Politique monétaire optimale dans la zone euro :
arbitrage inflation - production - lissage des taux d'intérêt.

XIX[èmes] Journées Internationales d'Economie Monétaire et Bancaire.
6 et7 juin 2002.

Frédérique SIBI*
TEAM - Pôle Finance, Université Paris I.
106-112, boulevard de l'Hôpital
75647 - PARIS cedex 13.
adresse e-mail : sibi@univ-paris1.fr
JEL N° E52, E58.

Résumé

L’objectif de notre travail a été de calculer une fonction de réaction optimale pour la Banque Centrale Européenne.

Notre démarche a consisté à estimer un modèle inspiré de Peersman et Smets (1998) de formation des prix et de l’écart de production dans la zone euro durant la période 1990:1-2000:4. L’écart de production y est issu d’une courbe IS et l’inflation, elle, est formée selon une courbe de Phillips. Ainsi, comme le précise Ball (1997), tout mouvement des taux d’intérêt de la part de la banque centrale aura un effet sur les variables économiques d’inflation et de production, qui à leur tour engendreront une réaction de la part de la banque centrale. En utilisant alors une méthode d’estimation itérative de minimisation sous contrainte, on arrive, grâce à ce modèle et à la définition d’une fonction de perte associée à la politique monétaire menée par la Banque Centrale Européenne, à définir une règle de politique monétaire optimale, calculée dans deux cas canoniques de stabilisation de l’inflation et de l’écart de production de façon équivalente ou de stabilisation de l’inflation uniquement, en supposant toujours que la Banque Centrale Européenne tienne compte de l’effet de sa politique sur l’évolution des taux d’intérêt. Nous avons ensuite calculé quelles seraient les règles de politique monétaire optimales, pour la zone euro, pour la même période en calibrant le modèle de Ball (1997). Ce scénario alternatif a permis de mettre en avant le rôle du lissage des taux d’intérêt dans la politique monétaire qui ne peut alors être résumée, eu égard à la volatilité qui en résulterait sur les taux, à un simple arbitrage entre variabilité de l’inflation et volatilité de l’écart de production.

Introduction

Depuis le début des années quatre-vingt-dix, les recherches économiques, sur le thème des règles de politique monétaire, se sont beaucoup développées avec, en particulier, les travaux de Taylor en 1993. En estimant une règle de politique monétaire aux Etats-Unis, entre 1987 et 1992, il a montré que les autorités monétaires suivaient une règle simple basée sur la conjugaison d’une cible d’inflation et d’une cible de production.

Or depuis le 1er janvier 1999, la Banque Centrale Européenne est devenue responsable de la politique monétaire des onze puis douze pays qui ont adopté l’euro. Les banques centrales nationales sont en charge de l’application de la politique monétaire unique qui est, elle, décidée au sein de la Banque Centrale Européenne qui fixe les taux directeurs pour l’ensemble de la zone. Il est alors possible d’appréhender la politique monétaire menée par la Banque Centrale Européenne à l’aide de la méthodologie de Taylor.

Toutefois, comme le précise Ball (1997), lorsqu’il a proposé sa règle pour les Etats-Unis en 1993, Taylor est progressivement passé d’un état d’esprit descriptif à un état d’esprit normatif, érigeant sa règle au rang de fonction de réaction optimale. Or, seule une étude approfondie de la formation de l’écart du produit intérieur brut au produit intérieur brut potentiel, d’une part, et de la formation de l’inflation, d’autre part, dans le cadre de l’estimation d’un modèle théorique, permet de trancher sur l’optimalité supposée de la fonction de réaction de la banque centrale. En effet, à l’aide d’un modèle de ce type et d’un processus d’optimisation sous contrainte, il est possible de déterminer de façon endogène quels sont les coefficients optimaux qui pondèrent respectivement l'écart de l'inflation par rapport à sa cible et l'écart de production par rapport au produit intérieur brut potentiel, ou encore le taux d'intérêt, dans la fonction de réaction de la banque centrale.

L'objectif de notre travail a donc été ici de calculer une fonction de réaction optimale pour la Banque Centrale Européenne et ceci à partir du modèle de formation de l'inflation et de l'écart de production dans la zone euro.

Notre démarche a tout d'abord consisté, dans une première partie, à présenter le modèle, inspiré de Peersman et Smets (1998), de formation des prix et de l'écart de production, applicable à la zone euro, ainsi que la méthode permettant d'en déduire la règle de politique monétaire optimale pour la Banque Centrale Européenne, compte tenu du critère d'optimalité retenu, décrit dans la fonction de perte de la banque centrale.

Dans la deuxième partie, après avoir estimé, à la façon de Jondeau et Le Bihan (2000), ce modèle, nous avons pu calculer deux règles de politique monétaire pour la Banque Centrale Européenne. Ces deux règles correspondent à deux cas canoniques. La première se réfère aux travaux de Rudebusch et Svensson (1998) et considère que la Banque Centrale Européenne accorde un poids équivalent dans sa stratégie à la stabilisation de l'inflation et à celle de l'écart de production. La seconde, en revanche, suppose que la Banque Centrale Européenne ne s'intéresse qu'à la stabilisation de l'inflation et néglige l'évolution de l'écart de production. Ces deux règles impliquent que la Banque Centrale Européenne tient compte de l'effet de sa politique sur l'évolution des taux d'intérêt. Les évolutions optimales des taux obtenus par ces deux types de règles, sur la période 1990:1-2000:4 sont alors comparées avec l'évolution des taux effectifs et avec celle des taux obtenus par la règle de Taylor, pour la même période, dans la zone euro.

Enfin, la troisième partie consiste à calculer quelles seraient les règles de politique monétaire optimales pour la zone euro, en calibrant le modèle de Ball (1997), pour la même période. Ce scénario alternatif permet, en effet, de mettre en évidence le rôle du lissage de l'évolution des taux d'intérêt dans la politique monétaire qui ne peut alors être résumée à un simple arbitrage entre variabilité de l'inflation et variabilité de l'écart de production.

I - Le modèle de formation des prix et de l'écart de production dans la zone euro.

L'économie « européenne », composée des différents pays qui ont adopté l'euro, sera décrite ici par un modèle inspiré[1] de celui présenté par Peersman et Smets (1998).

$$\begin{cases} y_t = \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \lambda\left(i_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1}\right) + \varepsilon_t^y & (1) \\ \pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_3 \pi_{t-3} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \beta y_{t-1} + \varepsilon_t^p & (2) \end{cases}$$

avec :

[1] Contrairement à Ball(1997), on ne pose pas $\sum \alpha_i$ =1. On autorise ce coefficient à varier et c'est l'estimation ultérieure qui nous fournira la valeur de $\sum \alpha_i$. Cependant, on s'attend à ce que $\sum \alpha_i$ <ou=1. En effet, selon Peersman et Smets (1998), ce coefficient est de 0,74 aux Etats-Unis et de 0,92 pour l'Europe-5 (Allemagne, France, Autriche, Belgique, Pays-Bas) entre 1975:1 et 1997:4.

$0 < \sum j_i < 1$
$b > 0$
$l < 0$
$0 < \sum a_i < 1$

$p_t =$ inflation pour les onze puis douze pays formant la zone euro, en fréquence trimestrielle, exprimée en pourcentage annualisé.
$\overline{p}_t =$ inflation moyenne sur quatre trimestres pour les pays de la zone euro.
i_t = moyenne trimestrielle du taux d'intérêt européen au jour le jour en fréquence trimestrielle, exprimée en pourcentage annualisé.
y_t = écart de production (quadratique) = output-gap quadratique = écart du produit intérieur brut au produit intérieur brut potentiel, estimé comme le résidu de la régression du produit intérieur brut à sa tendance quadratique, pour la zone euro, en fréquence trimestrielle, exprimé en pourcentage annualisé.
e_t^p ~ Bruit Blanc
e_t^y ~ Bruit Blanc
e_t^p et e_t^y sont indépendants.

