

# Hétérogénéités et fonctions de réaction : une étude empirique de la Zone euro

Jonathan Benchimol<sup>1</sup>

*Version préliminaire, ne pas évaluer.  
Preliminary version, do not quote*

Working Paper  
Juillet 2007

## Résumé

En décembre 2006, la Zone euro était constituée de douze états utilisant la même monnaie et soumis à la même autorité monétaire. L'objectif de cet article est d'étudier empiriquement les hétérogénéités de cette zone monétaire en estimant par la Méthode des Moments Généralisés (GMM) les fonctions de réaction de la politique monétaire des Banques Centrales Nationales (BCN) fictives de ses pays constitutifs. En comparant ces résultats par rapport à l'estimation de la règle de réaction de Banque Centrale Européenne (BCE) augmentée, nous montrons que la politique monétaire unique sur l'ensemble de ces pays n'a pas uniformisé les comportements des BCN et que l'impact de la politique monétaire de la BCE est différent d'un état à l'autre par rapport à ce qu'aurait fait la BCN correspondante. Cette méthode originale et simple permet ainsi de mesurer empiriquement l'ampleur des hétérogénéités d'un pays à l'autre de la Zone euro.

**Classification JEL:** C22; E47; E52; E58.

**Mots-clefs:** politique monétaire, fonction de réaction, méthode des moments généralisés, union monétaire.

## Abstract

In December 2006, the Euro area was composed of twelve states using the same money and subject to the same monetary authority. The aim of this article is to empirically study the heterogeneities of this monetary area by estimating by the generalized method of moments (GMM) the monetary policy reaction functions of fictive National Central Banks (BCN) of these constitutive countries. By comparing these results with the augmented European Central Bank (BCE) reaction rule estimation, we show that unique monetary policy on these countries has not uniformed the BCN behaviors and that the BCE monetary policy impact is different from one country to another in comparison of the correspondent BCN behavior. This original and simple method allows measuring empirically the heterogeneities amplitudes from one state to another of the Euro area.

**JEL Classification:** C22; E47; E52; E58.

**Keywords:** monetary policy, reaction function, generalized method of moments, monetary union.

---

<sup>1</sup> Centre d'Economie de la Sorbonne (TEAM), Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, CNRS, 106-112 boulevard de l'Hôpital 75647 Paris Cedex 13, France, et ESSEC Business School, Département d'Economie et Finance, Avenue Bernard Hirsch 95021 Cergy Pontoise Cedex 2, France. Email : jonathan.benchimol@essec.edu

## Sommaire

Résumé.....	1
Abstract .....	1
Sommaire .....	2
Introduction .....	3
Faits stylisés en Zone euro .....	3
Méthodologie .....	5
Le modèle CGG .....	5
Estimation GMM.....	6
Variables macroéconomiques .....	7
Variables utilisées .....	7
Tests de stationnarité des variables .....	8
Variables instrumentales .....	10
Comparaison des règles de Taylor estimées .....	10
Estimation des fonctions de réaction de chaque pays .....	12
Commentaires.....	15
Conclusion.....	15
Bibliographie.....	16
Annexes.....	17
Annexe 1 : Matrice des corrélations.....	17
Annexe 2 : Tests de causalité au sens de Granger.....	18
Annexe 3 : Ecart de NAIRU .....	19
Annexe 4 : Stationnarité de M3.....	21
Annexe 5 : Tableaux comparatifs des coefficients.....	22
Annexe 5 : Tableaux comparatifs des coefficients.....	22
Annexe 6 : Graphiques des pays de la Zone euro et des résidus.....	23

**L'ESSEC Business School et l'Université de Paris 1 Panthéon Sorbonne n'entendent donner aucune approbation, ni improbation aux opinions émises dans ce document. Elles doivent être considérées comme propres à leur auteur.**

## **Introduction**

Depuis la mise en place de la monnaie unique, de nombreuses questions sont soulevées par certains hommes politiques, s'interrogeant sur l'optimalité d'une réponse de politique monétaire unique et commune à différentes économies. Interrogation toute légitime car un simple calcul montre que l'écart de croissance, ajusté à la parité du pouvoir d'achat, entre la France et l'Italie, passe de 0,089% en 1998 à 0,265% en 2005. Les différences s'amplifient dans une économie qui est pourtant en cours d'harmonisation. Parallèlement, de nombreuses études mettent en évidence l'hétérogénéité de la Zone euro à l'aide de techniques pour le moins complexes.

Cette étude permet de mieux comprendre la spécificité de la politique monétaire initiée par la Banque Centrale Européenne (BCE) en estimant par la Méthode des moments Généralisés (GMM) une fonction de réaction de la BCE augmentée et de la comparer avec celle d'une Banque Centrale Nationale (BCN) fictive qui prendrait les mêmes décisions que la BCE : annoncer les mêmes décisions mais avec des données nationales.

Après un aperçu des faits stylisés en Zone euro, nous exposerons notre méthodologie, s'inspirant théoriquement du modèle de Clarida, Galí et Gertler (CGG) augmenté de variables macroéconomiques dont nous étudierons préalablement les caractéristiques (stationnarité, pertinence et validité, choix des variables instrumentales). Nous estimerons ensuite la fonction de réaction de la politique monétaire de la BCE puis les règles de Taylor de chaque pays de la Zone euro afin de déterminer les sensibilités de base par rapport aux différentes variables macroéconomiques utilisées. Nous comparerons ces sensibilités avec celle de l'ensemble de la Zone euro, afin d'évaluer d'une manière simple et original l'ampleur des hétérogénéités.

## **Faits stylisés en Zone euro**

La différence des cadres juridiques, institutionnels (fiscaux et budgétaires) ou culturels des états constitutifs de la Zone euro, ainsi que la diversité de leurs systèmes productifs et financiers, laissent à penser que l'Europe ne constituait pas une zone monétaire optimale. La réalisation de l'Union monétaire n'a pas réduit la pertinence de cette proposition, mais elle a évidemment déplacé les termes du débat : il s'agit aujourd'hui de comprendre comment la mise en œuvre d'une politique monétaire unique peut et doit mesurer ces hétérogénéités afin de les prendre en compte. La BCE tente de pallier à cette difficulté sans pourtant réussir à la dépasser : en effet, elle affirme que sa politique est conduite en considérant la « situation à l'échelle de la Zone euro », c'est-à-dire les évolutions en moyenne de ses indicateurs, tout en affirmant également qu'elle « observe attentivement dans quelle mesure ces écarts (de croissance et d'inflation) persistent ou s'accroissent » (BCE, 1999b). Une difficulté théorique de tenir ensemble ces réalités qui diffèrent subsiste. Cette configuration conduit à se demander si l'unité des décisions monétaires ne postule pas de façon sous-jacente une unité économique dont il n'est pas difficile de constater qu'elle est artificielle.

D'une part, rien ne démontre que cette position est optimale, et d'autre part, la composition du Conseil des Gouverneurs accorde une place majoritaire aux représentants des Banques Centrales des états membres, ce qui laisse place à l'expression des intérêts nationaux aussi bien qu'à celle de leurs possibles contradictions. Et les diverses coalitions qui peuvent se nouer au gré des événements conjoncturels sont susceptibles de dessiner une politique aux contours flous et donc peu compréhensibles. Le déficit de crédibilité de la BCE provoque une difficulté à trouver un consensus stable, du fait des différents points de vue nationaux, qui

empêchent la formation d'une règle de décision cohérente. Aussi, l'hétérogénéité des évolutions macroéconomiques reste forte, et rien n'indique que la mise en place de l'euro ait contribué à gommer ces divergences. L'objectif final de la BCE est d'assurer la stabilité des prix, d'après l'article 105 alinéa 1 du traité instituant la Communauté Européenne. La stabilité des prix est définie comme une hausse de l'Indice des Prix à la Consommation Harmonisé (IPCH) inférieure à 2%. Il s'agit donc d'une définition quantitative précise de la stabilité des prix.

### **Encadré 1 : Les objectifs de la BCE**

Le Conseil des gouverneurs de la BCE ont adopté la définition suivante : « La stabilité des prix est définie comme une progression sur un an de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) inférieure à 2 % dans la Zone euro ». Selon cette définition, la stabilité des prix « doit être maintenue à moyen terme ». Notons que cette définition s'inscrit dans la continuité de celle utilisée par la plupart des banques centrales nationales (BCN) de la Zone euro avant le passage à l'UEM. Étant donné les incertitudes considérables entourant la structure de l'économie et le mécanisme de transmission de la politique monétaire au sein de celle-ci, la banque centrale ne s'appuie pas sur un seul indicateur pour prendre ses décisions. Il existe ainsi deux piliers considérés comme des moyens pour atteindre cet objectif. L'inflation est en fait un phénomène monétaire à moyen terme c'est pourquoi la BCE a assigné un rôle de premier plan à la monnaie dans sa stratégie de politique monétaire. Par ailleurs, d'autres indicateurs et particulièrement ceux qui s'attachent à l'interaction entre l'offre et la demande sur les marchés des biens et du travail sont également suivis.

#### **Premier pilier : rôle de la monnaie**

L'eurosysteme a dû choisir l'agrégat monétaire à utiliser. L'analyse économétrique des agrégats monétaires de la Zone euro couvrant les deux dernières décennies étaye la réalité d'une relation stable entre l'agrégat large M3 et les évolutions de prix (Coenen et Vega, 2001). En outre, M3 semble posséder de bonnes qualités d'indicateur avancé pour les évolutions de prix futur. Le Conseil des gouverneurs a annoncé une valeur de référence de 4,5% pour la croissance annuelle de M3. Si l'on observe un écart de la croissance monétaire par rapport à cette valeur et, si on pense que cette perturbation économique constitue une menace pour la stabilité des prix, la politique monétaire devrait réagir pour contrebalancer cette menace. Toutefois, cela n'implique pas un engagement de l'eurosysteme à corriger des écarts susceptibles d'apparaître à court terme entre la croissance monétaire et la valeur de référence. Il n'est donc pas nécessaire que l'agrégat monétaire de la Zone euro soit maîtrisé sur le court terme par le biais d'un taux d'intérêt nominal à court terme étroitement influencé par l'eurosysteme. C'est là l'une des grandes différences entre fixer une valeur de référence et annoncer un objectif monétaire intermédiaire. Toutefois, ce premier pilier ne constitue pas en lui-même un résumé exhaustif de l'ensemble des informations relatives à l'économie, permettant de préserver la stabilité des prix. Dès lors, parallèlement à cette analyse s'ajoute une évaluation, reposant sur une large gamme d'indicateurs, des perspectives d'évolution des prix et des menaces pour la stabilité des prix (BCE, 1999).

