernier explique en effet 69 % de la hausse de la règle estimée –en utilisant les anticipations d'inflation des ménages- et 89 % de celle de la règle *ad hoc* du dernier trimestre 1998 au troisième trimestre 1999. Cette erreur d'appréciation, d'autant plus plausible que la baisse des taux directeurs s'est accompagnée d'un accroissement de la pente de la courbe des taux de marché, pourrait s'expliquer par une mauvaise perception du niveau de la croissance potentielle dans la zone euro à cette date.

Le graphique 4 suggère toutefois que la politique conduite en 1999 et 2000 a été proche de celle qu'aurait dictée la règle estimée dans le cas où la BCE aurait appuyé ses prévisions d'inflation sur le niveau de l'inflation sous-jacente. Confrontée à un choc pétrolier au cours de sa première année d'existence et alors que la profondeur des séries économiques (reconstituées) relatives à la zone euro était encore très limitée, il est en effet possible que la BCE ait davantage tenu compte des informations délivrées par l'inflation corrigée des prix de l'énergie. Une autre explication, plus directe, serait que la BCE a intégré dans ses prévisions d'inflation des prévisions erronées concernant les prix de l'énergie, se laissant ainsi surprendre par l'ampleur du choc pétrolier.

Enfin, à partir de la mi-2001, la règle estimée préconise dans tous les cas de figure -avec l'inflation ex post ou notre série d'anticipations- une baisse du taux directeur. Si le retournement du taux « objectif »

a lieu un à deux trimestres après celui du taux de marché à court terme<sup>34</sup>, la vitesse de la décrue du premier est légèrement plus forte que celle des taux courts enregistrée jusqu'à mi-2003. A la mi-2003, l'écart entre le taux « objectif » tiré de notre règle et le taux de marché à court terme n'est ainsi plus que de 0,5 à 1 point de pourcentage (cf. tableau 4).

**Tableau 4 : Taux à court terme et taux de Taylor estimé pour différentes mesures des anticipations d'inflation**

Observation :	Euribor à 3 mois	Écart de production : TQ (ég. O)			Écart de production : FK (ég. M)		
		Consensus Forecasts	sondage CE	inflation courante	Consensus Forecasts	sondage CE	inflation courante
2002 T1	3,36	5.2	5,3	6,1	5.1	5,2	6,2
2003 T1	2,69	3.3	4,0	4,9	2.9	3,7	4,7
2003 T2	2,37	3.4	3,3	4,0	2.9	2,9	3,6

Cet écart résiduel ne doit pas être interprété trop hâtivement comme une préconisation de relèvement du taux *repo* dans la zone euro. En effet, comme l'illustre la juxtaposition de la règle de Taylor estimée et d'une règle *ad hoc* calibrée sur les cinq dernières années, l'appréciation du caractère plus ou moins accommodant de la politique monétaire unique est contingente au niveau retenu pour le taux d'intérêt réel d'équilibre, variable inobservable dont il est raisonnable de penser qu'elle est effectivement variable au cours du temps et donc très imparfaitement mesurée par une constante. En conclusion, ce dernier constat invite à compléter le travail effectué ici sur les règles de Taylor par l'estimation pour la zone euro d'un taux d'intérêt « naturel » variable dans le temps, thème de recherche empirique qui connaît des développements récents intéressants.

## 5. Conclusion

Ce papier estime la fonction de réaction de la politique monétaire dans la zone euro et en déduit la « règle » de type Taylor qu'aurait suivi une BCE fictive depuis la création du SME. Une telle « règle » n'a pas de caractère normatif mais peut permettre au décideur aujourd'hui de comparer les décisions contemporaines de la BCE à l'élément systématique de la politique monétaire qui a prévalu en moyenne dans la zone euro au cours des deux dernières décennies.

Pour effectuer cette estimation, nous reprenons une méthodologie standard initialement développée par Clarida, Galí et Gertler (1998) et supposons comme ces auteurs que la banque centrale réagit au niveau de l'inflation anticipée à un an et au niveau contemporain de l'écart de production. Nous réalisons une étude de robustesse en faisant varier la période d'étude, le type d'écart de production –ce dernier, qui est une variable inobservable, résulte en effet d'une estimation– et le nombre de variables instrumentales utilisées dans la régression. Nous établissons enfin une batterie de critères simples, à l'aune desquels nous préconisons de retenir une règle parmi deux qui présentent des caractéristiques satisfaisantes. La règle que nous retenons à titre principal utilise une mesure de l'écart de production tirée d'un petit modèle macroéconomique à l'aide du filtre de Kalman.

Conformément à la quasi-totalité des résultats d'études similaires, les estimations de règles de Taylor par la MMG présentent des indices d'un comportement non-stationnaire des données. Puisque l'estimation de notre fonction de réaction repose sur l'hypothèse de stationnarité des séries, nous avons jugé utile de mener une étude s'appuyant sur l'hypothèse alternative de non-stationnarité. Les résultats confirment la robustesse de la règle en montrant que la prise en compte d'éventuelles racines unitaires aboutit à des résultats compatibles avec notre recommandation précédente.