L'équation (1) se comprend aisément. L'écart de production est une fonction du taux d'intérêt, contrôlé par les autorités monétaires, à la période passée et du niveau de l'écart de production aux périodes précédentes. Ainsi, plus les taux d'intérêt ont augmenté à la période antérieure, plus cela réduit l'écart de production à la période courante. En outre, plus l'écart de production a été fort en *t-1* et *t-2*, plus l'écart de production sera amplifié à la date t. L'équation (1) présente donc la demande agrégée comme une courbe IS, l'écart de production dépend du taux d'intérêt passé, des écarts de production passés et d'un choc de demande.

L'équation (2) décrit, elle, la formation de l'inflation à la période présente comme résultant de l'inflation déjà réalisée aux périodes précédentes ainsi que de l'écart de production constaté à la période passée. Cette équation considère donc une certaine rigidité dans la formation des prix au sein de l'économie étudiée. Il s'agit donc d'une courbe de Phillips.[2] L'inflation courante est fonction de l'inflation passée, de l'écart de production passé et d'un choc d'offre.

Ce type de modèle, ou des modèles de structure très proche, sont présentés pour décrire le processus de formation des prix et de l'output-gap, dans le cas des Etats-Unis, de l'Allemagne ou de l'Europe-5, chez Rudebusch et Svensson (1998), Jondeau et Le Bihan (2000) ou encore Ball (1997).

II - Règle de Taylor optimale.

II.1 - La règle.

[2] Comme chez RUDEBUSH et SVENSSON (1998), on ne rejette pas a priori l'hypothèse $\sum a_i = 1$. Dans ce cas, l'équation (2) est une courbe de Phillips accélérationniste.

Une règle de politique monétaire, comme le précise Ball (1997), sert à établir le taux d'intérêt, contrôlé par les autorités monétaires, en fonction de variables économiques simples, observées, telles que l'inflation ou l'écart de production. Or, en retour, le taux d'intérêt fixé par les autorités monétaires aura un effet sur les variables économiques en question telles que l'écart de production ou l'inflation.

Dans le cadre du modèle présenté ici, les autorités monétaires fixent le taux directeur selon la règle décrite par l'équation[3] (3) :

$$i_t = \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-2} + \gamma_3 \pi_{t-3} + \gamma_4 \pi_{t-4} + \gamma_5 y_{t-1} + \gamma_6 y_{t-2} + \gamma_7 i_{t-1} \qquad (3)$$

Le choix du niveau du taux d'intérêt par les autorités monétaires au terme de cette règle amène la banque centrale à avoir une influence sur les variables économiques d'écart de production dans un premier temps, puis par ce biais, d'inflation dans un second temps. En effet, comme le montrent les équations (1) et (2), le taux d'intérêt influence le niveau de l'écart de production qui lui-même influence celui de l'inflation. Au terme de ce processus, les évolutions de l'écart de production et de l'inflation induites par le mouvement du taux d'intérêt généreront à leur tour une nouvelle modification du taux d'intérêt. Le choix du taux d'intérêt, et donc des coefficients γ_i de la règle de politique monétaire, pour qu'il soit optimal doit alors tenir compte de ces interactions taux d'intérêt/écart de production, inflation/taux d'intérêt.

II.2 - Critère de détermination de la règle optimale.

Le critère traditionnel de détermination de la règle de politique monétaire optimale est de définir une fonction de perte associée à cette règle.

Cette fonction de perte, dans la littérature économique consacrée aux règles de politique monétaire optimale prend le plus souvent la forme suivante :

$$L_t = \gamma V\left(\overline{\pi}_t\right) + \left(1-\gamma\right)V\left(y_t\right) + \nu V\left(i_t - i_{t-1}\right) \qquad (4)$$

où :
γ et ν = poids accordés dans la fonction de perte à la variabilité de l'inflation, à celle de l'écart de production et à celle de l'écart de taux d'intérêt d'une période à l'autre.
V = opérateur de variance = indicateur de variabilité des variables d'inflation, d'écart de production et de taux d'intérêt.
$\overline{\pi}_t =$ écart de l'inflation moyenne sur un an par rapport à une cible prédéfinie.
y_t = écart de production à la période t.
i_t - i_{t-1} = écart de taux d'intérêt entre la période t et la période t-1
γ et ν étant fixés arbitrairement par les autorités monétaires.

Ceci signifie que les autorités monétaires sont soucieuses, lorsqu'elles fixent leur taux directeur de limiter les variations qui pourraient se révéler excessives tant en matière d'inflation, de

[3] Toujours en analogie à Peersman et Smets (1998)

production que de taux d'intérêt.[4] Les poids assignés à la variabilité de l'inflation, à la variabilité de l'écart de production ou à la variabilité des écarts de taux d'intérêt sont traditionnellement fixés à $g = 0,5$ et $n = 0,25$ depuis les travaux de Rudebusch et Svensson (1998). Toutefois rien n'interdit de penser que, dans le cadre européen, ces poids peuvent se révéler différents de ceux choisis par ces auteurs dans l'étude du cas américain. Il émerge alors une infinité de règles optimales de politique monétaire. Dans un souci de comparabilité cependant, ce sont les poids définis traditionnellement qui seront retenus ici. Toutefois, un second cas sera également étudié à savoir celui correspondant à la situation où la banque centrale suit une stricte cible d'inflation, n'accordant aucun poids dans sa stratégie à la stabilisation de l'écart de production. Ce cas, qui semble pertinent compte tenu de la stratégie annoncée par la Banque Centrale Européenne, se rapporte au cas où les poids de g et n sont respectivement de 1 et de 0,25.

Nous admettrons ici que la banque centrale accorde malgré tout un poids dans sa fonction de perte à la variabilité de l'écart de taux d'intérêt. Ceci signifie donc que la banque centrale se soucie de lisser les fluctuations du taux d'intérêt. En effet, selon Sack et Wieland (1999) ou Jondeau et Le Bihan (2000), les banques centrales choisissent de lisser l'évolution des taux d'intérêt notamment en raison des possibles erreurs dans la mesure des variables économiques ou encore en raison de la nécessité de limiter les surréactions liées aux anticipations des agents. De plus, compte tenu de la forme du modèle de l'économie, une fonction de perte ne prenant en compte que la variabilité de l'inflation ($g=1$ et $n=0$) amènerait les autorités monétaires à définir une politique monétaire simpliste. Toute variation de l'inflation, notamment à la hausse, entraînerait un mouvement massif sur les taux d'intérêt impliquant à la limite des poids infinis sur les g_i ($i = 1....4$) se rapportant à l'inflation.[5] Ce cas étant peu réaliste, il sera donc laissé de côté.

II.3 - La méthode.

La banque centrale, dans ce cadre, suivra alors une règle de politique monétaire optimale si elle choisit son taux d'intérêt directeur de façon à minimiser la fonction de perte (4) sous contrainte de la dynamique de l'économie décrite par les équations (1) et (2). Il s'agit alors de déterminer les coefficients g_i $(i=1, ..., 7)$ en procédant par balayage, grâce à une série de boucles imbriquées, qui donneront la règle de politique monétaire qui minimise la fonction de perte.[6]

III. - Estimation de la règle de politique monétaire optimale avec les données de la zone euro.

III.1 - Les données

[4] C'est également en raison de la forte variabilité engendrée sur les variables d'inflation, de production et de taux d'intérêt que le modèle de Ball (1997), qui n'inclut le taux d'intérêt ni dans la fonction de réaction ni dans la fonction de perte, semble moins réaliste que les modèles de Peersman et Smets, de Rudebusch et Svensson ou Jondeau et Le Bihan.

[5] Quand l'inflation augmente beaucoup, la banque centrale a, dans ce cas, ($g=1$ et $n=0$), avantage à augmenter très lourdement son taux directeur puisque cela fera diminuer de façon importante l'écart de production (2) qui, à son tour, diminuera l'inflation (1). Qu'importe les effets de sa politique sur les variables d'écart de production et de taux d'intérêt puisqu'elles n'entrent plus dans sa fonction de perte.