#### **Second pilier : rôle des indicateurs économiques de court terme**

La chaîne des causes et des effets liant les décisions de politique monétaire au niveau des prix est complexe et implique différents secteurs de l'économie. En conséquence, la BCE mentionne un grand nombre d'indicateurs qu'elle doit passer en revue pour évaluer les risques pesant sur la stabilité des prix dans la Zone euro. Cette analyse est souvent axée sur les effets des interactions entre l'offre et la demande, et/ou des tensions des coûts sur la fixation des prix sur les marchés des biens, des services et du travail. La mesure la plus complète des conditions de l'offre et de la demande globales est la différence entre les niveaux effectif et potentiel de production de l'ensemble de l'économie, c'est-à-dire « l'écart de production ». La production potentielle peut se définir à partir du taux de croissance du PIB réel soutenable à moyen terme. Son évolution est déterminée par l'augmentation du stock de capital et de l'offre de main-d'œuvre, et par le taux de croissance de la productivité. Si la hausse effectivement constatée de la production est supérieure au niveau potentiel de croissance, il pourrait s'ensuivre un écart positif de production, susceptible d'aboutir à des tensions inflationnistes et inversement, si le taux de croissance effectif est inférieur à son niveau potentiel. On considère que ces tensions sur les prix augmentent à mesure que l'écart de production se creuse. Toutefois, pour la BCE, cet écart de production ne peut servir tout au plus que d'indicateur complémentaire car elle considère qu'il est difficile de déterminer avec le degré de précision requis le niveau de production potentielle et par conséquent, l'ampleur de l'écart de production.

Par ailleurs, le Conseil des gouverneurs a fait le choix de fixer l'objectif d'inflation de la BCE à 2%, étant donné l'apparition possible de biais de mesure dans l'inflation<sup>2</sup>. Cette stratégie répond donc à la définition de cible d'inflation. En effet, le ciblage d'inflation est un cadre de politique monétaire caractérisé par l'annonce publique et officielle (communication) d'une cible (ou d'une fourchette) quantitative pour le taux d'inflation sur une ou plusieurs périodes temporelles, et par une reconnaissance explicite d'inflation basse et stable, qui est l'objectif principal à long terme de la politique monétaire. Cependant, même s'il s'agit d'une stratégie de ciblage d'inflation, la stratégie de la BCE garde une référence à une cible d'agrégat monétaire (Voir Encadré 1). En effet, les cibles intermédiaires d'agrégat monétaire ne sont pas incohérentes avec une cible d'inflation aussi longtemps que l'inflation a la priorité en cas de conflit (Svensson, 1996). Le choix d'utiliser ou non une cible intermédiaire d'agrégat monétaire dépend notamment de l'existence d'une relation stable entre la cible intermédiaire et la cible d'inflation (Leiderman et Svensson, 1995). Le taux de croissance de M3 est, alors, considéré comme un indicateur de l'inflation future. Cependant, l'engagement de la BCE vis-à-vis de cet agrégat monétaire, ne se veut pas contraignant. Le ciblage explicite à 4,5% de croissance annuel à d'ailleurs était abandonné en 2003. Ensuite, le choix qui consiste à estimer une règle de Taylor pour la Zone euro suppose, en réalité, que l'on envisage la possibilité que la BCE tienne compte de la production dans sa fonction de réaction. Or l'objectif de stabilisation de la production semble ne pas apparaître du tout.

Cependant, l'article 105 alinéa 1 du Traité précise qu'au-delà de son objectif principal de stabilité des prix, la BCE « apporte son soutien aux politiques économiques générales dans la Communauté » telles que définies dans l'article 2 du Traité. Il s'agit alors de promouvoir « une croissance durable et non inflationniste ». En outre, on peut considérer que les autorités monétaires, lorsqu'elles ciblent l'inflation, ont toujours une cible de production même implicite (Svensson, 1995).

## Méthodologie

Nous reprenons dans un premier temps la méthodologie CGG standard développée par Clarida, Galí et Gertler (1998). Nous déterminons ensuite les variables macroéconomiques entrant en compte dans notre règle de politique monétaire de la BCE, nous testons la stationnarité de ces variables et nous choisissons un jeu de variables instrumentales conforme. Ensuite, nous estimons la fonction de réaction de la BCE par la méthode des moments généralisés (GMM). Nous reprenons cette même méthodologie pour estimer la fonction de réaction des Banques Centrales Nationales (BCN) fictives qui réagiraient comme la BCE mais uniquement en fonction de variables macroéconomiques nationales. Enfin, nous comparons les résultats trouvés afin d'évaluer l'ampleur des hétérogénéités.

## Le modèle CGG

Nous reprenons dans cette partie de l'étude la méthodologie désormais standard proposée par Clarida, Galí et Gertler (1998) pour le G3 et trois pays européens (France, Italie, Royaume-Uni) de 1979 au début des années 1990. 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 :

$$i_t = (1 - \alpha_i) \left( \bar{i} + \alpha_\pi \left( E[\pi_{t+n} | I_t] - \bar{\pi} \right) + \alpha_y E[y_t | I_t] \right) + \alpha_i i_{t-1} + \varepsilon_t$$

<sup>2</sup> En revanche, rien n'est précisé quant à l'occurrence d'une déflation.

où  $E[\cdot | I_t]$  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  $\alpha_i$  représente le degré de lissage du taux d'intérêt (degré d'inertie de la politique monétaire).

La formulation retenue ici suppose que la dynamique du taux d'intérêt est autorégressive d'ordre un, AR(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.

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

$$\tilde{i}_t = \bar{i} + \alpha_\pi \left( E[\pi_{t+n} | I_t] - \bar{\pi} \right) + \alpha_y E[y_t | I_t]$$

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 Clarida, Galí et Gertler (1998), 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 plus 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).

### Estimation GMM

Sous l'hypothèse de stationnarité des séries, il est possible d'estimer la fonction de réaction par la méthode des moments généralisés (GMM), ainsi que le font Clarida, Galí et Gertler (1998) et les auteurs qui s'en inspirent. Pour ce faire, on réécrit l'équation précédente sous la forme suivante (avec  $n = 12$ , c'est-à-dire un an en données mensuelles) :

$$i_t = (1 - \alpha_i) (\alpha_\pi \pi_{t+12} + \alpha_y y_t + \gamma) + \alpha_i i_{t-1} + v_t$$

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

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

$$v_t = -(1 - \alpha_i)\left(\bar{i} + \alpha_{\pi}(\pi_{t+12} - E[\pi_{t+12} | I_t])\right) + \alpha_y(y_t - E[y_t | I_t]) + \varepsilon_t$$

On pourra prendre pour  $\pi_{t+12}$  (objectif d'inflation dans un an avec des données mensuelles), une valeur proche de 1,8% par an pour la Zone euro, entre 1999 et 2006 (Bordes et Clerc, 2003). Nous prendrons une cible de 2% par an, plus cohérente avec les propos actuels de la BCE.

En ce qui concerne la méthode, on sait que les moindres carrés ordinaires (OLS) 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 la production, 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 OLS est biaisé et non convergent.

La méthode des moments généralisés (GMM), qui généralise plusieurs autres méthodes dont les moindres carrés ordinaires 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 coefficients obtenus par la GMM sont convergents et asymptotiquement normalement distribués.

## **Variables macroéconomiques**

L'objectif de John Taylor (1993) est de modéliser par une fonction de réaction simple les décisions de politique monétaire de la Fed. Minimiser le nombre de variables (écart d'inflation et écart de production, pour la Fed) prises en compte par l'autorité monétaire fait donc aussi partie du cadre de l'étude de Taylor. Cependant, les comportements de la BCE et ceux de la Fed ne sont pas comparables. Nous n'allons pas comparer ces comportements mais tout porte à croire que la BCE réagirait à plusieurs autres variables que l'écart d'inflation et l'écart de production<sup>3</sup>.

### **Variables utilisées**

Nous allons tout d'abord observer les liens éventuels mis en évidence par une matrice de corrélations<sup>4</sup>, calculée sur des données trimestrielles de 1999 (date d'introduction de l'euro) à fin 2006. On remarque dans un premier temps que de nombreuses variables telles que le chômage ou l'agrégat monétaire M3 pourraient entrer dans la composition de la fonction de réaction de la BCE. Nous poursuivons cette étude préliminaire en effectuant des tests de

---

<sup>3</sup> Voir Encadré 1.

<sup>4</sup> Voir Annexe 1.

causalité au sens de Granger<sup>5</sup> entre les variables pouvant entrer en compte dans la règle de politique monétaire : le taux de chômage, M3 et le taux de change €\$. On remarque que les variables explicatives du taux d'intérêt des modèles classiques n'ont pas de lien de causalité avec ces trois variables, ce qui pousse l'économètre à prendre en considération ce genre de série en vue d'augmenter la nouvelle fonction de réaction à estimer par des séries temporelles de variables exogènes, à priori, à la variable à expliquer.

Par ailleurs, nous avons testé la pertinence d'une règle de Taylor européenne augmentée du taux de change €\$. Celle-ci se révèle statistiquement non significative. La BCE ne réagit pas aux évolutions du taux de change de l'euro vis-à-vis du dollar de manière explicite. Ceci semble d'ailleurs conforme aux missions qui lui ont été confiées par le Traité. En revanche, il une chute prolongée de l'euro par rapport au dollar peut donner lieu à une augmentation des taux directeurs de la BCE dans la mesure où celle-ci redouterait une hausse de l'inflation par le biais de l'inflation importée. Cependant, cet effet transitant par l'indice des prix à la consommation européen n'est sensible dans la fonction de réaction que dans le coefficient qui affecte la croissance. Par contre, une hausse prolongée de l'euro vis-à-vis du dollar ne peut en théorie donner lieu à un ajustement des taux. De plus, l'optimalité d'une fonction de réaction prenant en compte explicitement le taux de change €\$ à souvent été remis en cause (Taylor, 1998). En conséquence, nous n'allons pas retenir cette variable. Nous retenons donc comme variables, sous réserve de stationnarité, l'inflation et la production, le taux de chômage et l'agrégat monétaire M3.