<sup>34</sup> Mais pas nécessairement après le retournement du taux directeur, qui ne diminue qu'en mai 2001.



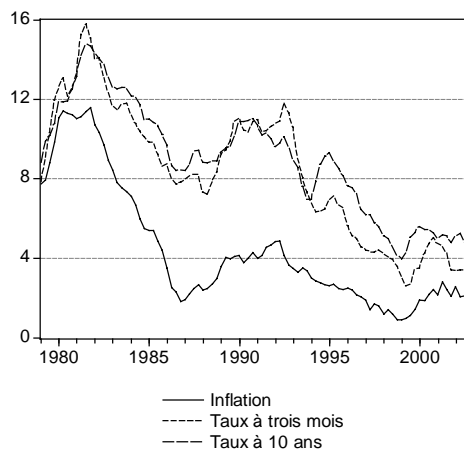
## Bibliographie

- Artus P., Penot A., Pollin J.-P. 1999.** « Quelle règle optimale pour la Banque Centrale Européenne ? », Revue d'Économie Politique, Vol. 109, N° 3, mai-juin, pp. 309-385.
- Baghli M., Fraisse H. 2002.** « Mesure du PIB potentiel et de l'écart de PIB à l'aide d'un modèle à composante inobservable », Banque de France, NER n°89, juillet 2002.
- Bernanke B.S., Mihov I. 1997.** « What does the Bundesbank target? », European Economic Review, vol. 41, issue 6, p. 1025-1053.
- Bordes C., Clerc L. 2004.** « Price stability and the ECB monetary policy strategy », Banque de France, Notes d'Études et de Recherche, N° 109.
- Carlstrom C.T., Fuerst T.S. 2000.** « Forward-looking versus backward-looking Taylor rules », FRB of Cleveland Working Paper 0009, April.
- Castelnuovo E., 2003.** « Describing the Fed's conduct with Taylor rules : is interest rate smoothing important ? », BCE, Working paper n°232.
- Cherbonnier F., Pochon F. 2004.** « Une comparaison du comportement récent de la Réserve fédérale et de la Banque centrale européenne », Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, Direction de la Prévision, Analyses économiques N° 24, janvier.
- Clarida R., Galí J., Gertler M. 1998.** « Monetary policy rules in practice : some international evidence », European Economic Review, 42, p. 1033-1067.
- Ellison M. 2003.** « The learning cost of interest rate reversals », CEPR Discussion Paper N° 4135, December.
- Fagan G., Henry J., Mestre R. 2001.** « An area-wide model (AWM) for the euro area », BCE, Working Paper No. 42.
- Faust J., Rogers J.H., Wright J.H. 2001.** « An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules », Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers n°705.
- Florens C., Jondeau E., Le Bihan H. 2001.** « Assessing GMM estimates of the federal reserve reaction function », Banque de France NER n°83.
- Galí J., Gerlach S., Rotemberg J., Uhlig H., Woodford M. 2004.** « The monetary strategy of the ECB reconsidered », Monitoring the European Central Bank 5, CEPR, London, 2004.
- Gerdesmeier D., Roffia B. 2003.** « Empirical estimates of reaction functions for the euro area », BCE, Working paper n°232.
- Gerlach S., Smets F. 1999.** « Output gaps and monetary policy in the EMU area », European Economic Review 43 p. 801-812.
- Gerlach S., Svensson L.O. 2003.** « Money and inflation in the euro area : a case for monetary indicators ? », Journal of Monetary Economics, Vol. 50, N° 8, November, pp. 1649-72.
- Gerlach-Kristen P. 2003.** « Interest rate reaction functions and the Taylor rule in the euro area », BCE, Working paper n°258.
- Giammarioli N., Valla N. 2003.** « The natural real rate of interest in the euro area », BCE, Working paper n°233.
- Hamilton J.D. 1994.** « Time series analysis », Princeton University Press, Chapter 19, 19.3.
- Huang A., Margaritis D., Mayes D. 2001.** « Monetary policy rules in practice : Evidence from New Zealand », Bank of Finland discussion papers n°18, 2001.
- Johansen, 1991.** « Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models », Econometrica 59, p. 1551 – 80.
- Judd J.P., Rudebusch G.D. 1998.** « Taylor's rule and the Fed : 1970-1997 », FRB of San Francisco Economic Review, n° 3 p. 3-16.
- Le Bihan H., Sahuc J.-G. 2002.** « Règles de politique monétaire en présence d'incertitude : une synthèse », Revue d'Économie Politique, vol 112 (mai-juin), pp. 349-86.