[6] Il est également possible de résoudre ce problème de façon matricielle. Voir Peersman et Smets (1998) ou JONDEAU et LE BIHAN (2000)

Les données utilisées pour estimer la règle de Taylor dans la zone euro sont issues de la base de données Eurostat.

L'inflation est mesurée à partir de l'indice des prix à la consommation harmonisé, pour l'ensemble des pays de la zone euro, base 100 en 1990. Elle a été, à la façon de Taylor (1993), prise en compte sur une base annuelle afin de ne pas être soumise à des variations erratiques.

Le produit intérieur brut européen est fourni en volume, après un calcul d'agrégation des données européennes nationales tenant compte du poids respectif de chaque pays dans le produit intérieur brut européen ainsi que de l'évolution du taux de change de chaque monnaie nationale avant janvier 1999.

Le taux d'intérêt européen correspond, lui, au taux d'intérêt européen de la Banque Centrale Européenne au jour le jour dit de « call for money » pour la période après janvier 1999 et à un taux d'intérêt européen fictif, construit selon la même logique que celle employée pour le produit intérieur brut, pour la période antérieure, de janvier 1990 à décembre 1998. Les taux d'intérêt nationaux sont agrégés avec des pondérations tenant compte du poids du pays dans le produit intérieur brut européen.

Ces données sont des données de fréquence trimestrielle sur la période 1990:1-2000:4. Il s'agit de données observées pour la période 1999:1-2000:4 et de données construites, par agrégation des données européennes nationales, pour la période 1990:1-1998:4. Ce choix d'utiliser des séries « mixtes » a été fait en référence au triangle des incompatibilités de Mundell qui indique que les politiques monétaires des pays européens engagés dans un système de change fixe (SME), associé à la libre circulation des capitaux (1990), ne pouvaient être indépendantes et donc totalement divergentes. En l'occurrence, l'ensemble des pays européens suivait une politique monétaire calquée sur celle de l'Allemagne. En outre, nous avons également justifié notre choix par les efforts de convergence qui ont été entrepris par les pays européens, après 1992 et le Traité de Maastricht, pour respecter les critères qui devaient les amener à une convergence accrue en vue du passage à l'euro.

III.2 - Estimation du modèle.

La méthode utilisée pour estimer le modèle de l'économie pour la zone euro s'inspire de celle de Jondeau et Le Bihan (2000) et met en oeuvre la méthode du maximum de vraisemblance. Pour cela, on estime tout d'abord les coefficients des équations (1) et (2) par les moindres carrés ordinaires. Ces estimations sont biaisées et elles sont donc utilisées comme valeur de départ pour initialiser l'estimation par le maximum de vraisemblance.

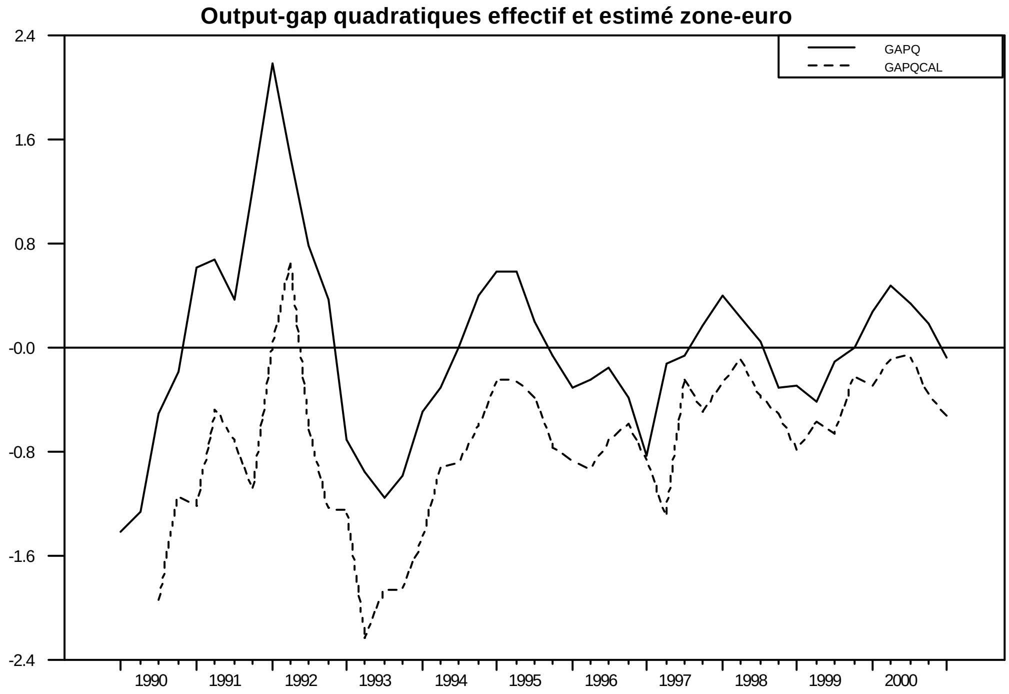
On obtient alors les résultats suivants :

$$\begin{cases} y_t = \underset{(20,7257)}{1,1423} y_{t-1} \underset{(-4,8852)}{-0,4588} y_{t-2} \underset{(1,9755)}{-0,5218} i_{t-1} & (1) \\ p_t = \underset{(97,7042)}{0,8154} p_{t-1} + \underset{(16,5138)}{0,1303} p_{t-2} + \underset{(13,8473)}{0,1154} p_{t-3} \underset{(-11,6381)}{-0,0989} p_{t-4} + \underset{(2,8422)}{0,2151} y_{t-1} & (2) \end{cases}$$

Les chiffres entre parenthèses désignent les statistiques de Student associées aux coefficients auxquels elles se rapportent.

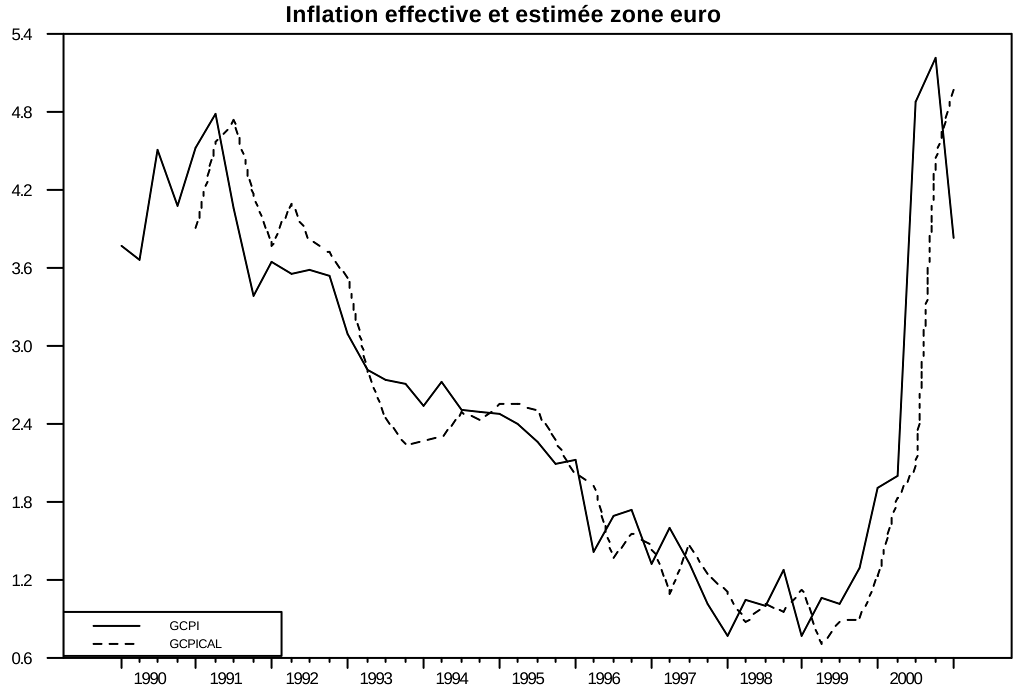
Avec :
y_t = écart de production quadratique.
p_t = écart entre l'inflation et sa cible (2% dans la zone euro).
i_t = écart entre le taux d'intérêt et son taux d'équilibre (3,70% sur la période d'étude).