### Tests de stationnarité des variables

Nous testons les variables M3, Taux de change €\$ et Chômage avec les trois tests standards pour l'étude de la stationnarité des séries temporelles: le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF), le test de Philips et Perron (PP) et le test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Selon les séries, ces tests seront effectués avec ou sans inclusion de constante et/ou 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. Concernant la variable M3, on constate qu'elle n'est pas stationnaire, d'après un test ADF (Dickey Fuller Augmenté)<sup>6</sup>. On va donc effectuer la différence première de cette série temporelle afin d'éliminer le « trend » et la constante. On va utiliser ( $\Delta M3 - \Delta M3^*$ ) qui correspond à l'écart de croissance de la masse monétaire par rapport à une cible annuelle fixée à 4,5%<sup>7</sup>. Cette nouvelle variable est alors stationnaire. Nous filtrons ensuite cette série en utilisant la technique de Hodrick et Prescott afin d'éliminer les tendances cycliques de cette variable. La valeur de 4,5% a été abandonnée en 2003 par la BCE, mais sa prise en compte n'est pas une hypothèse forte ou incohérente.

En ce qui concerne le taux de change, sa considération est assez complexe. Certes, sa stationnarité n'est pas acquise au format brut. Mais en considérant ses log-variations, on pourrait obtenir une variable stationnaire. Nous reviendrons sur cette variable qui est centrale dans la considération des échanges commerciaux (pas seulement avec les Etats-Unis, mais aussi en ce qui concerne les matières premières). Mais de peur d'affecter la pertinence et/ou la validité d'une règle de Taylor augmentée du taux de change, ou d'affecter la crédibilité (par un risque moral non négligeable si l'on considère le taux de change) de la BCE, nous n'allons cependant pas introduire le taux de change.

---

<sup>5</sup> Jusqu'à 4 retards, Voir Annexe 2.

<sup>6</sup> Voir Annexe 6.

<sup>7</sup> Voir Encadré 1, Premier pilier.



Enfin, en ce qui concerne le taux de chômage, on peut considérer que le conseil de la BCE réagit instantanément au cycle économique, lu à travers l'écart du taux de chômage à son niveau naturel (NAIRU), que nous estimons avec la méthode GMM<sup>8</sup>. Malgré les critiques (Voir Encadré 2), nous allons utiliser ce concept pour l'intégrer dans nos estimations et supposer que le taux de chômage naturel varie dans le temps (hypothèse la plus plausible). On établit, dans la fonction à estimer, l'équation en conséquence. De même, nous filtrons ensuite cette série en utilisant la technique de Hodrick et Prescott afin d'éliminer les tendances cycliques de cette variable.

### **Encadré 2 : Critiques du NAIRU**

L'utilité du NAIRU pour la politique macroéconomique fait l'objet de débats. Certains, comme Joseph Stiglitz, la jugent établie. D'autres, comme Alan Greenspan, sont plus dubitatifs. Il y a au moins deux motifs au scepticisme, sans compter les réserves théoriques.

Le premier est que le taux d'inflation peut être affectée par une série de facteurs de court terme (inflation importée, effets dynamiques de chocs antérieurs, etc.), ce qui fait que le taux de chômage compatible avec sa stabilité instantanée peut, lui aussi, s'écarter du NAIRU. Le second motif est de nature empirique. L'estimation du chômage structurel soulève des difficultés importantes, particulièrement dans le cas des pays européens où le chômage a depuis vingt ans, et jusqu'à une date récente, été affecté d'une tendance de fond croissante. Les évaluations disponibles ne livrent donc que des mesures imprécises, qui ont souvent eu tendance à suivre de près l'évolution du chômage effectif. Comme l'a montré l'expérience américaine des années 1990, les évaluations ex ante du NAIRU sont affectées d'un biais pessimiste en période de décrue du chômage.

L'économètre est en effet confronté à un dilemme : soit il postule la stabilité du NAIRU (aux facteurs explicatifs explicites près), mais cette hypothèse est forte, soit il se repose sur des techniques de filtrage qui tendent par nature à faire converger le NAIRU vers le chômage effectif. L'estimation du NAIRU sur séries chronologiques (Time-varying NAIRU ou TV-NAIRU) permet, avec les méthodes économétriques modernes, de tenter de tenir compte de sa variation au cours du temps (Gordon, 1998, et Irac, 2000). La contrepartie de ce choix méthodologique est la pauvreté des facteurs explicatifs du chômage que livrent ces analyses. Le chômage d'équilibre est déterminé à la fois par les chocs (une augmentation des taux d'intérêt, un ralentissement du rythme de croissance de la productivité des facteurs...), par les institutions (le système d'allocation chômage, les trappes fiscales...) et par leurs interactions. Différents éléments indiquent que le NAIRU ne doit pas être regardé comme intangible ou prédéterminé, mais bien comme un indicateur dont l'estimation évolue en fonction de facteurs structurels et conjoncturels et en fonction du regard que porte l'économiste sur l'utilité des politiques macroéconomiques. En effet, le NAIRU définit en première approximation une frontière : au-delà de ce seuil, la politique macroéconomique est efficace, en deçà le taux de chômage ne peut être durablement abaissé qu'en faisant appel aux politiques structurelles (fiscalité, formation, mobilité, et surtout fonctionnement du marché du travail et du marché des biens dans un sens plus concurrentiel). Il est donc important de cerner à quel niveau se situe cette frontière, pour pouvoir employer les différents instruments de politique économique à bon escient.

Mais l'incertitude règne sur le niveau du NAIRU. Les évaluations disponibles ont souvent fidèlement suivi l'évolution du chômage effectif. En Europe, le concept est devenu rapidement un champ de bataille entre ceux pour qui « tout est structurel » (Banque Centrale Européenne, Commission européenne...) et ceux qui sont favorables à des politiques macroéconomiques ambitieuses. Les premiers produisent des études pour montrer à quel point le NAIRU est haut, très proche du chômage courant, et les seconds tirent les équations dans l'autre sens pour démontrer qu'il existe une marge de manœuvre substantielle pour les politiques conjoncturelles. En dépit du fait qu'il existe plusieurs façons de calculer le NAIRU et de le comprendre, le concept a connu un succès certain auprès des décideurs de politiques économiques.

Plus classiquement, nous considérons évidemment un écart d'inflation par rapport à sa cible et un terme de croissance, sans écart par rapport à sa cible car il n'en est nullement fait référence dans les documents officiels de la BCE. Nous filtrons aussi ces séries en utilisant la technique de Hodrick et Prescott afin d'éliminer les tendances cycliques de ces variables.

---

<sup>8</sup> Voir Annexe 3.

## Variables instrumentales

Dans le cas du modèle considéré, l'inflation anticipée mesurée par l'inflation réalisée ex-post et la production (variable inobservable) conduisent à des biais d'estimation, puisque dans ces conditions, régresseurs et résidus de l'équation à estimer sont potentiellement corrélés. Il est alors nécessaire de recourir à des techniques de variables instrumentales pour tenter de corriger les biais d'endogénéité.

On choisit donc des instruments orthogonaux aux résidus de telle manière à ce que ces instruments soient corrélés aux variables explicatives. Souvent, on peut retenir comme variable instrumentale la variable exogène décalée d'une période ( $t-1$ ). Mais cela conduirait, dans notre cas, à choisir des variables certes corrélées aux variables explicatives (généralement) mais malheureusement non-orthogonales aux résidus. Nous décalons donc de 3 périodes minimum nos variables exogènes (pour la plupart des variables instrumentales) afin de mettre en œuvre la méthode GMM. Ces instruments sont orthogonaux aux résidus (aussi de par l'écart temporel assez conséquent, allant souvent jusqu'à  $t-12$ ) et sont corrélés aux variables explicatives.

On suppose en effet que les instruments ne sont que faiblement exogènes, c'est-à-dire que les perturbations ne sont indépendantes que des valeurs strictement passées des instruments (i.e., sont corrélées avec les valeurs présentes et futures des instruments). Par conséquent tous les instruments sont décalés d'au moins deux périodes (en général,  $t-3$ ).

## Comparaison des règles de Taylor estimées

Nous supposons que la BCE suit une règle de politique monétaire<sup>9</sup>. Notre objectif est d'étudier l'ampleur des hétérogénéités de la politique monétaire en Zone euro. Pour ce faire, nous allons estimer la sensibilité du taux d'intérêt de la BCE à chaque paramètre économique tels que l'inflation, la croissance, le chômage et la masse monétaire et cela selon chaque pays.

Nous spécifions notre modèle de sorte à lui donner « l'esprit » d'une règle de Taylor augmentée. Cette règle, qui s'est imposée depuis pour la politique monétaire américaine, explique le taux d'intérêt réel de la banque centrale comme la somme de l'écart du PIB à son trend exprimé en point de PIB potentiel, de l'écart d'inflation à sa valeur cible et d'un taux d'intérêt réel neutre constant dans le temps :

$$r_t = \pi_t + \alpha_y (y_t - y_t^*) + \alpha_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_r r_{t-1}$$

Cette équation est le résultat de l'optimisation de la fonction d'utilité de la banque central, (Woodford, 1999), à savoir :

$$\text{Max} \left\{ U = -\frac{1}{2} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( (r_t - r_{t-1})^2 + A(y_t - y_t^*)^2 + B(\pi_t - \pi_t^*)^2 \right) \right\}$$

Avec  $A$  et  $B$  coefficients réels positifs.

---

<sup>9</sup> Cette hypothèse n'est pas si faible. En effet, Jean-Claude Trichet, l'actuel Président de la Banque Centrale Européenne (BCE), attache de l'importance à ne prendre de décisions de politique monétaire, qui pourraient être interprétées comme mécaniques : « Nous ne voulons pas être prisonnier d'une équation particulière, d'un système d'équations ».

L'objectif de la banque centrale est bien de minimiser la variabilité de l'écart d'inflation par rapport à sa cible, de production par rapport à son objectif et de l'écart de taux d'intérêt entre le début de la période et la dernière période. On va supposer que la BCE ajoute à cette minimisation un terme d'écart de taux de croissance monétaire par rapport à sa cible et d'écart de NAIRU<sup>10</sup>. On suppose que l'objectif de la BCE est de la forme suivante :

$$\text{Min} \left\{ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left( (r_t - r_{t-1})^2 + A(y_t - y_t^*)^2 + B(\pi_t - \pi_t^*)^2 + C(\Delta M_t - \Delta M^*)^2 + D(N_t - N^*)^2 \right) \right\}$$

Avec  $A, B, C$  et  $D$  des coefficients réels positifs.

Nous allons donc augmenter la fonction de réaction de la BCE de plusieurs variables macroéconomiques, notamment de l'écart de NAIRU et de l'écart de l'agrégat monétaire M3 par rapport à sa cible. On obtient donc la fonction suivante :

$$r_t = \pi_t + \alpha_y (y_t - y_t^*) + \alpha_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_M (\Delta M_t - \Delta M^*) + \alpha_N (N_t - N^*) + \alpha_r r_{t-1}$$

La théorie des anticipations adaptatives suppose que les agents économiques adaptent leur anticipation d'inflation au niveau passé de l'inflation.