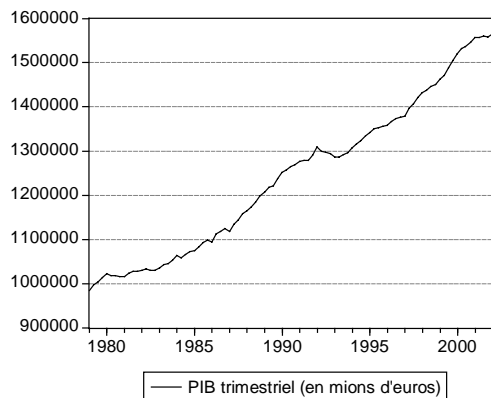
- Levin A., Wieland V., Williams J. 2003.** « The performance of forecast-based monetary policy rules under model uncertainty », *American Economic Review*, Vol. 93 N° 3, June, pp. 622-45.
- Baghli M., Fraise H. 2002.** « Mesure du PIB potentiel et de l'écart de PIB à l'aide d'un modèle à composante inobservable », Banque de France, NER n°89, juillet 2002.
- MacKinnon J.G. 2002.** « Bootstrap Inference in Econometrics », *Canadian Journal of Economics*, vol. 35, issue 4, p. 615-645
- Orphanides A. 201.** « Monetary policy rules based on real-time data », *The American Economic Review*, 91(4), pp. 964-985.
- Peersman G., Smets F. 1998.** « The Taylor Rule : a useful monetary policy guide for the ECB ? », unpublished working paper, BIS.
- Sack B., Wieland V. 2000.** « Interest rate smoothing and optimal monetary policy : a review of recent empirical evidence », *Journal of Economics and Business*, Vol. 52 (1), pp. 205-28.
- Sahuc J.-G. 2002.** « A hybrid monetary policy model : evidence from the Euro area », *Applied Economic Letters*, Vol. 9, November, pp. 949-55.
- Smets F. 1998.** « Output gap uncertainty : Does it matter for the Taylor rule ? », BIS Working Paper n°60.
- Stock J.H., Watson M.W. 1993.** « a simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica* 61, p. 783-820.
- Surico P. 2003.** « How does the ECB target inflation ? », BCE, Working Paper N° 229.
- Taylor J.B. 1993.** « Discretion versus policy rules in practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 195-294.
- Verdelhan A. 1999.** « Taux de Taylor et taux de marché de la zone euro », *Bulletin de la Banque de France* n° 61, janvier 1999.
- Woodford M. 1999.** « Optimal monetary policy inertia », NBER Working Paper N° 7261, July.

## Annexe 1 : Données

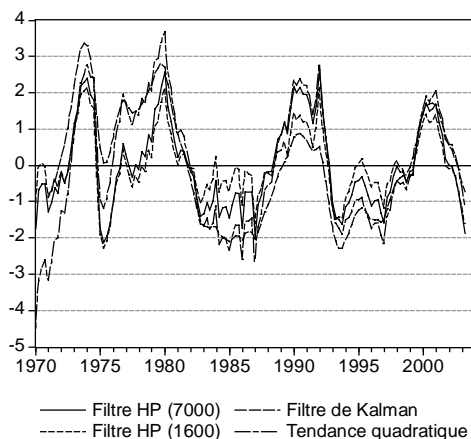
### Inflation et taux d'intérêt nominaux



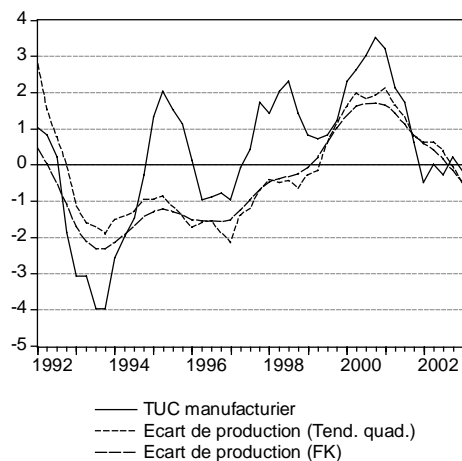
### PIB en volume



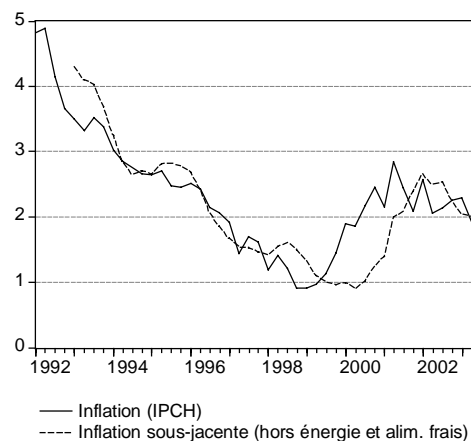
### Écarts de production (en % du PIB potentiel)



### Écarts de production et TUC manufacturier (centré réduit, en %)



### Inflation et inflation sous-jacente



## Annexe 2 : Utilisation du filtre de Kalman pour l'estimation de l'écart de production

Le modèle repose sur les équations empiriques (10) et (11) décrivant les dynamiques de l'inflation et de l'écart de production. La première s'apparente à une courbe de Phillips reliant l'inflation à l'écart de production, la seconde fait intervenir le taux d'intérêt réel *ex post* dans la dynamique autorégressive de l'écart de production. Le PIB potentiel (plus précisément le log du PIB potentiel) suit une marche aléatoire avec dérive déterministe. Le modèle propose une vision très simplifiée de l'économie, mais il permet tout de même de donner à l'écart de PIB ainsi estimé un contenu théorique plus consistant qu'une simple décomposition tendance-cycle purement statistique.