Les graphiques suivants présentent les estimations que nous avons obtenues et les confrontent aux évolutions des variables effectives.



avec :
GAPQ = output-gap quadratique effectif
GAPQCAL = output-gap quadratique estimé

L'équation (1) et son estimation semblent avoir une évolution assez semblable à celle de l'output-gap effectif sur la période étudiée et plus particulièrement sur celle de 1996:2 à 2000:4.



Avec :
GCPI= inflation effective
GCPICAL= inflation estimée

Là encore, l'estimation de l'équation (2) semble assez bien décrire, sur la période étudiée, le comprtement de l'inflation effective.

Lorsque l'on compare les résultats obtenus ici avec ceux de PEERSMAN et SMET (1998) pour cinq pays européens (Allemagne, France, Autriche, Belgique, Pays-Bas) et pour les Etats-Unis, et ceux de Jondeau et Le Bihan (2000) pour l'Allemagne et les Etats-Unis, on a le tableau suivant :

Etudes	PEERSMAN et SMET (1975:1/1997:4)		JONDEAU et LE BIHAN (1968-1998)		Nos résultats (1990:1-2000:4)
Pays	Etats-Unis	Europe-5	Etats-Unis	Allemagne	Europe-12
y_t :					
φ_1	1,41	0,84	1,150	0,666	1,1423
φ_2	-0,52	0,10	-0,200	0,314	-0,4588
λ	-0,12	-0,10	-0,348	-0,508	-0,5218
π_t :					
α_1	0,48	0,45	0,597	0,287	0,8154
α_2	0,19	0,17	0,079	0,394	0,1303
α_3	0,13	0,06	0,208	0,319	0,1153
α_4	0,12	0,06	0,116	-	-0,0989
β	0,11	0,33	0,175	0,106	0,2151

L’étude comparative de ces résultats est particulièrement intéressante. En ce qui concerne la courbe de Phillips et la formation des prix, le coefficient $a = \sum a_i$ qui correspond à l’effet de l’inflation passée dans la formation de l’inflation courante est de 0,9621 pour la zone euro. Ce résultat est très proche de ceux trouvés par les différents auteurs évoqués ici. Toutefois, on remarquera que le poids du coefficient associé à p_{t-1}, c’est à dire le poids accordé à l’inflation du premier trimestre passé, est particulièrement important dans la zone euro, dans la formation de l’inflation courante. Par ailleurs, le poids attaché à l’écart de production de la période précédente, dans la formation de l’inflation courante dans la zone euro, b = 0,2151, s’il est supérieur à ce qui prévaut aux Etats-Unis (0,11 ou 0,175), correspond à ce qui a déjà été observé pour l’Allemagne ou l’Europe-5, (respectivement 0,106 et 0,33).

Si l’on s’attache à l’étude de la courbe IS, on remarque que les coefficients estimés pour la zone euro, pour ce qui est de l’effet des écarts de production passés sur la formation de l’écart de production courant (φ_1=1,1423 et φ_2=-0,4588) sont plus proches de ceux estimés dans le cas des Etats-Unis (respectivement φ_1=1,41 et φ_2=-0,52 ou φ_1=1,150 et φ_2=-0,200) que de ceux qui avaient déjà été estimés pour l’Europe (φ_1=0,84 et φ_2=0,10 pour l’Europe-5 et φ_1=0,666 et φ_2=0,314 pour l’Allemagne). Par ailleurs, le coefficient λ de réponse de l’écart de production courant au taux d’intérêt passé, λ=-0,5218, est extrêmement proche de celui estimé pour l’Allemagne, λ=-0,508. Ce résultat, là encore, provient certainement de la méthode d’estimation que nous employons. Celle-ci consiste en effet à agréger les séries nationales des pays composant la zone euro pour décrire le comportement de la zone euro avant sa création afin de disposer de séries statistiques longues. Or, sur la période 1990:1-1998:4, l’Allemagne a été le pays leader en matière de politique monétaire en Europe dans le cadre du système de change fixe et de liberté des mouvements des capitaux qui y régnait.

III.3 - Règle(s) de politique monétaire optimale dans la zone euro.

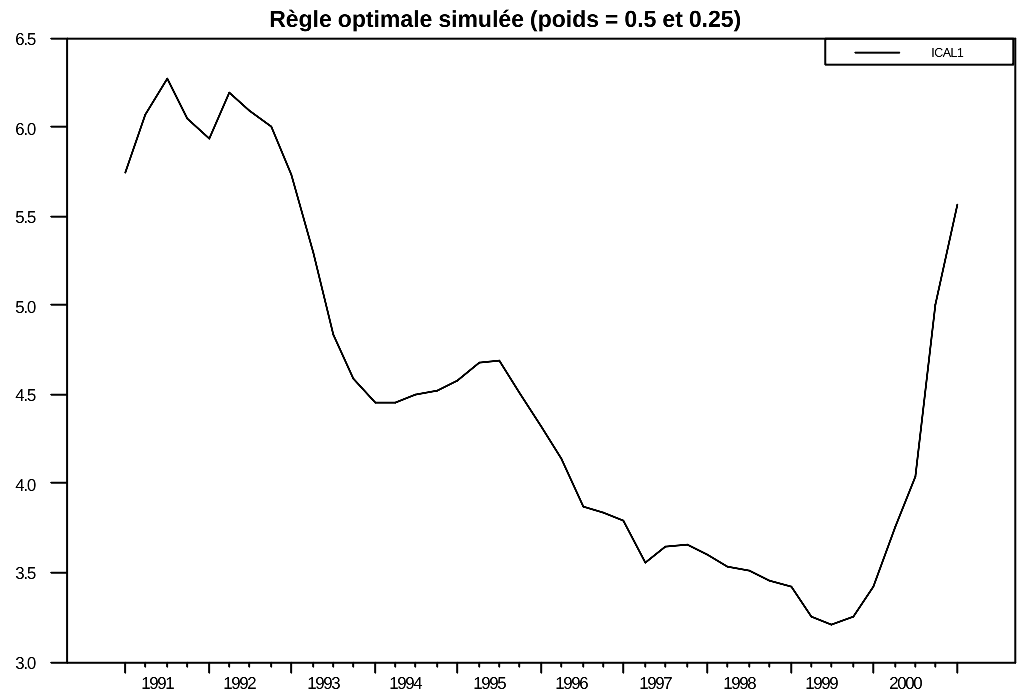
a - Règle de politique monétaire optimale avec g=0,5 et n=0,25 (Règle 1)

La règle de politique monétaire optimale, obtenue avec les coefficients γ=0,5 et ν=0,25 dans la fonction de perte, est un cas particulier si l’on considère «l’infinité » de règles de politique monétaire optimales potentiellement existantes. Cependant, ces coefficients constituent un cas canonique et traditionnel dans la littérature depuis les travaux de Rudebusch et Svensson (1998).