On rend variable l'écart du taux de chômage par rapport au taux de chômage naturel<sup>11</sup>. Toutes nos variables explicatives sont filtrées par un filtre Hodrick-Prescott afin d'éliminer les effets cycliques. En utilisant la méthode GMM, on obtient la fonction de réaction suivante (avec des données mensuelles, de janvier 1998 à décembre 2006):

$$r_t = (1 - \alpha_r) \left( \alpha_N (N_t - N^*) + \alpha_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_M (\Delta M_t - \Delta M^*) + \alpha_y (y_t - y_t^*) \right) + \alpha_r r_{t-1}$$

$\alpha_r = 0.902$	$\alpha_N = -3,285$	$\alpha_\pi = 199,805$	$\alpha_M = -7,517$	$\alpha_y = 63,213$
(30,23)	(-4,72)	(5,30)	(-4,85)	(5,28)

Tous nos coefficients sont significatifs. Les p-values sont toutes inférieures au seuil de 5% (et même moins). On obtient un coefficient de détermination de  $R^2 = 0,92$ . Donc environ 92% de la variance des taux de la BCE sont expliqués par notre modèle. Cela nous incite à considérer notre modèle comme pertinent car notre régression est significative.

L'ensemble des variables explicatives, mis à part le terme de lissage du taux d'intérêt, sont filtrées via un filtre Hodrick-Prescott. En effet, afin de réduire l'incidence des fluctuations cycliques sur la mesure du phénomène étudié, toutes les séries mensuelles utilisées dans la construction de cette fonction de réaction ont été préalablement filtrées par la procédure de Hodrick-Prescott (avec un paramètre de lissage standard de 14400).

La représentation graphique de la modélisation comparée à la réalité est présentée en Annexe 4 (Graphique 3).

<sup>10</sup> Obtenir un NAIRU variable dans le temps reflète les changements de productivité totale des facteurs. Voir Annexe 3.

<sup>11</sup> La théorie économique suppose l'existence d'un arbitrage à long terme entre inflation et chômage : la célèbre courbe de Phillips.

Afin de tester notre méthode, nous estimons dans un premier temps, et d'une manière identique, l'équation suivante :

$$(r_t)_{\text{jour/jour}} = \alpha_N (N_t - N^*) + \alpha_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_M (\Delta M_t - \Delta M^*) + \alpha_y (y_t - y_t^*)$$

$$\begin{array}{cccc} \alpha_N = -2,67 & \alpha_\pi = 199,5 & \alpha_M = -13,74 & \alpha_y = 50,83 \\ (-4,96) & (6,08) & (-5,24) & (5,56) \end{array}$$

Tous nos coefficients sont significatifs. Les p-values sont toutes inférieures au seuil de 5% et notre calcul du coefficient de détermination donne :  $R^2 = 81\%$ . Les effets de bord sont dus aux filtrages HP. Les résidus sont contenus dans leur fourchette d'acceptabilité et les coefficients sont du même ordre que ceux trouvés pour l'estimation des taux de la BCE. Cependant, les erreurs d'ordre un sont autocorrélées.

Le résultat est très proche de celui trouvé avec le taux BCE et le terme de lissage vue précédemment. Nous allons utiliser la même forme que l'équation des taux d'intérêt de la BCE (avec terme de lissage), on obtient :

$$(r_t)_{j/j} = (1 - \alpha_r) (\alpha_N (N_t - N^*) + \alpha_\pi (\pi_t - \pi_t^*) + \alpha_M (\Delta M_t - \Delta M^*) + \alpha_y (y_t - y_t^*)) + \alpha_r (r_{t-1})_{j/j}$$

$$\begin{array}{ccccc} \alpha_r = 0,909 & \alpha_N = -3,60 & \alpha_\pi = 216,05 & \alpha_M = -7,84 & \alpha_y = 68,51 \\ (24,46) & (-3,89) & (4,36) & (-3,57) & (4,23) \end{array}$$

Tous nos coefficients sont significatifs. Les p-values sont toutes inférieures au seuil de 5% et notre calcul manuel du coefficient de détermination donne :  $R^2 = 91\%$ . On remarque que les coefficients trouvés sont tous du même ordre que ceux trouvés lors de l'estimation GMM des coefficients de la BCE. Dans ce cas, le test de Durbin Watson est satisfaisant. De plus, l'évolution des résidus est aussi quasi-identique par rapport aux taux de la BCE.

L'estimation GMM des taux BCE peut être considérée comme robuste. En effet, les choix des variables explicatives et instrumentales, ainsi que leur utilisation, sont justifiés. Economiquement parlant, les résultats sont cohérents. Les différentes estimations conduisent toutes aux mêmes résultats (ou du moins au même ordre de grandeur des coefficients).

## Estimation des fonctions de réaction de chaque pays

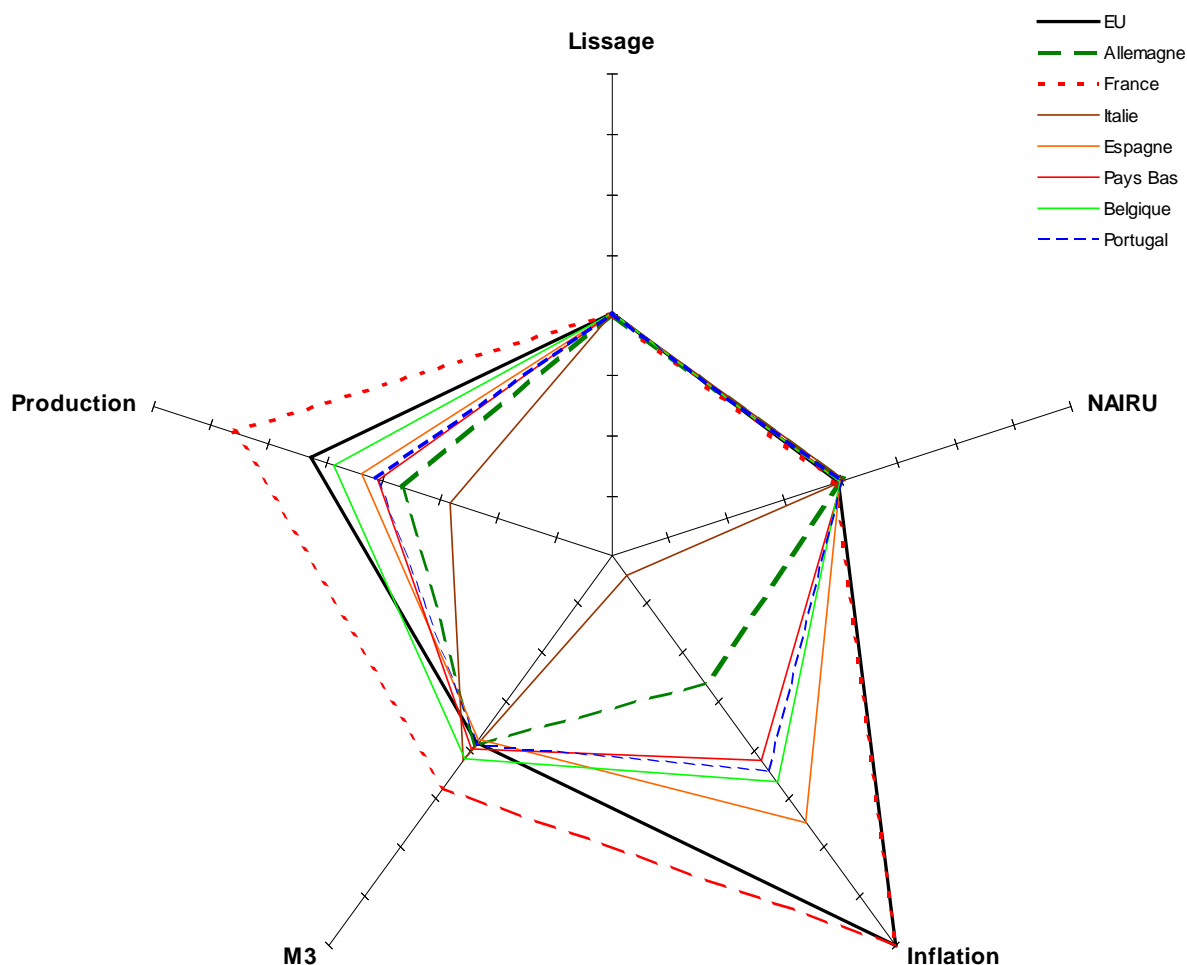
Nous allons estimer la fonction de réaction des BCN fictive, annonçant les mêmes taux que ceux de la BCE mais en considérant leurs données nationales. Cela nous permettra d'observer les sensibilités de chacun des pays envers les différentes variables macroéconomiques constitutives de notre fonction de réaction type. Nous allons représenter les réactions de politique monétaire d'une BCN fictive qui suivrait le type d'une fonction de réaction de la BCE augmentée en utilisant uniquement les séries temporelles nationales. Cela permet une appréciation de l'ampleur des hétérogénéités du pays par rapport aux autres pays et à la Zone euro.

Nous répétons donc la procédure d'estimation avec tout les pays de la Zone euro. La variable M3 de circulation de la monnaie reste identique pour cause de manque de données.

Cependant, et malgré cette hypothèse qui peut paraître forte, nous allons nous intéresser à comparer les différentes fonctions de réaction. L'hypothèse est donc à relativiser. En effet, cet exercice est relatif (l'estimation est faite pour être comparée) et donc non absolu. Cette hypothèse objectivement forte est alors à mettre en confrontation avec notre objectif relatif.

Afin de comparer les résultats obtenus, on représente l'ampleur des coefficients sur le graphique 1 des « grands » pays de la Zone euro. Il s'avère par exemple que la prise en compte de l'écart de production par la France est plus forte que l'Italie et que la Zone euro<sup>12</sup>.