Les équations (12) et (13) constituent la représentation espace-état du modèle. Cette représentation comprend deux équations de mesure et deux équations de transition. La log-vraisemblance est calculée par le filtre de Kalman. Sa maximisation fournit des estimateurs des paramètres du modèle. L'hypothèse nulle de somme unitaire des coefficients autoregressifs de l'inflation dans l'équation de Phillips n'est pas rejetée par les données. Elle correspond à la version « accélérationniste » de la courbe de Phillips.

La procédure de *lissage* du filtre de Kalman permet finalement d'estimer de manière optimale l'écart de production intervenant dans le modèle espace-état défini par (12) et (13) en utilisant l'information de la totalité de la période.

### Modèle espace-état

$$(10) \quad \pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \beta y_{t-1} + \varepsilon_{\pi,t}$$

$$(11) \quad y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \lambda(i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) + \varepsilon_{y,t}$$

où  $\pi_t$  est l'inflation trimestrielle annualisée en pourcentages et  $\bar{\pi}_t$  est l'inflation annuelle glissante,  $i_t$  est la moyenne des taux d'intérêt à court terme (trois mois) sur le trimestre ; enfin,  $y_t$  est l'écart de production  $y_t = Y_t - Y_t^*$ , où  $Y_t = 100 \times \ln(\text{PIB}_t)$  et  $Y_t^* = 100 \times \ln(\text{PIB}_t^*)$ .

la dynamique du PIB potentiel est décrite par l'équation suivante :  $Y_t^* = Y_{t-1}^* + \mu + \varepsilon_{y,t}$

$$(12) \quad \begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 \\ 0 & \beta \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mu \\ \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \alpha_4 \pi_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Y,t} \\ \varepsilon_{\pi,t} \end{bmatrix}$$

$$(13) \quad \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \lambda & \phi_0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

Avec  $\varepsilon_{Y,t}, \varepsilon_{y,t}, \varepsilon_{\pi,t}$  suivant respectivement les lois  $N(0, \sigma_Y^2), N(0, \sigma_y^2), N(0, \sigma_\pi^2)$ .

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_t \\ \pi_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 0,19 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,55 \\ 0,50 \pi_{t-1} + 0,08 \pi_{t-2} + 0,28 \pi_{t-3} + 0,14 \pi_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{Y,t} \\ \varepsilon_{\pi,t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1,69 & -0,74 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0,03 & 0,08 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}) \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t} \\ 0 \end{bmatrix}$$

### Annexe 3 : Tests de stationnarité

#### 1979T1–2003T2

		ADF		PP		KPSS	
	Spécification du test <sup>a</sup>	Test	<i>p-value</i>	Test	<i>Pvalue</i>	Test <sup>b</sup>	Seuil de 10%
$i_t$	C	-0.89	0.79	-0.56	0.87	1.05	0.347
$\pi_t$	C	-1.07	0.72	-1.12	0.70	0.93	0.347
$i_t$	T	-3.27	0.08	-2.82	0.19	0.09	0.119
$\pi_t$	T	-1.88	0.65	-1.86	0.67	0.19	0.119
$y_t^1$	-	-1.75	0.08	-2.18	0.03	-	-
$y_t^2$	-	-2.44	0.02	-2.74	0.01	-	-
$y_t^3$	-	-2.87	0.00	-2.01	0.04	-	-
$y_t^4$	-	-1.76	0.07	-2.17	0.03	-	-
$y_t^1$	C	-1.72	0.42	-2.15	0.22	0.07	0.347
$y_t^2$	C	-2.40	0.14	-2.70	0.08	0.07	0.347
$y_t^3$	C	-4.09	0.00	-2.21	0.21	0.14	0.347
$y_t^4$	C	-1.77	0.40	-2.16	0.22	0.09	0.347

<sup>a</sup>: C : une constante est incluse , T : une constante et une tendance linéaire sont incluses  
<sup>b</sup>: une valeur du test supérieure au seuil signifie que l'on rejette l'hypothèse nulle de stationnarité