Avec ces coefficients, et les séries précédemment évoquées, nous obtenons dans le cas de la zone euro, la règle de politique monétaire optimale suivante :

$$i_t = 0{,}3p_{t-1} + 0{,}15p_{t-2} + 0{,}075p_{t-3} + 0{,}0375p_{t-4} + 0{,}2y_{t-1} + 0{,}1y_{t-2} + 0{,}1i_{t-1} \qquad (5)$$

La règle optimale ainsi obtenue fournit sur la période 1990:1-2000:4 l’évolution des taux d’intérêt suivante :



avec :
ICAL1= taux d'intérêt obtenu avec la régle de politique monétaire optimale n°1

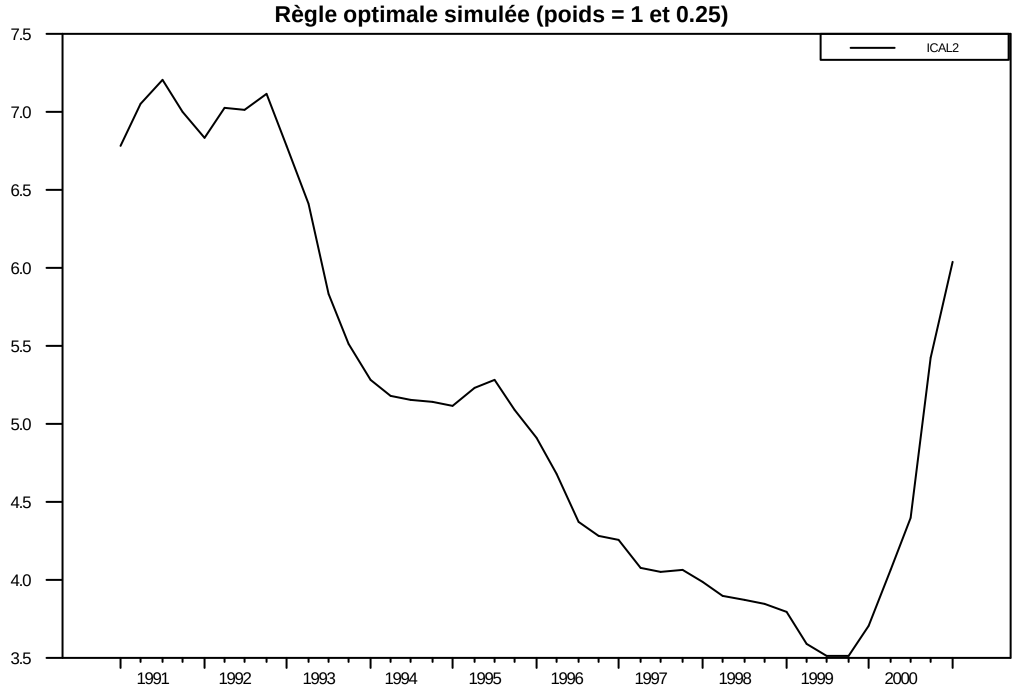
b - Règle de politique monétaire optimale avec γ=1 et ν=0,25 (Règle 2)

La règle de politique monétaire optimale, obtenue avec les coefficients γ=1 et ν=0,25 dans la fonction de perte, est, là encore, un cas particulier, si l'on considère « l'infinité » de règles de politique monétaire optimales potentiellement existantes. Cependant, l'étude de ce cas est intéressante car il correspond à une situation où les autorités monétaires sont engagées dans une stratégie de cible d'inflation pure au sens où elles n'accordent aucun poids dans leur stratégie à la variable d'écart de production. Toutefois, elles continuent à tenir compte des effets de leurs actions sur les variables de taux d'intérêt et lissent leurs fluctuations.

Avec ces coefficients, et les séries dont nous disposons, nous obtenons dans le cas de la zone euro, la règle de politique monétaire optimale suivante :

$$i_t = 0,3\pi_{t-1} + 0,15\pi_{t-2} + 0,075\pi_{t-3} + 0,0375\pi_{t-4} + 0,1y_{t-1} + 0,1y_{t-2} + 0,2i_{t-1} \qquad (6)$$

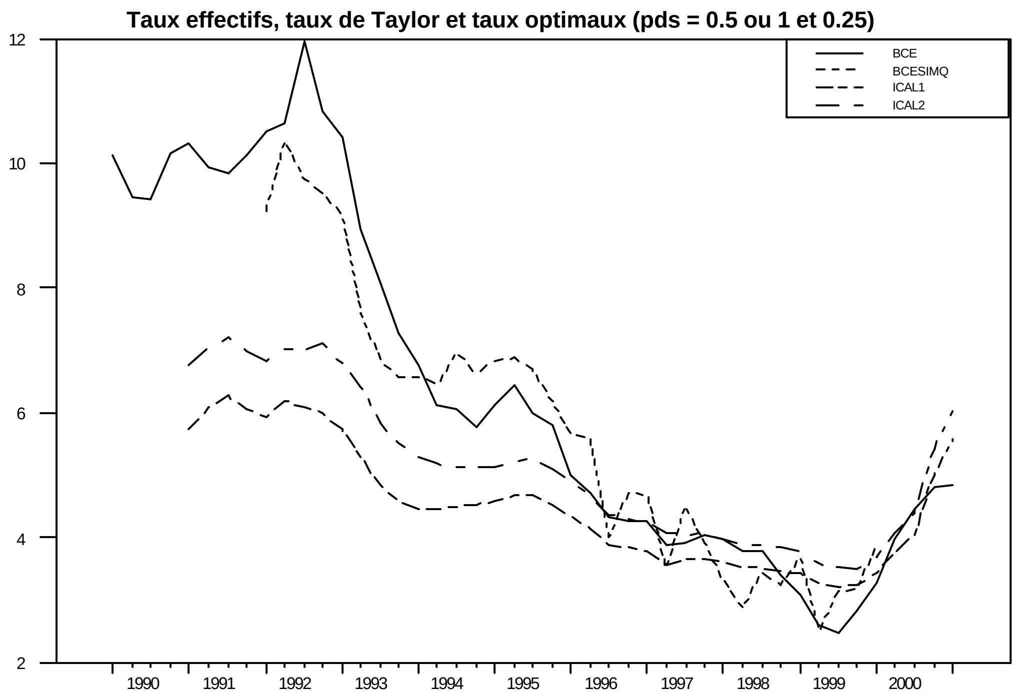
La règle optimale ainsi obtenue fournit sur la période 1990:1-2000:4 l'évolution des taux d'intérêt suivante :



avec:
ICAL2= taux d'intérêt obtenu avec la régle de politique monétaire optimale n°2

III.4 - Taux effectifs, règle de Taylor et règle de politique monétaire optimale dans la zone euro.

Le graphique et le tableau suivant permettent de comparer la règle de Taylor obtenue dans la zone euro avec les deux règles de politique monétaire optimales définies ici.



Avec :
BCE = taux d'intérêt effectifs dans la zone euro
BCESIMQ = taux d'intérêt obtenus par l'estimation d'une règle de Taylor avec output-gap quadratique
ICAL1 = taux d'intérêt obtenus avec la régle de politique monétaire optimale n°1
ICAL2 = taux d'intérêt obtenus avec la régle de politique monétaire optimale n°2

Ecarts des taux effectifs par rapport aux taux obtenus par les règles optimales, dans la zone euro.

Taux effectifs par rapport aux taux optimaux		Ecart moyen	Ecart-type	Minimum	Maximum
Règle 1	1990:1-2000:4	1,5742	1,8716	-0,7462	5,8546
	1996:2-2000:4	0,0544	0,4322	-0,7462	0,5840
	1999:1-2000:4	-0,2912	0,4029	-0,7462	0,4005
Règle 2	1990:1-2000:4	0,9605	1,6258	-1,1882	4,9361
	1996:2-2000:4	-0,3354	0,4010	-1,1882	0,0514
	1999:1-2000:4	-0,6327	0,4208	-1,1882	0,0511

Ecarts des taux obtenus par la règle de Taylor, estimée pour la zone euro, par rapport à ceux issus des règles optimales.

Taux de Taylor par rapport aux taux optimaux		Ecart moyen des taux	Ecart-type	Minimum	Maximum
Règle 1	1990:1-2000:4	1,3825	1,36	-0,7313	4,1571
	1996:2-2000:4	0,1904	0,5989	-0,7313	1,4630
	1999:1-2000:4	-0,0295	0,4541	-0,7313	0,4626
Règle 2	1990:1-2000:4	0,7838	1,16	-1,0683	3,32
	1996:2-2000:4	0,2018	0,5620	-1,0683	0,9311
	1999:1-2000:4	-0,3394	0,4632	-1,0683	0,1700

- D'après ces graphiques, on voit que la règle de Taylor estimée précédemment par Sibi (2000), pour la zone euro, avec un écart de production quadratique résumée par l'équation (7)

$$\begin{array}{llll} r(t) = 3{,}70\% & + p(t) & +0{,}5383 y(t) & +1{,}3269(p(t) - 2\%) \\ R2 = 0{,}882264 & & (2{,}30641) & (14{,}67167) \end{array} \quad (7)$$

décrit relativement bien le mouvement des taux d'intérêt effectifs dans la zone euro.