**Graphique 1 : Représentation de la répartition des coefficients estimés (GMM) des pays de la Zone euro et de la Zone euro.**



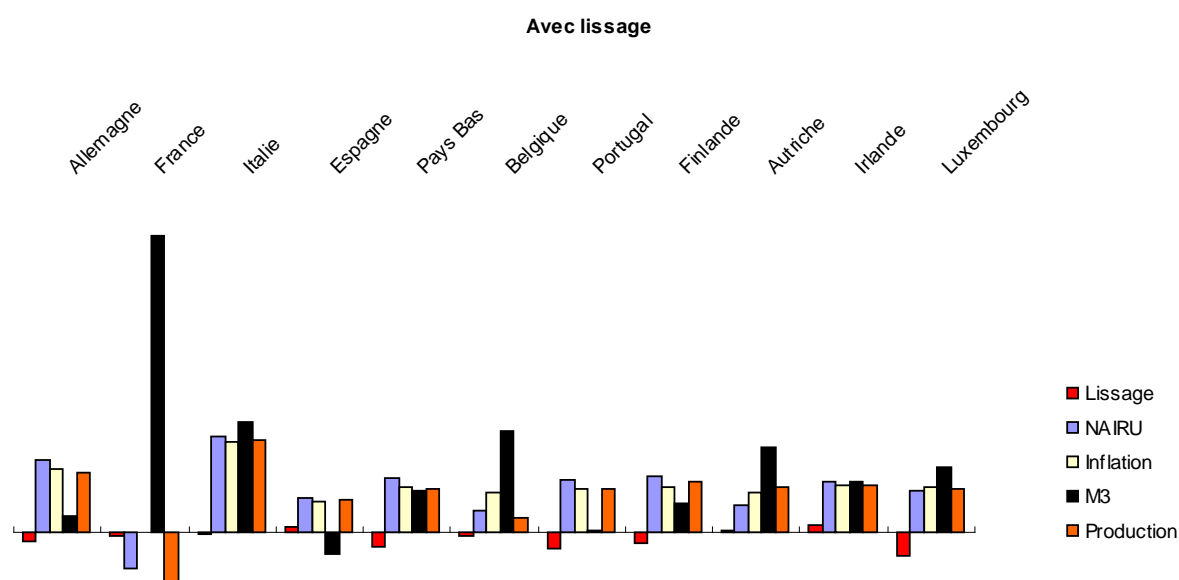
Le terme de lissage ne peut pas être clairement différencié dans le Graphique 1. Il est sujet à discussions car cinq pays (Allemagne, Pays Bas, Portugal, Finlande, Luxembourg) ont un terme de lissage supérieur à l'unité. Ces estimations peuvent paraître à première vue incohérentes. On peut par contre en conclure que la Zone euro et la France accordent une

<sup>12</sup> Pour plus de détails concernant les résultats des estimations GMM, voir Annexe 5.

grande importance à l'inflation, contrairement aux autres pays dont l'Allemagne<sup>13</sup> qui réagissent plus faiblement à l'inflation.

Comment réagissent les BCN fictives par rapport à la BCE ? Pour répondre à cette question, nous allons construire un graphique (Graphique 2) permettant de visualiser l'ensemble des coefficients des pays de la Zone euro par rapport aux coefficients de la BCE. Ce pourcentage par rapport à la référence, la BCE, permet de mieux comprendre l'ampleur des hétérogénéités entre les pays de la Zone euro.

**Graphique 2 : Répartition des coefficients estimés (GMM) suivant les pays par rapport aux coefficients de la Zone euro (sans lissage du taux d'intérêt)**



Le terme concernant l'écart de croissance de la masse monétaire en circulation est surprenant. On rappelle que cette série n'a pas été changée (faute de donnée de monnaie en circulation (euro) ventilée par pays de la Zone euro). La réaction des BCN fictives est rarement identique à la BCE, à part pour le Portugal. De même me pour le coefficient de la production, où aucun pays ne réagit comme la BCE.

On sent bien que même après soustraction des évolutions tendanciennes, les économies de la Zone euro restent soumises à des différences de conjoncture assez marquées. Les mouvements cycliques nationaux sont donc en partie déconnectés, mais les conséquences de ce constat pour la politique monétaire, dépendent des explications qui le sous-tendent. Car les décalages conjoncturels peuvent provenir soit de chocs asymétriques, soit de mécanismes asymétriques de propagation (de réponses hétérogènes des économies aux chocs de natures diverses, et notamment aux impulsions monétaires). Dans les deux cas, les performances d'une politique monétaire unique seront naturellement inférieures à celles de politiques différenciées (BCN). Mais les implications des deux hypothèses ne sont pas identiques pour la définition d'une règle monétaire au niveau de la zone.

<sup>13</sup> La chancelière allemande Angela Merkel a pourtant estimé le 10 Juillet 2007 que « L'Allemagne a toujours bien profité de l'indépendance de la banque centrale, d'abord de celle de la Bundesbank et à présent de celle de la Banque centrale européenne. (...) Bien sûr, on a toujours tendance à dire que nous aimerions bien ceci ou cela, mais ce qui est important c'est que les gens soient protégés de l'inflation ».

## Commentaires

Lorsque les coefficients par rapport à celui de la BCE est en dessous des abscisses, cela veut dire que le coefficient du pays correspondant est supérieur de  $x\%$  par rapport au coefficient de la BCE. Par exemple, pour l'Allemagne, le coefficient de lissage allemand est supérieur de 18% environ au coefficient de la BCE.

Le même type de différence existe pour la France par exemple. En effet, la production est prise en compte 107% de plus que par la BCE. Les résultats précis en pourcentage, en cas de lissage, se trouvent en Annexe 5 (Table 3). En cas d'absence du terme de lissage, les résultats en pourcentages se trouvent en Annexe 5 (Table 4).

D'autres exemples marquants peuvent être cités : la France réagirait quasi identiquement à la BCE par rapport à l'inflation. Bien que se comportant similairement par rapport à l'inflation, une BCN fictive française réagirait un peu plus fortement à l'écart de NAIRU que la BCE. Toutes ces comparaisons sont déduites du Graphique 2, construit à partir de la Table 3 disponible en Annexe 5.

L'Annexe 6 présente les résultats obtenus des estimations GMM pour les différents pays de la Zone euro et pour la Zone euro elle-même. Les résidus sont représentés sur chaque graphique. L'ensemble des estimations des BCN fictives semblent donc cohérentes avec les taux annoncés par la BCE. Cette cohérence est due à l'hétérogénéité des coefficients entre les différentes séries temporelles des données nationales. Ces différences dans les coefficients mettent en avant l'ampleur des hétérogénéités de politique monétaire.

## Conclusion

L'objectif est d'étudier l'ampleur des hétérogénéités de politique monétaire en Zone euro à l'aide d'une règle de réaction augmentée, adaptée et robuste, modélisant les réactions de la BCE le plus fidèlement possible. Nous avons estimé les fonctions de réaction des Banques Centrales Nationales (BCN) fictives.

Les résultats nous montrent tout d'abord que l'importance accordée à l'inflation, la croissance, M3 et le chômage est très hétérogène selon les pays de la Zone euro. Une comparaison avec les hétérogénéités post-1998 pourrait même montrer que ces différences ce sont généralement creusées.

Ensuite, on constate à l'aide de cette méthodologie que la politique monétaire de la BCE est totalement différente de la politique monétaire particulière des pays qui la constitue. On a donc mis en évidence ces hétérogénéités tout en appréciant l'ampleur et le sens de ces dernières suivant chacun des pays de la Zone euro.

Enfin, cette approche simple permet aux professionnels de mieux comprendre le rôle relatif d'un pays de la zone euro par rapport à son autorité monétaire réelle qu'est la BCE par une méthode simple et robuste. Elle permet aussi de prévoir la conduite de la politique monétaire d'une autre façon : en fonction de tout les autres pays !

## Bibliographie

**Yunus Aksoy, Paul De Grauwe and Hans Dewachter**, Do asymmetries matter for European monetary policy?, *European Economic Review*, 2002, vol. 46, issue 3, pages 443-469.

**Laurence Ball and N. Gregory Mankiw**, The NAIRU in Theory and Practice, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 16, No. 4. (Autumn, 2002), pp. 115-136.

**Ben Shalom Bernanke and Mark Gertler**, Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 4. (Autumn, 1995), pp. 27-48.

**Ben Shalom Bernanke and Ilian Mihov**, Measuring Monetary Policy, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 113, No. 3. (Aug., 1998), pp. 869-902.

**Ben Shalom Bernanke and Mark Gertler**, Monetary Policy and Asset Price Volatility, *NBER Working Papers*, n°7559.

**Jess Benhabib and Roger E. A. Farmer**, The Monetary Transmission Mechanism, *Review of Economic Dynamics*, Volume 3, Issue 3, July 2000, Pages 523-550.

**Alina Carare and Robert Tchaidze**, The Use and Abuse of Taylor Rules: How Precisely Can We Estimate Them?, *IMF Working Paper*, 05/148, 2005.

**Richard Clarida, Jordi Gali and Mark Gertler**, Monetary policy rules in practice: some international evidence, *European Economic Review*, Volume 42, Issue 6, June 1998, Pages 1033-1067.

**Richard Clarida, Jordi Gali and Mark Gertler**, The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective, *Journal of Economic Literature*, 1999, vol. 37, issue 4, pages 1661-1707.

**Mario Forni, Marc Hallin, Marco Lippi and Lucrezia Reichlin**, Do financial variables help forecasting inflation and real activity in the Euro area, *Journal of Monetary Economics*, 2003, vol. 50, issue 6, pages 1243-1255.

**André Fourçans and Radu Vranceanu**, The ECB monetary policy: Choices and challenges, *Journal of Policy Modeling*, 2007, vol. 29, issue 2, pages 181-194.

**André Fourçans and Radu Vranceanu**, The ECB interest rate rule under the Duisenberg presidency, *European Journal of Political Economy*, 2004, vol. 20, issue 3, pages 579-595

**Charles Goodhart**, The Conduct of Monetary Policy, *The Economic Journal*, Vol. 99, No. 396 (Jun., 1989), pp. 293-346.

**Eric M. Leeper, Christopher A. Sims, and Tao Zha**, What Does Monetary Policy Do?, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1996, No. 2 (1996), pp. 1-78.

**Lars E.O. Svensson**, Monetary policy issues for the Eurosystem, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1999, vol. 51, pages 79-136.

**John B. Taylor**, An historical analysis of monetary policy rules, *NBER Working Papers*, n°6768, 1998.

**John B. Taylor**, The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank, *Journal of Monetary Economics*, 1999, vol. 43, issue 3, pages 655-679.

**John B. Taylor**, The Use of the New Macroeconometrics for Policy Formulation, *American Economic Review*, 1993, vol. 83, issue 2, pages 300-305.

**Michael Woodford and Lars EO Svensson**, Indicator variables for optimal policy, *Journal of Monetary Economics*, 2003, vol. 50, issue 3, pages 691-720.