#### 1985T1–2003T2

		ADF		PP		KPSS	
	C/T/- <sup>a</sup>	Test	<i>p-value</i>	Test	<i>Pvalue</i>	Test <sup>b</sup>	Seuil de 10%
$i_t$	C	-0.87	0.79	-0.72	0.83	0.89	0.347
$l_t$	C	-0.95	0.77	-0.87	0.79	0.99	0.347
$\pi_t$	C	-2.17	0.22	-2.38	0.15	0.61	0.347
$i_t$	T	-2.10	0.54	-1.77	0.71	0.16	0.119
$l_t$	T	-2.73	0.23	-2.13	0.52	0.15	0.119
$\pi_t$	T	-3.37	0.06	-2.40	0.37	0.10	0.119
$y_t^1$	-	-1.53	0.12	-1.86	0.06	-	-
$y_t^1$	C	-1.51	0.52	-1.85	0.35	0.09	0.347

<sup>a</sup>: C : une constante est incluse , T : une constante et une tendance linéaire sont incluses  
<sup>b</sup>: une valeur du test supérieure au seuil signifie que l'on rejette l'hypothèse nulle de stationnarité

## Annexe 4 : Résultats détaillés des estimations par les MMG

### Instruments : retards des taux courts, de l'inflation et de l'écart de production

	Écart de production	$\bar{r}$	$\alpha$	$t$ -student	$\beta$	$t$ -student	$\rho$	$t$ -student	$\bar{R}^2$	J-statistique	p-value <sup>□</sup>	Nb d'instruments	Début
Éq. A	$y_t^1$ HP 7000	3.70	1.24	7.39	1.60	3.46	0.87	43.45	0.97	11.37	0.27	17	1979:1
Éq. B	$y_t^1$ HP 7000	3.22	1.27	8.56	2.26	4.27	0.90	74.88	0.97	13.71	0.34	23	1979:1
Éq. C	$y_t^2$ HP 1600	3.73	1.16	6.41	3.14	3.29	0.88	38.54	0.97	10.65	0.46	17	1979:1
Éq. D	$y_t^2$ HP 1600	3.33	0.98	4.70	6.93	3.28	0.93	60.14	0.97	12.75	0.58	23	1979:1
Éq. E	$y_t^3$ FK	4.66	1.41	5.09	2.21	2.13	0.92	40.04	0.97	11.35	0.28	17	1979:1
Éq. F	$y_t^3$ FK	2.67	1.68	7.33	0.62	1.14	0.90	40.99	0.97	14.06	0.25	23	1979:1
Éq. G	$y_t^4$ Quad	3.90	1.25	6.39	1.20	2.94	0.88	43.24	0.97	11.69	0.26	17	1979:1
Éq. H	$y_t^4$ Quad	3.46	1.33	8.69	1.14	2.86	0.90	59.20	0.97	14.04	0.24	23	1979:1

### Instruments : retards des taux courts, de l'inflation, de l'écart de production et d'un taux forward allemand (5-10 ans)

	Écart de production	$\bar{r}$	$\alpha$	$t$ -student	$\beta$	$t$ -student	$\rho$	$t$ -student	$\bar{R}^2$	J-statistique	p-value <sup>□</sup>	Nb d'instruments	Début
Éq. I	$y_t^1$ HP 7000	2.96	1.37	9.97	1.26	3.38	0.88	66.41	0.97	13.79	0.34	23	1979:1
Éq. J	$y_t^1$ HP 7000	2.74	1.50	13.51	1.06	3.44	0.90	79.08	0.97	14.96	0.73	31	1979:1
Éq. K	$y_t^2$ HP 1600	3.59	1.16	8.30	3.53	4.43	0.89	62.01	0.97	11.81	0.78	23	1979:1
Éq. L	$y_t^2$ HP 1600	2.90	1.36	15.76	2.17	4.68	0.90	96.63	0.97	15.20	0.68	31	1979:1
Éq. M	$y_t^3$ FK	2.56	1.74	8.44	0.83	1.76	0.90	48.68	0.97	13.81	0.28	23	1979:1
Éq. N	$y_t^3$ FK	2.13	1.98	8.03	0.67	1.43	0.92	56.08	0.97	14.57	0.83	31	1979:1
Éq. O	$y_t^4$ Quad	2.78	1.46	9.39	0.68	2.26	0.89	58.03	0.97	14.27	0.18	23	1979:1
Éq. P	$y_t^4$ Quad	2.75	1.52	11.82	0.65	2.60	0.90	68.39	0.97	14.96	0.68	31	1979:1

<sup>□</sup> : la p-value est obtenue par *bootstrap* : pour chaque équation, le nombre d'itérations réalisées pour estimer la distribution de la J-statistique est de 400.