- Si l'on s'intéresse maintenant aux deux règles de politique monétaire optimales obtenues grâce à la minimisation sous contrainte définie par notre modèle, on voit que l'une comme l'autre préconisaient une politique monétaire beaucoup moins sévère en matière de taux d'intérêt que celle menée au cours de la période 1990:1 - 1996:2. Ceci ne s'avère pas outre mesure surprenant compte tenu du contexte économique de l'époque. En effet, après la réunification allemande et l'unification monétaire du pays, la Bundesbank a mené une politique monétaire sévère afin d'éviter une éventuelle flambée inflationiste. Or, les pays européens contraints par le change fixe et la liberté des mouvements de capitaux ont suivi peu ou prou le même type de politique que l'Allemagne, voire des politiques plus sévères compte tenu de leur situation économique propre, et ceci se retrouve dans l'évolution des taux effectifs européens tels que nous les avons calculés.

• Toutefois, à partir de 1996:2, la politique monétaire effective, décrite par la règle de Taylor (7), semble être assez proche des règles de politique monétaire optimales telles que nous les avons calculées. De 1996:2 à 1999:1, ces deux règles optimales encadrent l'évolution des taux effectifs laissant supposer que la politique monétaire menée alors aurait été une voie médiane entre une cible d'inflation pure et une politique monétaire accordant le même poids au sein de ses objectifs, à l'inflation et à l'écart de production.

En revanche l'année 1999, qui correspond à la première année d'entrée en fonction effective de la Banque Centrale Européenne, semble avoir été marquée par le mise en oeuvre d'une politique monétaire particulièrement accomodante. En effet, on voit que la règle optimale n°1, comme la règle optimale n°2, préconisaient une politique monétaire plus sévère avec des taux d'intérêt relativement plus élevés.

A l'opposé, l'année 2000 laisse envisager une certaine conformité du niveau des taux pratiqués par la Banque Centrale Européenne avec ceux proposés aussi bien par la règle optimale n°1 que par la règle optimale n°2.

• Il apparaît, eu égard à l'écart des taux effectifs aux taux optimaux, que sur l'ensemble de la période, à savoir 1990:1-2000-4, la règle n°2 de cible d'inflation est celle qui se rapproche le plus de la politique monétaire menée dans la zone euro.

Toutefois, sur la période plus récente à savoir 1996:2 ou 1999:1 à 2000:4, il semble que ce soit la règle n°1, à savoir celle qui prend également en compte l'écart, de production dans la stratégie de la Banque Centrale Européenne, qui décrive le mieux la politique monétaire menée par la Banque Centrale Européenne.

Le même constat émerge lorsque l'on cherche à comparer la règle de Taylor pour la zone euro avec les règles optimales 1 et 2.

• On notera que la politique monétaire menée dans la zone euro, qui semblait être assez heurtée dans les premières années de l'étude, apparaît aujourd'hui comme ayant une évolution beaucoup plus lisse. Ceci tendrait à laisser supposer que la Banque Centrale Européenne a, effectivement, incorporé dans sa stratégie les effets négatifs de variations trop brutales des taux et qu'elle lisse l'évolution de ceux-ci. A cet égard, on remarquera que la règle de Taylor (7) qui décrit relativement bien l'évolution des taux européens sur les dix dernières années et qui ne prend pas en compte la variable taux d'intérêt retardé dans ses arguments, connaît une évolution plus heurtée que celle des taux effectifs.

• Il est par ailleurs important de noter que dans ces deux règles de politique monétaire définies comme optimales, les poids relatifs à l'inflation sont les mêmes et sont de 0,5325. Ceux qui se rapportent à l'écart de production sont de 0,3 pour la règle n°1 (poids : γ=0,5 et ν=0,25) ou de 0,2 pour la règle dite de cible d'inflation (poids : γ=1 et ν=0,25). Ainsi, même la règle optimale censée ne prendre en compte que l'inflation amène la Banque Centrale Européenne à prendre en compte les évolutions de l'écart de production et ceci en raison des canaux de transmission de la politique monétaire. En effet, cette dernière, par le biais des taux d'intérêt, agit en premier lieu sur l'écart de production puis seulement ensuite sur l'inflation, par l'intermédiaire de celui-ci, qui rentre dans la formation de l'inflation. En outre, cette présence d'un terme de production dans les deux règles de politique monétaire évoquées ici, ainsi que le poids qui lui est alloué, est sûrement due également au fait que la politique monétaire de la Banque Centrale Européenne telle qu'elle est décrite ici, ne s'intéresse qu'aux variables passées et ne se fonde pas sur des anticipations. Ainsi, l'écart de production s'avère être un indicateur avancé de l'inflation.

Enfin, les deux règles de politique monétaire optimales décrites ici prennent en compte les taux d'intérêt à la période passée. Les poids qui affectent ceux-ci sont de 0,1 pour la règle optimale n°1 (γ=0,5 et ν=0,25) et de 0,2 pour la règle optimale n°2 (γ=1 et ν=0,25).

III.5 - Réactivité de la politique monétaire optimale.

Lorsque l'on compare les résultats que nous obtenons pour les deux règles correspondant aux deux cas que nous avons choisis dans le cadre de la zone euro avec ceux obtenus par Peersman et Smets (1998) ou par Jondeau et Le Bihan (2000) aux Etats-Unis ou pour l'Europe-5, nous obtenons le tableau suivant :

Règles optimales	JONDEAU et LE BIHAN (2000) 1968:1-1998:4 Etats-Unis	JONDEAU et LE BIHAN (2000) 1968:1-1998:4 Allemagne	PEERSMAN et SMETS (1998) 1975:1-1997:4	Règle n°1 Zone euro 1990:1-2001:1	Règle n°2 Zone euro 1990:1-2001:1
Poids relatifs	$\mu\pi$=μy=0,35 μi=0,30	$\mu\pi$=μy=0,35 μi=0,30	Règle de référence γ=0,5 et ν=0,25	γ=0,5 et ν=0,25	γ=1 et ν=0,25
sur l'écart d'inflation (annuel)	1,89	1,93	0,65 (0,34+0,17+0,09+ 0,05)	0,5325	0,5325
sur l'écart de production annuel	1,87	1,94	1,29 (1,17+0,12)	0,3	0,2
sur le taux d'intérêt	0,71	0,78	0,56	0,1	0,2

Grâce à ce tableau, on s'aperçoit que la Banque Centrale Européenne a une structure de propagation de la politique monétaire européenne qui implique une politique monétaire optimale beaucoup moins réactive que pour les Etats-Unis mais également, de façon plus surprenante, que pour l'Allemagne ou l'Europe-5.

IV - Scenarii alternatifs - Modèle de Ball (1997) appliqué à la zone euro.

IV.1 - Le modèle.

Un scénario alternatif peut être envisagé en utilisant le cadre posé par Ball (1997). Ainsi, Ball décrit le fonctionnement de l'économie par le modèle simple suivant :

$$\begin{cases} y_t = -bi_{t-1} + ly_{t-1} + e & (8) \\ p_t = gp_{t-1} + ay_{t-1} + h & (9) \end{cases}$$

avec $\beta>0$, $0 \le \lambda \le 1$, $\alpha>0$ $\gamma>0$

et où :

y_t = output-gap (quadratique) = écart de production (quadratique) = écart du produit intérieur brut au produit intérieur brut potentiel pour la zone euro, en fréquence trimestrielle, exprimée en pourcentage annualisé, estimé comme le résidu du produit intérieur brut régressé sur sa tendance quadratique.

i_t = écart entre le taux d'intérêt pris comme la moyenne trimestrielle du taux d'intérêt européen au jour le jour en fréquence trimestrielle, exprimée en pourcentage annualisé et son taux d'équilibre.

p_t = écart de l'inflation, pour onze puis douze pays formant la zone euro, en fréquence trimestrielle, exprimée en pourcentage annualisé, par rapport à sa cible.

a, b, g et l = paramètres du modèle[7]

e ~ Bruit Blanc

h~ Bruit Blanc

ε et η sont indépendants.