## Annexes

### Annexe 1 : Matrice des corrélations

(Jusqu'à 4 lags)

	Taux	Chômage	Inflation	M3	PIBr	Chômage (t-1)	Inflation(t-1)	M3(t-1)	Pibr(t-1)	Chômage (t-2)	Inflation(t-2)	M3(t-2)	PIBr(t-2)	Chômage (t-3)	Inflation(t-3)	M3(t-3)	PIBr(t-3)	Chômage (t-4)	Inflation(t-4)	M3(t-4)	
Chômage	<b>-0,78</b>																				
Inflation	0,18	-0,39																			
M3	-0,56	0,01	-0,01																		
PIBr	0,58	-0,35	-0,52	-0,39																	
Chômage(t-1)	-0,71	<b>0,94</b>	-0,47	-0,04	-0,10																
Inflation(t-1)	0,07	-0,44	0,57	0,28	-0,44	-0,58															
M3(t-1)	-0,58	0,13	-0,09	<b>0,87</b>	-0,35	0,07	0,13														
PIBr(t-1)	0,70	-0,37	-0,19	-0,60	<b>0,82</b>	-0,16	-0,54	-0,54													
Chômage(t-2)	-0,54	<b>0,78</b>	-0,52	-0,14	0,16	<b>0,94</b>	-0,66	-0,01	0,09												
Inflation(t-2)	-0,04	-0,37	0,56	0,45	-0,52	-0,55	0,70	0,32	-0,53	-0,68											
M3(t-2)	-0,52	0,22	-0,14	0,65	-0,24	0,18	0,02	<b>0,87</b>	-0,45	0,09	0,16										
PIBr(t-2)	<b>0,77</b>	-0,41	-0,18	-0,66	0,74	-0,23	-0,28	-0,68	<b>0,83</b>	0,00	-0,59	-0,59									
Chômage(t-3)	-0,32	0,57	-0,57	-0,24	0,42	<b>0,80</b>	-0,70	-0,13	0,34	<b>0,95</b>	<b>-0,75</b>	-0,01	0,23								
Inflation(t-3)	-0,19	-0,26	0,62	0,51	-0,71	-0,44	0,71	0,44	-0,64	-0,62	<b>0,77</b>	0,31	-0,60	-0,74							
M3(t-3)	-0,49	0,29	-0,07	0,40	-0,21	0,26	0,04	0,62	-0,39	0,17	0,11	<b>0,86</b>	-0,53	0,05	0,19						
PIBr(t-3)	<b>0,82</b>	-0,44	-0,14	-0,66	0,68	-0,32	-0,23	-0,72	<b>0,76</b>	-0,13	-0,32	-0,72	<b>0,84</b>	0,09	-0,61	-0,65					
Chômage(t-4)	-0,09	0,36	-0,54	-0,34	0,60	0,64	-0,70	-0,26	0,53	<b>0,84</b>	<b>-0,77</b>	-0,15	0,42	<b>0,96</b>	<b>-0,80</b>	-0,07	0,28				
Inflation(t-4)	-0,35	-0,10	0,36	0,60	-0,67	-0,32	0,70	0,52	<b>-0,79</b>	-0,50	0,74	0,44	-0,69	-0,66	<b>0,79</b>	0,33	-0,62	<b>-0,76</b>			
M3(t-4)	-0,47	0,31	0,06	0,23	-0,26	0,28	0,10	0,37	-0,33	0,21	0,14	0,61	-0,46	0,10	0,17	<b>0,86</b>	-0,57	-0,04	0,23		
PIBr(t-4)	<b>0,83</b>	-0,50	0,02	-0,62	0,55	-0,39	-0,22	-0,68	0,74	-0,24	-0,29	-0,73	<b>0,78</b>	-0,05	-0,36	-0,74	<b>0,85</b>	0,15	-0,63	-0,66	

En rouge, les corrélations entre des variables de nature différentes et de périodes temporelles différentes. En vert, les corrélations entre des variables de même nature et de périodes temporelles différentes.

## Annexe 2 : Tests de causalité au sens de Granger

(Jusqu'à 4 lags)

Hypothèse nulle :	Obs.	F-Statistique	Probabilité
EAXCHOMAGE does not Granger Cause EAXBCE	28	2.95948	0.04667
EAXBCE does not Granger Cause EAXCHOMAGE		2.11330	0.11896
EAXEURODOL does not Granger Cause EAXBCE	28	1.00803	0.42793
EAXBCE does not Granger Cause EAXEURODOL		0.61148	<b>0.65944</b>
EAXINFLATION does not Granger Cause EAXBCE	28	0.34318	<b>0.84541</b>
EAXBCE does not Granger Cause EAXINFLATION		0.70922	0.59561
EAXM3 does not Granger Cause EAXBCE	28	0.49635	<b>0.73862</b>
EAXBCE does not Granger Cause EAXM3		2.22382	0.10492
EAXPIBR does not Granger Cause EAXBCE	28	2.44984	0.08140
EAXBCE does not Granger Cause EAXPIBR		1.79834	0.17089
EAXEURODOL does not Granger Cause EAXCHOMAGE	28	1.97196	0.13985
EAXCHOMAGE does not Granger Cause EAXEURODOL		1.13565	0.36965
EAXINFLATION does not Granger Cause EAXCHOMAGE	63	2.63258	0.04404
EAXCHOMAGE does not Granger Cause EAXINFLATION		0.52093	<b>0.72069</b>
EAXM3 does not Granger Cause EAXCHOMAGE	63	2.73117	0.03831
EAXCHOMAGE does not Granger Cause EAXM3		4.97277	0.00174
EAXPIBR does not Granger Cause EAXCHOMAGE	63	4.79730	0.00220
EAXCHOMAGE does not Granger Cause EAXPIBR		3.11498	0.02229
EAXINFLATION does not Granger Cause EAXEURODOL	28	2.87854	0.05090
EAXEURODOL does not Granger Cause EAXINFLATION		1.43314	0.26153
EAXM3 does not Granger Cause EAXEURODOL	28	3.59224	0.02417
EAXEURODOL does not Granger Cause EAXM3		0.90534	0.48059
EAXPIBR does not Granger Cause EAXEURODOL	28	2.64976	0.06526
EAXEURODOL does not Granger Cause EAXPIBR		0.53740	<b>0.71003</b>
EAXM3 does not Granger Cause EAXINFLATION	64	0.35844	<b>0.83707</b>
EAXINFLATION does not Granger Cause EAXM3		3.95410	0.00684
EAXPIBR does not Granger Cause EAXINFLATION	64	0.86535	0.49061
EAXINFLATION does not Granger Cause EAXPIBR		4.97259	0.00171
EAXPIBR does not Granger Cause EAXM3	64	1.08319	0.37383
EAXM3 does not Granger Cause EAXPIBR		0.47021	<b>0.75734</b>

Obs. : Observations.

En rouge les variable

Nomenclature :

EAX = Euro Area

PIBR=PIB réel

INFLATION=Inflation

EURDOL=Euro/Dollar

### Annexe 3 : Ecart de NAIRU

Le NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment ou NAIRU) correspond au taux de chômage n'accéléralant pas l'inflation. C'est une estimation, pour un pays et à un instant donné, du taux de chômage minimum qui puisse s'accompagner d'une inflation stable. Le terme a été inventé par James Tobin, sur la base de recherches menées par Franco Modigliani et Lucas Papademos. On rappelle que la théorie économique suppose l'existence d'un arbitrage à long terme entre inflation et chômage : la célèbre courbe de Phillips.

L'inflation ( $\pi_t$ ) peut alors s'écrire comme la différence entre l'inflation anticipée ( $\pi_e$ ), l'écart du taux de chômage ( $u_t$ ) à son taux naturel ( $u^*$ ) qui décrit l'état de tension sur les salaires donc sur les prix et une variable  $v_t$  qui absorbe les chocs externes d'inflation (énergie, alimentation, taxes, etc.) :

$$\pi_t = \pi_e - a(u_t - u^*) + v_t \quad (1)$$

La théorie des anticipations adaptatives suppose que les agents économiques adaptent leur anticipation d'inflation au niveau passé de l'inflation :

$$\pi_e = \pi_{t-1} \quad (2)$$

On peut alors réécrire (1):  $\pi_t - \pi_{t-1} = au^* - au_t + v_t$  (3)

Si l'on considère que l'arbitrage est à long terme, alors  $u^*$  est une constante, et on peut estimer la relation (3). Pour la Zone euro le résultat donne, en calculant  $v_t$  comme la variation de l'inflation expliquée par les prix administrés (tabac, de l'alcool, santé), de l'alimentation et de l'énergie:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = a_1 - a_2u_t + v_t \quad (4)$$

D'après (4), le taux de chômage naturel constant est de  $a_1/a_2$ . Afin d'obtenir un NAIRU variable dans le temps, on a d'après l'équation (4) :

$$u_t^* = u_t - \frac{\pi_t - \pi_{t-1} - v_t}{a_2}$$

Estimons maintenant le taux de chômage naturel en Zone euro. Avec nos données, de 1990 à 2006, en estimation GMM, on obtient l'équation suivante :

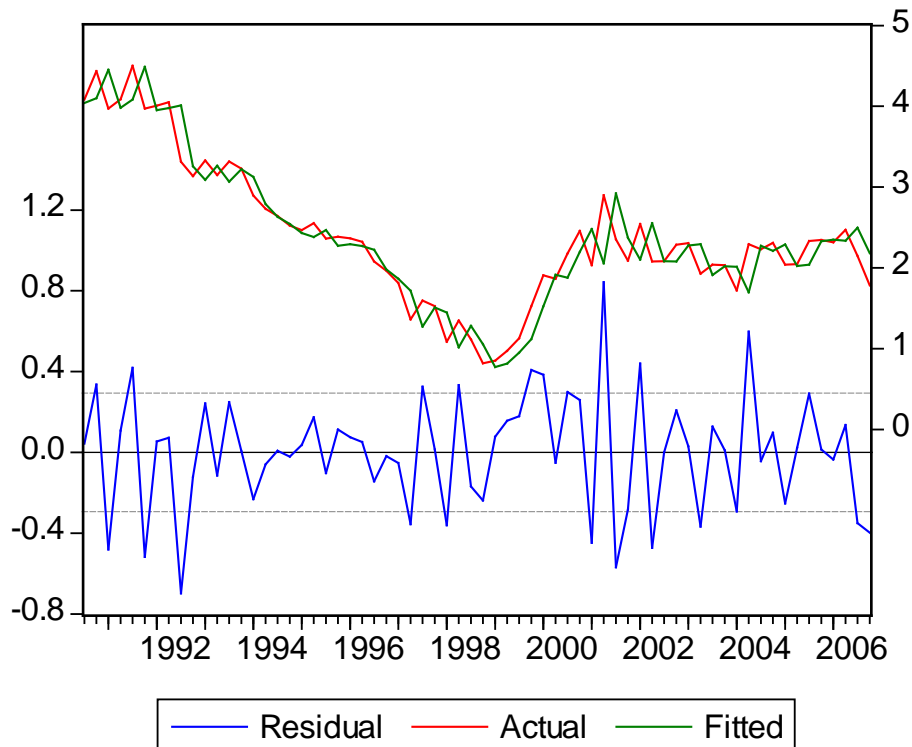
$$\pi_t - \pi_{t-1} = \underset{(-2,45)}{-0,041}(u_t - \underset{(9,80)}{8,33}) + \underset{(-2,45)}{v_t} = \underset{(2,01)}{0,34853} - 0,041u_t + v_t$$