**Instruments : retards des taux courts, de l'inflation, de l'écart de production et du taux d'intérêt à long terme (10 ans)**

	Écart de production	$\bar{r}$	$\alpha$	$t$ -student	$\beta$	$t$ -student	$\rho$	$t$ -student	$\bar{R}^2$	J-statistique	p-value <sup>□</sup>	Nb d'instruments	Début
Éq. Q	$y_t^1$ HP 7000	3.19	0.89	5.09	3.14	3.78	0.90	46.05	0.97	16.07	0.01	17	1979:1
Éq. R	$y_t^1$ HP 7000	3.45	1.28	11.13	2.22	5.07	0.92	86.00	0.97	16.85	0.10	23	1979:1
Éq. S	$y_t^2$ HP 1600	4.27	0.74	1.71	11.58	1.58	0.95	33.73	0.97	14.34	0.20	17	1979:1
Éq. T	$y_t^2$ HP 1600	2.76	1.14	9.47	5.28	5.01	0.93	83.85	0.98	17.34	0.03	23	1979:1
Éq. U	$y_t^3$ FK	2.82	1.97	7.21	1.41	2.13	0.90	37.42	0.96	15.45	0.06	17	1979:1
Éq. V	$y_t^3$ FK	3.03	1.48	10.56	0.69	1.75	0.89	51.92	0.97	16.63	0.16	23	1979:1
Éq. W	$y_t^4$ Quad	2.76	1.58	9.30	0.91	2.64	0.88	43.28	0.97	15.87	0.02	17	1979:1
Éq. X	$y_t^4$ Quad	3.42	1.31	10.25	1.17	3.60	0.91	71.75	0.97	16.73	0.14	23	1979:1

<sup>□</sup> : la p-value est obtenue par *bootstrap* : pour chaque équation, le nombre d'itérations réalisées pour estimer la distribution de la J-statistique est de 400.

**Annexe 5 : Tableaux de résultats de la partie 4**

**Tests de cointégration**

Nombre de relations de cointégration :	Test de la trace			Test de la valeur propre maximale		
	Statistique	Valeur critique au seuil de 5%	Valeur critique au seuil de 1%	Statistique	Valeur critique au seuil de 5%	Valeur critique au seuil de 1%
Aucune	51.55*	47.21	54.46	23.94	27.07	32.24
Au plus 1	27.61	29.68	35.65	16.95	20.97	25.52
Au plus 2	10.66	15.41	20.04	10.53	14.07	18.63
Au plus 3	0.12	3.76	6.65	0.12	3.76	6.65

**Estimation de { (4)–(5) }**

	MR <sup>□</sup>	GK
$a$	-1.97*** (0.74)	
$b_l$	0.93*** (0.16)	0.83***
$b_\pi$	0.60* (0.34)	0.90**
$b_y$	0.31* (0.17)	0.36*
$\rho_1$	1.31*** (0.10)	
$\rho_2$	-0.53*** (0.10)	
$R^2$ (de (4.3))	0.82	

\*/\*\*/\*\*\* : paramètre significatif au seuil de 10/5/1%

<sup>□</sup> MR : Mésonnier Renne, GK : Gerlach-Kristen

écarts type entre parenthèses, la correction de Newey-West est appliquée.

### Estimation de (9)

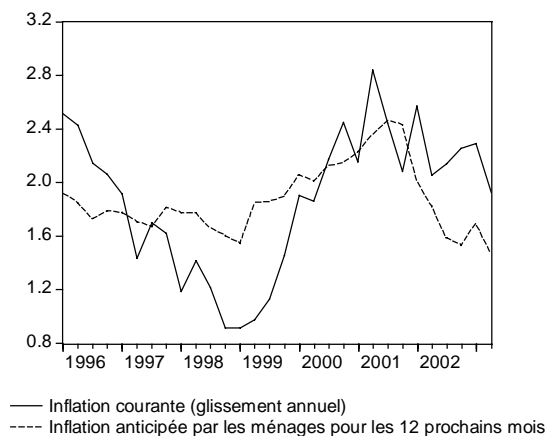
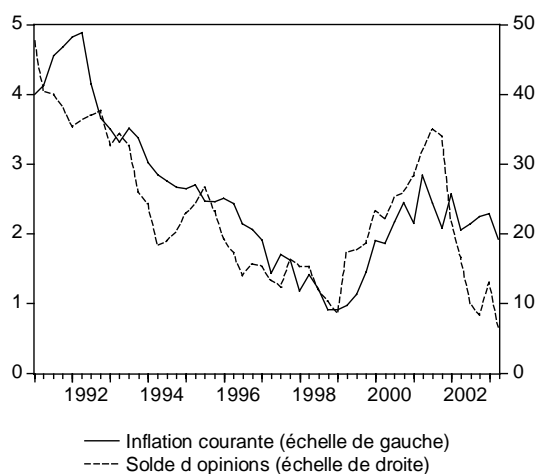
$c_{ce}$	-0.13* (0.07)
$c_i$	0.29*** (0.06)
$c_{I0}$	0.49** (0.19)
$c_{\pi0}$	0.30 (0.25)
$c_{y2}$	0.18* (0.10)
$R^2$	0.55
*/**/** : paramètre significatif au seuil de 10/5/1% écart-type entre parenthèses	

## Annexe 6: Construction de la série d'anticipations d'inflation par les ménages

La série Datastream EMEUSCPYQ donne les résultats de sondages réalisés auprès de ménages de la zone euro par la Commission Européenne. Le solde d'opinions constitue une image de l'anticipation de la variation des prix sur les 12 prochains mois.