Ainsi, comme précédemment, l'équation (8) établit que l'écart de production est une fonction du taux d'intérêt, contrôlé par les autorités monétaires, à la période passée et du niveau de l'inflation à la période précédente. Plus les taux d'intérêt ont augmenté à la période antérieure, plus cela réduit l'écart de production à la période courante. En outre, plus l'inflation a été forte en t-1, plus l'écart de production sera amplifié à la date t. L'équation (8) correspond à une courbe IS, l'écart de production passé dépend du taux d'intérêt passé, de l'inflation passée et d'un choc de demande.

L'équation (9) présente la formation de l'inflation à la période présente comme résultant de l'inflation déjà réalisée à la période précédente ainsi que de l'écart de production constaté à cette même période antérieure. Cette équation met donc en avant une certaine rigidité dans la formation des prix. Il s'agit, là encore, d'une courbe de Phillips. L'inflation courante est fonction de l'inflation passée, de l'écart de production passé et d'un choc d'offre.

IV.2 - Dérivation de la règle de Taylor optimale, pour la zone euro, à partir du modèle de Ball (1997).

Une règle de politique monétaire, comme le précise Ball (1997), sert à établir le taux d'intérêt, contrôlé par les autorités monétaires, en fonction de variables économiques simples observées telles que l'inflation ou l'écart de production. Or, en retour, le taux d'intérêt fixé par les autorités monétaires aura, comme nous l'avons exposé auparavant, un effet sur les variables économiques en question, telles que l'écart de production ou l'inflation.

Ainsi l'équation (8) établit clairement que l'écart de production est déterminé à la période suivante par le taux d'intérêt courant, puisque la production espérée est :

$$E\left(y_{t+1}\right) = -bi_t + ly_t \qquad (10)$$

car $E(e) = 0$

[7] Nous reprenons le cadre du modèle de Ball (1997), mais nous utilisons les mêmes données que précédemment afin de pouvoir opérer des comparaisons.
Par ailleurs, γ n'existe pas dans le modèle de Ball. Il pose γ=1.

Les autorités monétaires peuvent donc établir $E(y_{t+1})$ au niveau voulu en fixant i_t de façon appropriée, étant donné la valeur courante de p.

En revanche, on suppose, comme Ball, que les autorités monétaires prennent $E(p_{t+1})$ comme donné car l'inflation n'est affectée par leur politique qu'après deux périodes.

Le futur de l'économie est donc déterminé par la variable d'état $E(p_{t+1})$, la règle pour $E(y_{t+1})$ et les chocs futurs.

Nous rechercherons donc ici le paramètre q optimal tel que la politique monétaire soit optimale.

Donc :

$$\begin{aligned} E(y_{t+1}) &= -qE(p_{t+1}) \\ &= -q(gp_t + ay_t) \qquad (11) \\ &= -qgp_t - qay_t \end{aligned}$$

Dans (10), on a :

$$-qgp_t - qay_t = -bi_t + ly_t$$

$$\Rightarrow \qquad i_t = \frac{qg}{b}p_t + \left(\frac{qa+l}{b}\right)y_t \qquad (12)$$

L'équation (12) représente donc la règle de politique monétaire optimale qui pourra être menée par les autorités monétaires, compte tenu du modèle sous-jacent de l'économie, et du paramètre q optimal qui reste à déterminer.

Si on remplace (12) dans (8), on a :

$$y_t = -bi_{t-1} + ly_{t-1} + e$$

qui devient :

$$y_t = -b\left[\frac{qg}{b}p_{t-1} + \left(\frac{qg+l}{b}\right)y_{t-1}\right] + ly_{t-1} + e$$

soit :

$$y_t = -qay_{t-1} - qgp_{t-1} + e$$

Notre système initial devient donc :

$$\begin{cases} y_t = -qay_{t-1} - qgp_{t-1} + e \\ p_t = ay_{t-1} + gp_{t-1} + h \end{cases}$$

Soit sous forme matricielle :

$$X_1 = BX_{t-1} + E$$

avec :

$$X_t = \begin{pmatrix} y_t \\ p_t \end{pmatrix}$$

$$E=\begin{pmatrix} e \\ h \end{pmatrix}$$

$$B=\begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix}=\begin{pmatrix} -qa & -qg \\ a & g \end{pmatrix}$$

La matrice de variance-covariance de *X*, notée *V*, est donnée par :

$V=\left[I-(B\otimes B)\right]^{-1}(\Omega)$

où Ω est la matrice de variance-covariance de *E*.

(NB : $\otimes$ désigne le produit de Kronecker, voir annexe).

La valeur optimale de *q* est celle qui minimise la fonction de perte :

$$f(q)=mV_y+(1-m)V_p$$

On remarquera que $m\in[0,1]$ est le poids, choisi par les autorités monétaires, à accorder dans leur politique pour la stabilisation de la production relativement à celle de l'inflation.

Le problème est alors :

$$\min_q f(q)=mV_p+(1-m)V_y$$

$$=\left\{\begin{aligned} &q^2\left[ma\left(gs_e^2-as_h^2\right)\right]+q\left[m\left(\left(ag+a^2\right)s_h^2-\left(ag+g^2\right)\right)s_e^2+ags_e^2-a^2s_h^2\right] \\ &+\left[m\left(\left(g^2-1\right)s_e^2+(1-ag)s_h^2\right)+\left(1-g^2\right)s_e^2-ags_h^2\right] \end{aligned}\right\} \Big/ \left(-q^2a^2+2qag+1-g^2\right)$$

On dérive *f(q)* et sa dérivée s'annule. On obtient :

$$\left\{\left[2q\left[ma\left(gs_e^2-as_h^2\right)\right]+\left[m\left(\left(ag+a^2\right)s_h^2-\left(ag+g^2\right)s_e^2\right)+ags_e^2-a^2s_h^2\right]\right]\left[-q^2a^2+2qag+1-g^2\right]\right\}$$

$$-\left[-2qa^2+2ag\right]\left\{\begin{aligned} &q^2\left[ma\left(gs_e^2-as_h^2\right)\right]+q\left[m\left(\left(ag+a^2\right)s_h^2-\left(ag+g^2\right)s_e^2\right)+ags_e^2-a^2s_h^2\right] \\ &+\left[m\left(\left(g^2-1\right)s_e^2+(1-ag)s_h^2\right)+\left(1-g^2\right)s_e^2-ags_h^2\right] \end{aligned}\right\}=0$$

Soit :

$$q^2\left[\underbrace{m\left(\left(a^2g^2 - a^3g\right)s_e^2 + \left(a^4 - ag\right)s_h^2\right) + a^3gs_e^2 - a^4s_h^2}_{A}\right]$$

$$+2q\left[\underbrace{m\left(\left(ag - ag^3 + a^2g^2 - a^2\right)s_e^2 + \left(a^2g^2 - a^3g\right)s_m^2\right) + \left(a^2 - a^2g^2\right)s_e^2 + a^3gs_h^2}_{B}\right]$$

$$+\left[\underbrace{m\left[\left(g^4 + g^2 + ag - ag^3\right)s_e^2 + \left(a^2 + a^2g^2 - ag - ag^3\right)s_h^2\right] + \left(ag^3 - ag\right)s_e^2 + \left(a^2 - a^2g^2\right)s_h^2}_{C}\right]$$

$$= 0$$

Soit $\Delta = B^2 - 4AC$ le discriminant du polynôme du second degré en q que nous avons obtenu en minimisant la fonction *f(q)*.

- Si $D < 0$ il n'y a pas de solution réelle en q

- Si $D=0$ alors $q^*=\frac{-B}{2A}$, on est ainsi amené à étudier la fonction *f(q)* :

q	- ∞	q* + ∞
f'(q)	signe de A_1	signe de A_1
f'(q)	ou ↗	et ↗
f'(q)	ou ↘	et ↘

La fonction de perte *L=f(q)* n'a alors pas de minimum et il n'est donc pas possible de définir de règle de politique monétaire optimale pour une économie décrite dans un tel cas.