En guise de comparaison, CDC IXIS, avec des données de 1999 à 2005, obtient :

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \underset{(2,07)}{1,186} - \underset{(-2,16)}{0,021}u_t + v_t$$

Dependent Variable: EAXINFLATION  
 Method: Generalized Method of Moments  
 Date: 03/22/07 Time: 22:45  
 Sample (adjusted): 1990Q3 2006Q4  
 Included observations: 66 after adjustments  
 Kernel: Bartlett, Bandwidth: Variable Newey-West (7), Prewhitening  
 Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration  
 Convergence achieved after: 2 weight matrices, 3 total coef iterations  
 EAXINFLATION=C(1)\*(EAXCHOMAGE-C(2))+EAXINFLATION(-1)  
 Instrument list: EAXCHOMAGE(-1) C

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-0.041270	0.016854	-2.448692	0.0171
C(2)	8.331785	0.850115	9.800778	0.0000
R-squared	0.888103	Mean dependent var		2.396000
Adjusted R-squared	0.886354	S.D. dependent var		0.870335
S.E. of regression	0.293402	Sum squared resid		5.509417
Durbin-Watson stat	2.595809	J-statistic		3.50E-31

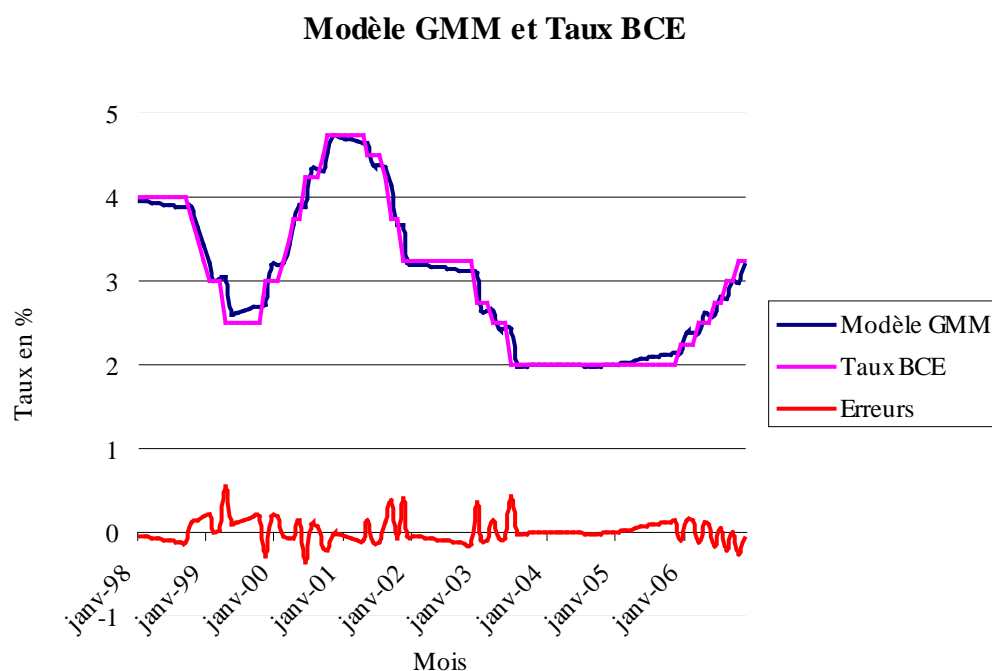


Notre estimation, en plus d'être économétriquement plus cohérente et robuste, est proche de l'étude menée par CDC IXIS (estimée par la méthode OLS).

Nous avons trouvé  $N^* = 8,33\%$  ;  $a_2 = 0,3485$

## Annexe 4 : Stationnarité de M3

Graphique 3 : Modélisation GMM, taux BCE et représentation des erreurs.



Résultats de l'estimation GMM de la fonction de réaction de la BCE, permettant de construire le Graphique 3 :

Dependent Variable: EAXBCE  
 Method: Generalized Method of Moments  
 Sample (adjusted): 1997M01 2006M11  
 Included observations: 119 after adjustments  
 White Covariance  
 Simultaneous weighting matrix & coefficient iteration  
 Convergence achieved after: 6 weight matrices, 7 total coef iterations

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(5)	0.902392	0.030660	29.43225	0.0000
C(1)	-3.284507	0.691121	-4.752437	0.0000
C(2)	199.8045	37.41952	5.339579	0.0000
C(3)	-7.517148	1.556894	-4.828297	0.0000
C(4)	63.21348	11.93757	5.295341	0.0000
R-squared	0.976089	Mean dependent var		3.113445
Adjusted R-squared	0.975250	S.D. dependent var		0.903587
S.E. of regression	0.142154	Sum squared resid		2.303689
Durbin-Watson stat	1.867438	J-statistic		0.014248

## Annexe 5 : Tableaux comparatifs des coefficients

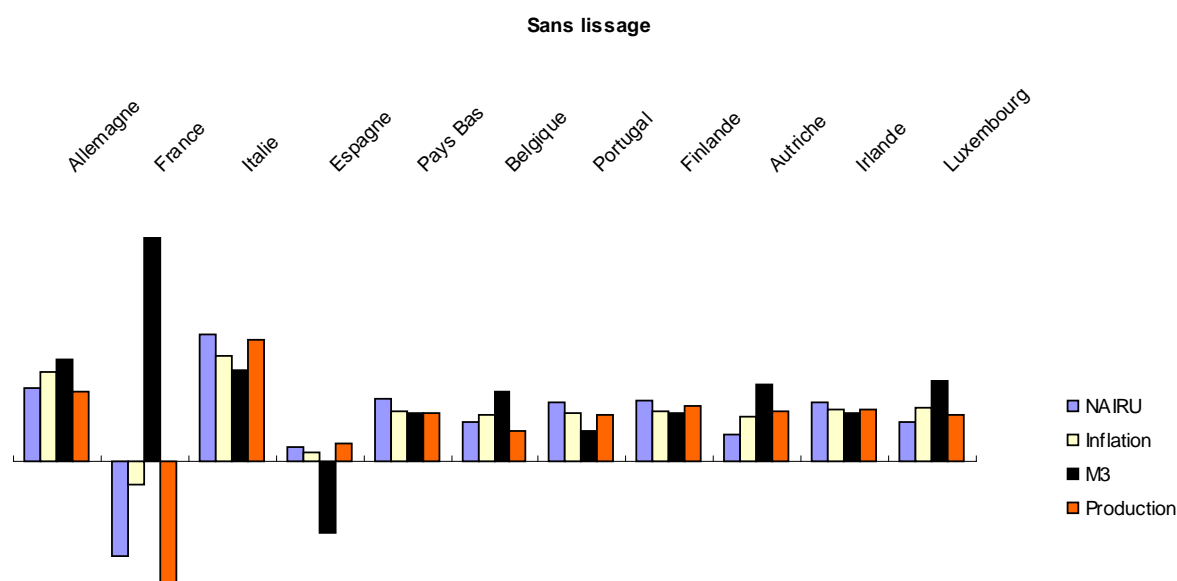
On calcule la fonction de réaction des BCN fictives, et on obtient les coefficients suivants :

	EU	All.	France	Italie	Espagne	Pays Bas	Belgique	Portugal	Finlande	Autriche	Irlande	Lux.
Lissage	0,902	1,070	0,946	0,907	0,774	1,146	0,955	1,179	1,097	0,838	0,750	1,332
NAIRU	-3,285	1,630	-5,687	3,319	-0,949	0,399	-1,714	0,294	0,525	-1,347	0,152	-0,440
Inflation	199,805	-67,617	199,610	-180,150	72,900	11,427	32,979	20,371	11,850	28,767	4,497	6,353
M3	-7,517	-4,837	38,651	9,686	-10,822	-0,887	8,189	-7,075	-2,832	5,664	0,376	2,853
Production	63,213	-16,067	130,315	-58,083	19,569	4,466	44,018	5,804	-4,281	4,198	1,115	6,304

Tous nos coefficients sont significatifs. Les p-values sont toutes inférieures au seuil de 5%. Les coefficients de significativité sont tous au moins supérieurs à 91%. On procède au même exercice en éliminant le terme de lissage du taux d'intérêt :

	EU	All.	France	Italie	Espagne	Pays Bas	Belgique	Portugal	Finlande	Autriche	Irlande	Lux.
NAIRU	-2,545	0,965	-6,956	3,425	-1,854	0,426	-0,674	0,235	0,309	-1,280	0,241	-0,687
Inflation	189,967	-126,536	270,224	-182,080	155,788	10,717	22,093	17,662	12,177	32,467	6,890	-1,748
M3	-13,040	11,796	40,762	9,149	-30,298	-1,271	3,726	-5,653	-1,507	5,515	-1,093	6,362
Production	48,881	-14,789	160,444	-62,009	31,626	5,574	20,405	6,228	-1,292	2,713	0,933	6,472