Un calibrage de ces données est nécessaire pour les rendre comparables à une série d'inflation. Pour ce faire, nous avons régressé la série d'inflation courante sur la série des soldes d'opinion. La période retenue pour la régression est 1996T1 – 2003T2, elle correspond approximativement à un cycle économique au regard du TUC manufacturier de la zone euro, ainsi qu'à un cycle d'inflation. Pour le trimestre 2003T2, la série obtenue suggère une anticipation de hausse des prix de près de 1,5% sur l'année à venir, ce qui correspond à la prévision d'inflation du *Consensus Forecasts* publiée en septembre 2003 pour le deuxième trimestre 2004. La coïncidence de ces deux résultats plaide en faveur du procédé retenu.

**Graphique A.7 : Solde d'opinion et inflation courante en glissement annuel**      **Graphique A.8 : Inflation courante et inflation anticipée dérivée du solde d'opinions**





## Notes d'Études et de Recherche

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

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

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

56. E. Jondeau and M. Rockinger, "Estimating Gram-Charlier Expansions with Positivity Constraints," January 1999.
57. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Interest Rate Transmission and Volatility Transmission along the Yield Curve," January 1999.
58. S. Avouyi-Dovi et E. Jondeau, « La modélisation de la volatilité des bourses asiatiques », janvier 1999.
59. E. Jondeau, « La mesure du ratio rendement-risque à partir du marché des euro-devises », janvier 1999.
60. C. Bruneau and O. De Bandt, "Fiscal Policy in the Transition to Monetary Union: A Structural VAR Model," January 1999.
61. E. Jondeau and R. Ricart, "The Information Content of the French and German Government Bond Yield Curves: Why Such Differences?," February 1999.
62. J.-B. Chatelain et P. Sevestre, « Coûts et bénéfices du passage d'une faible inflation à la stabilité des prix », février 1999.
63. D. Irac et P. Jacquinot, « L'investissement en France depuis le début des années 1980 », avril 1999.
64. F. Mihoubi, « Le partage de la valeur ajoutée en France et en Allemagne », mars 1999.
65. S. Avouyi-Dovi and E. Jondeau, "Modelling the French Swap Spread," April 1999.
66. E. Jondeau and M. Rockinger, "The Tail Behavior of Stock Returns: Emerging Versus Mature Markets," June 1999.
67. F. Sédillot, « La pente des taux contient-elle de l'information sur l'activité économique future ? », juin 1999.
68. E. Jondeau, H. Le Bihan et F. Sédillot, « Modélisation et prévision des indices de prix sectoriels », septembre 1999.
69. H. Le Bihan and F. Sédillot, "Implementing and Interpreting Indicators of Core Inflation: The French Case," September 1999.
70. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part I," December 1999.
71. R. Lacroix, "Testing for Zeros in the Spectrum of an Univariate Stationary Process: Part II," December 1999.
72. R. Lacroix, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity in Fractionally Integrated Models," December 1999.
73. F. Chesnay and E. Jondeau, "Does correlation between stock returns really increase during turbulent period?," April 2000.
74. O. Burkart and V. Coudert, "Leading Indicators of Currency Crises in Emerging Economies," May 2000.
75. D. Irac, "Estimation of a Time Varying NAIRU for France," July 2000.

76. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-Looking Models: A Comparison of US and German Monetary Policies," October 2000.
77. E. Jondeau and M. Rockinger, "Conditional Volatility, Skewness, and Kurtosis: Existence and Persistence," November 2000.
78. P. Jacquinot et F. Mihoubi, « Modèle à Anticipations Rationnelles de la CONjoncture Simulée : MARCOS », novembre 2000.
79. M. Rockinger and E. Jondeau, "Entropy Densities: With an Application to Autoregressive Conditional Skewness and Kurtosis," January 2001.
80. B. Amable and J.-B. Chatelain, "Can Financial Infrastructures Foster Economic Development?," January 2001.
81. J.-B. Chatelain and J.-C. Teurlai, "Pitfalls in Investment Euler Equations," January 2001.
82. M. Rockinger and E. Jondeau, "Conditional Dependency of Financial Series: An Application of Copulas," February 2001.
83. C. Florens, E. Jondeau and H. Le Bihan, "Assessing GMM Estimates of the Federal Reserve Reaction Function," March 2001.
84. J.-B. Chatelain, "Mark-up and Capital Structure of the Firm facing Uncertainty," June 2001.
85. B. Amable, J.-B. Chatelain and O. De Bandt, "Optimal capacity in the Banking Sector and Economic Growth," June 2001.
86. E. Jondeau and H. Le Bihan, "Testing for a Forward-Looking Phillips Curve. Additional Evidence from European and US Data," December 2001.
87. G. Clette, J. Mairesse et Y. Kocoglu, « Croissance économique et diffusion des TIC : le cas de la France sur longue période (1980-2000) », décembre 2001.
88. D. Irac and F. Sédillot, "Short Run Assessment of French Economic activity Using OPTIM," January 2002.
89. M. Baghli, C. Bouthevillain, O. de Bandt, H. Fraisse, H. Le Bihan et Ph. Rousseaux, « PIB potentiel et écart de PIB : quelques évaluations pour la France », juillet 2002.
90. E. Jondeau and M. Rockinger, "Asset Allocation in Transition Economies," October 2002.
91. H. Pagès and J.A.C Santos, "Optimal Supervisory Policies and Depositor-Preferences Laws," October 2002.
92. C. Loupiaz, F. Savignac and P. Sevestre, "Is There a Bank Lending Channel in France ? Evidence from Bank Panel Data," November 2002.
93. M. Ehrmann, L. Gambacorta, J. Martínez-Pagés, P. Sevestre and A. Worms, "Financial systems and The Role in Monetary Policy transmission in the Euro Area," November 2002.
94. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, « Une mesure de la persistance dans les indices boursiers », décembre 2002.

95. S. Avouyi-Dovi, D. Guégan et S. Ladoucette, "What is the Best Approach to Measure the Interdependence between Different Markets? ," December 2002.
96. J.-B. Chatelain and A. Tiomo, "Investment, the Cost of Capital and Monetary Policy in the Nineties in France: A Panel Data Investigation," December 2002.
97. J.-B. Chatelain, A. Generale, I. Hernando, U. von Kalckreuth and P. Vermeulen, "Firm Investment and Monetary Policy Transmission in the Euro Area," December 2002.
98. J.-S. Mésonnier, « Banque centrale, taux de l'escompte et politique monétaire chez Henry Thornton (1760-1815) », décembre 2002.
99. M. Baghli, G. Cette et A. Sylvain, « Les déterminants du taux de marge en France et quelques autres grands pays industrialisés : Analyse empirique sur la période 1970-2000 », janvier 2003.
100. G. Cette and C. Pfister, "The Challenges of the "New Economy" for Monetary Policy," January 2003.
101. C. Bruneau, O. De Bandt, A. Flageollet and E. Michaux, "Forecasting Inflation using Economic Indicators: the Case of France," May 2003.
102. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Forecasting Inflation in the Euro Area," May 2003.
103. E. Jondeau and H. Le Bihan, "ML vs GMM Estimates of Hybrid Macroeconomic Models (With an Application to the "New Phillips Curve")," September 2003.
104. J. Matheron and T.-P. Maury, "Evaluating the Fit of Sticky Price Models," January 2004.
105. S. Moyen and J.-G. Sahuc, "Incorporating Labour Market Frictions into an Optimising-Based Monetary Policy Model," January 2004.
106. M. Baghli, V. Brunhes-Lesage, O. De Bandt, H. Fraisse et J.-P. Villette, « MASCOTTE : Modèle d'Analyse et de prévision de la Conjoncture TrimesTrielle », février 2004.
107. E. Jondeau and M. Rockinger, "The bank Bias: Segmentation of French Fund Families," February 2004.
108. E. Jondeau and M. Rockinger, "Optimal Portfolio Allocation Under Higher Moments," February 2004.
109. C. Bordes et L. Clerc, « Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique », mars 2004.
110. N. Belorgey, R. Lecat et T. Maury, « Déterminants de la productivité par employé : une évaluation empirique en données de panel », avril 2004.
111. T. Maury and B. Pluyaud, "The Breaks in per Capita Productivity Trends in a Number of Industrial Countries," April 2004.
112. G. Cette, J. Mairesse and Y. Kocoglu, "ICT Diffusion and Potential Output Growth," April 2004.

113. L. Baudry, H. Le Bihan, P. Sevestre and S. Tarrieu, "Price Rigidity. Evidence from the French CPI Micro-Data," September 2004.
114. C. Bruneau, O. De Bandt and A. Flageollet, "Inflation and the Markup in the Euro Area," September 2004.
115. J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, "A Time-Varying "Natural" Rate of Interest for the Euro Area," September 2004.
116. G. Cette, J. Lopez and P.-S. Noual, "Investment in Information and Communication Technologies: an Empirical Analysis," October 2004.
- 117 J.-S. Mésonnier and J.-P. Renne, « Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro », octobre 2004.

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

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

BANQUE DE FRANCE  
41-1391 - Centre de recherche  
75049 Paris Cedex 01  
tél : (0)1 42 92 49 55  
fax : (0)1 42 92 62 92  
email : [thierry.demoulin@banque-france.fr](mailto:thierry.demoulin@banque-france.fr)