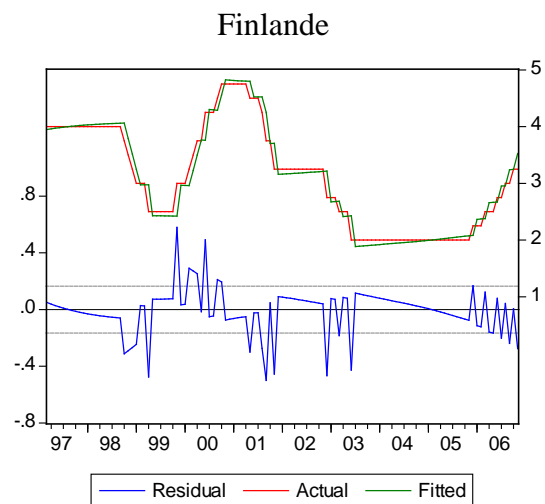
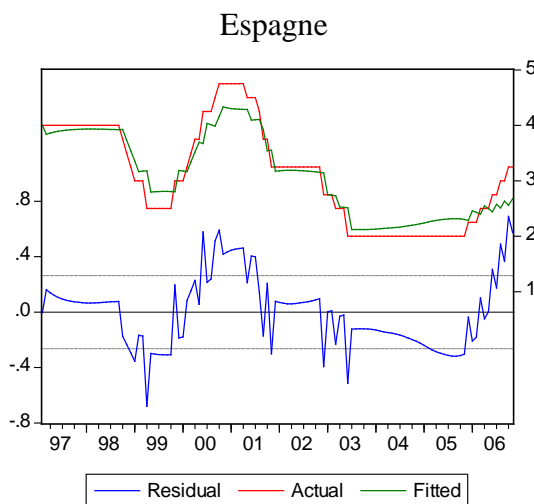
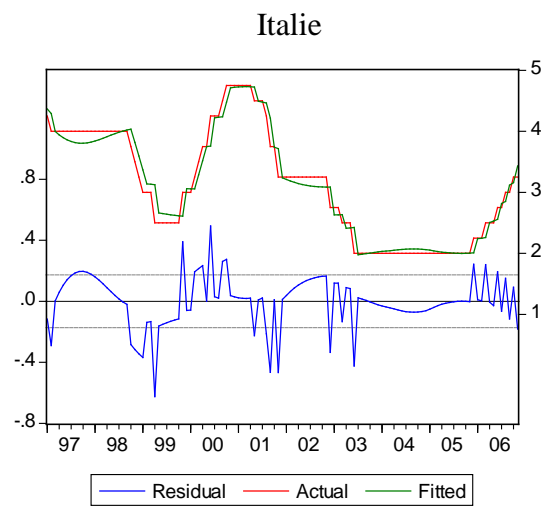
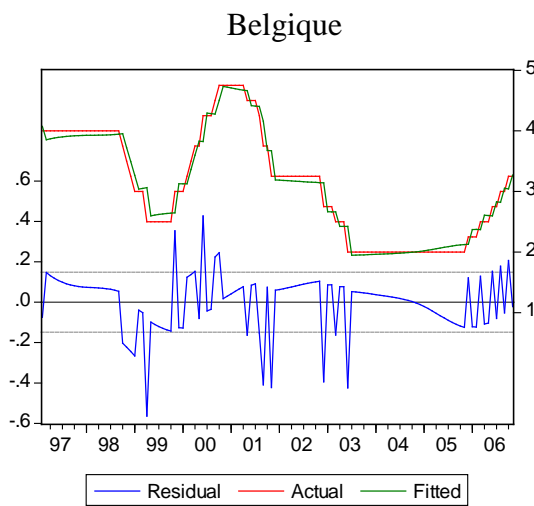
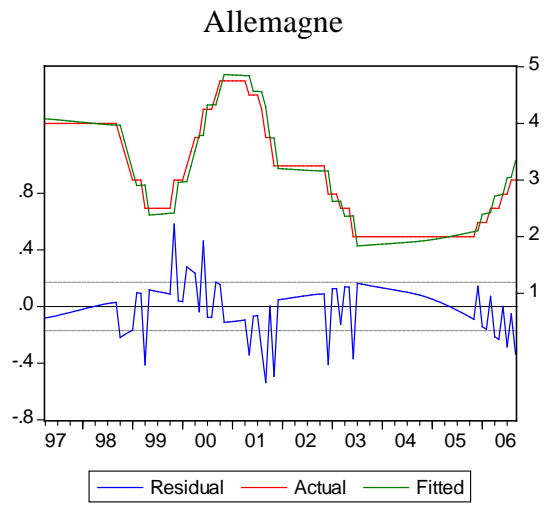
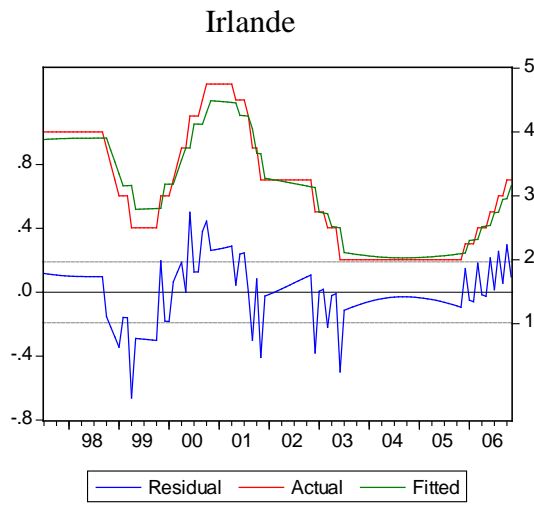
### Graphique 4 : Répartition des coefficients estimés (GMM) suivant les pays par rapport aux coefficients de la Zone euro (sans lissage du taux d'intérêt)



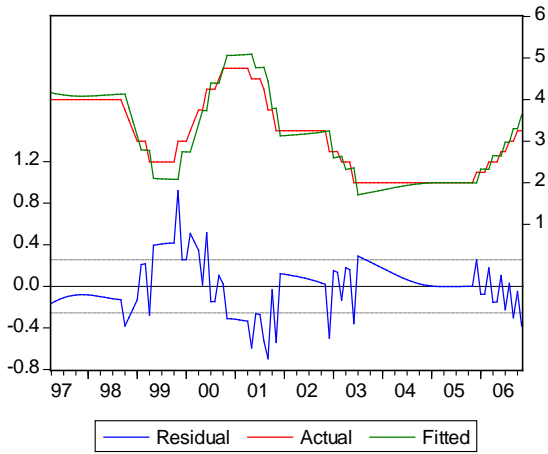
	EU	Allemagne	France	Italie	Espagne	Pays Bas	Belgique	Portugal	Finlande	Autriche	Irlande	Luxembourg
Lissage	0,9024	-0,1859	-0,0481	-0,0049	0,1418	-0,2700	-0,0583	-0,3064	-0,2158	0,0719	0,1691	-0,4762
NAIRU	-3,2845	1,4962	-0,7314	2,0104	0,7111	1,1216	0,4781	1,0895	1,1599	0,5899	1,0461	0,8661
Inflation	199,8045	1,3384	0,0010	1,9016	0,6351	0,9428	0,8349	0,8980	0,9407	0,8560	0,9775	0,9682
M3	-7,5171	0,3565	6,1417	2,2886	-0,4396	0,8820	2,0894	0,0589	0,6232	1,7534	1,0501	1,3795
Production	63,2135	1,2542	-1,0615	1,9188	0,6904	0,9293	0,3037	0,9082	1,0677	0,9336	0,9824	0,9003

	EU	Allemagne	France	Italie	Espagne	Pays Bas	Belgique	Portugal	Finlande	Autriche	Irlande	Luxembourg
NAIRU	-2,5445	1,3792	-1,7335	2,3460	0,2715	1,1674	0,7353	1,0923	1,1216	0,4968	1,0946	0,7301
Inflation	189,9670	1,6661	-0,4225	1,9585	0,1799	0,9436	0,8837	0,9070	0,9359	0,8291	0,9637	1,0092
M3	-13,0400	1,9046	4,1259	1,7016	-1,3235	0,9025	1,2857	0,5665	0,8844	1,4229	0,9162	1,4879
Production	48,8805	1,3026	-2,2824	2,2686	0,3530	0,8860	0,5826	0,8726	1,0264	0,9445	0,9809	0,8676

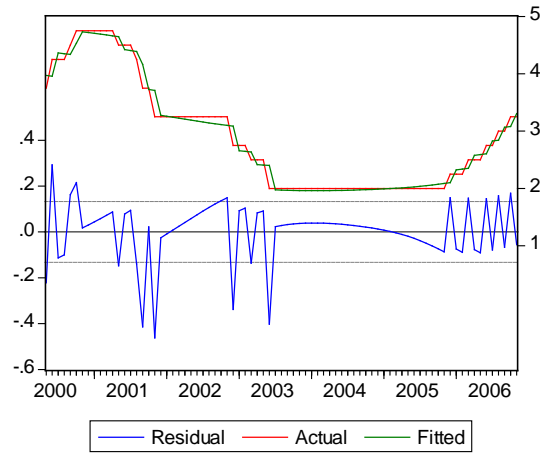
## Annexe 6 : Graphiques des pays de la Zone euro et des résidus



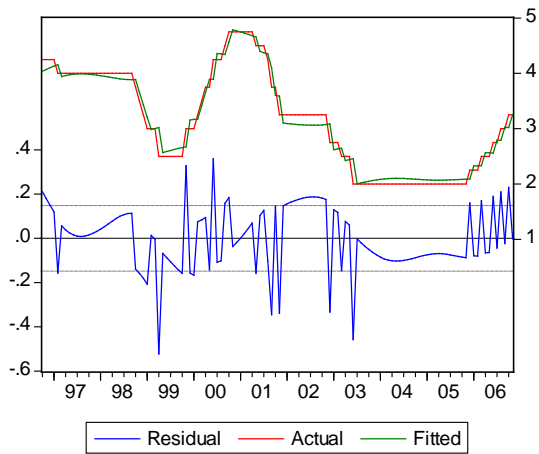
Luxembourg



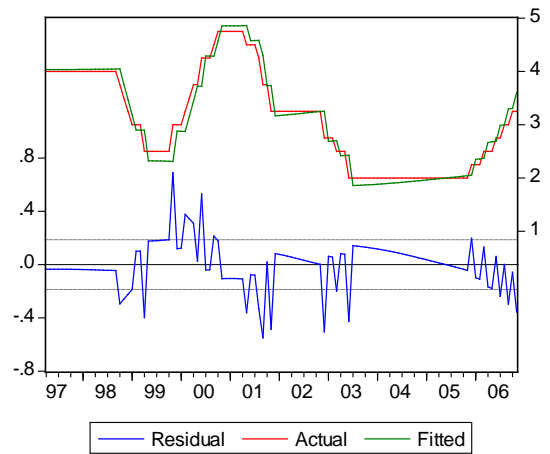
Autriche



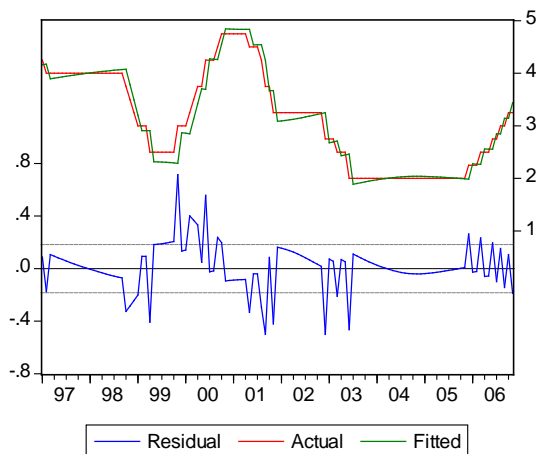
France



Pays bas



Portugal



Zone Euro