- Si $D > 0$, il existe alors deux solutions réelles en q pour le polynôme du second degré en q.

Ces solutions sont :

$$q_1^*=\frac{-B-\sqrt{\Delta}}{2A}$$

$$q_2^*=\frac{-B+\sqrt{\Delta}}{2A}$$

L'étude de la fonction donne :

q	q_1^*	q_2^*	
f'(q)	signe de A_1	signe de - A_1	signe de A_1

f'(q)	ou ↗	↘	↗
	ou ↘	↗	↘

On choisit q^{**} étant égale à q_1^* ou à q_2^* de façon à ce que la solution choisie corresponde à un minimum. On a alors, pour cette solution q^{**}, une règle de politique monétaire optimale qui correspond à l'équation (12) c'est à dire :

$$i_t^* = \frac{l + q^{**} a}{b} y_t + \frac{q^{**} g}{b} p_t \qquad (13)$$

IV.3 - Calibrage du modèle de Ball (1997)

Si l'on calibre maintenant le modèle de Ball (1997) avec les résultats obtenus en estimant les équations (1) et (2), les équations (8) et (9) deviennent :

$$\begin{cases} y_t = 0{,}6835 y_{t-1} - 0{,}5218 i_{t-1} \\ p_t = 0{,}9622 p_{t-1} + 0{,}2151 y_{t-1} \end{cases}$$

avec :

$a = 0{,}2151$

$b = 0{,}5218$

$g = 0{,}9622$

$l = 0{,}6835$

$V(e) = s_e^2 = 6{,}37519$

$V(h) = s_h^2 = 8{,}31446$

$et m \in [0{,}1]$

Ces coefficients vont alors reprendre leur place dans l'expression de Δ de façon à obtenir la règle de politique monétaire optimale[8] associée au comportement de l'économie précédemment décrite.

IV.4 - Résultats.

On obtient alors les résultats suivants. Avec une économie où les prix et l'écart de production se forment selon le système d'équations (8) et (9), une fonction de perte $L = mV_h + (1 - m)V_e$, « la règle » de politique monétaire optimale est alors identique à l'équation (13) :

$$i_t^* = g_y y_{t-1} + g_p p_{t-1} \qquad (14)$$

avec :

$$g_y = \frac{l + q^{**} a}{b}$$

[8] Il y a une infinité de règles de politique monétaire optimales correspondant à ce modèle puisqu'il y en a autant que de valeur potentielle de m, le poids relatif de la stabilisation de l'inflation et de l'écart de production dans la règle.

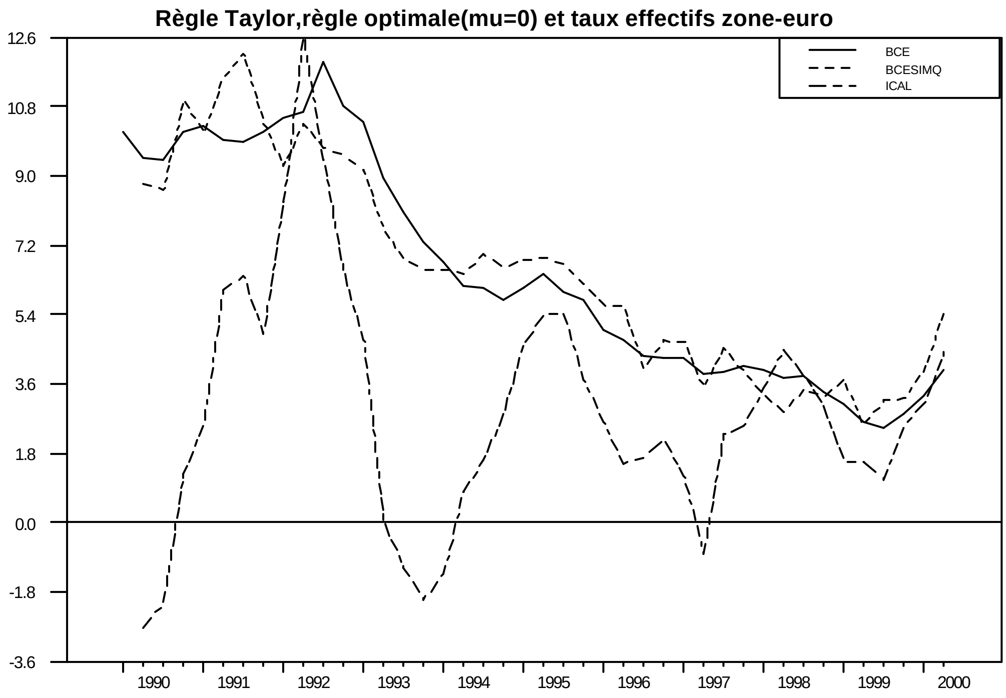
$$g_p = \frac{q^{**}g}{b}$$

Coefficients des règles optimales de politique monétaire obtenus selon la méthodologie de Ball.

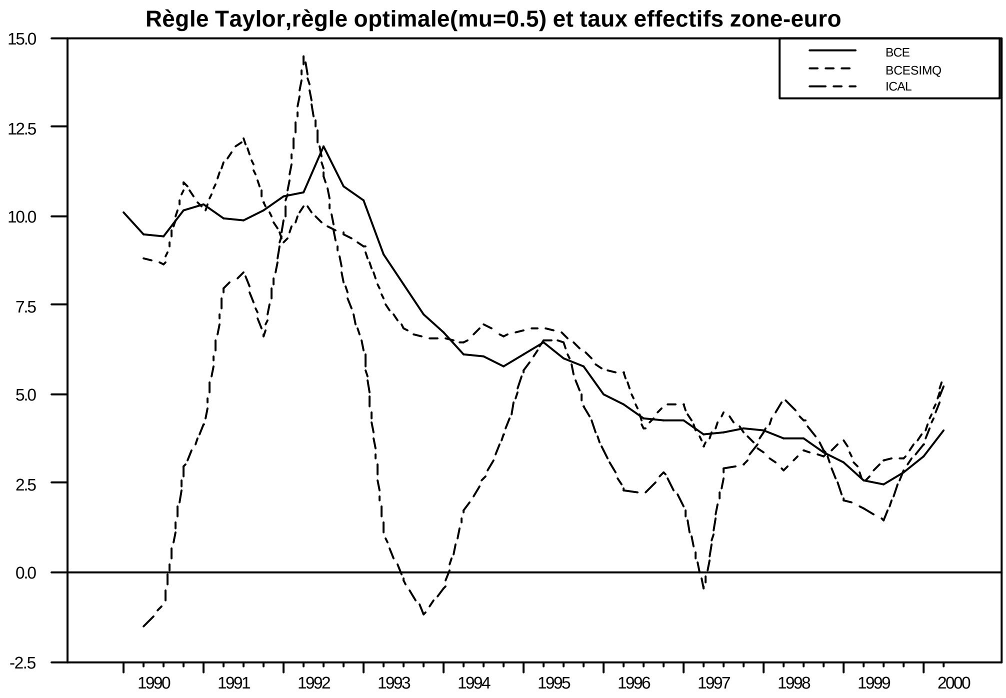
μ	g_π	g_y	Lmini	V_i=variance du taux d'intérêt
0	0,2	4,3	0,07191	9,38296 [a]
0,1	0,2	4,3	0,09170	9,38296
0,2	0,3	4,3	0,11129	9,59879
0,3	0,4	4,4	0,13073	10,28409
0,4	0,5	4,4	0,14986	10,56525
0,5	0,6	4,5	0,16855	11,33210
0,6	0,8	4,6	0,18647	12,52700
0,7	1,2	4,8	0,20289	15,35745
0,8	1,8	5,2	0,21588	21,26643
0,9	3,4	6,0	0,21731	42,11850
1	19,5	7,4	0,07225	663,7249 [b]

a - La banque centrale ne se soucie pas de l'inflation.
b - Pure cible d'inflation.

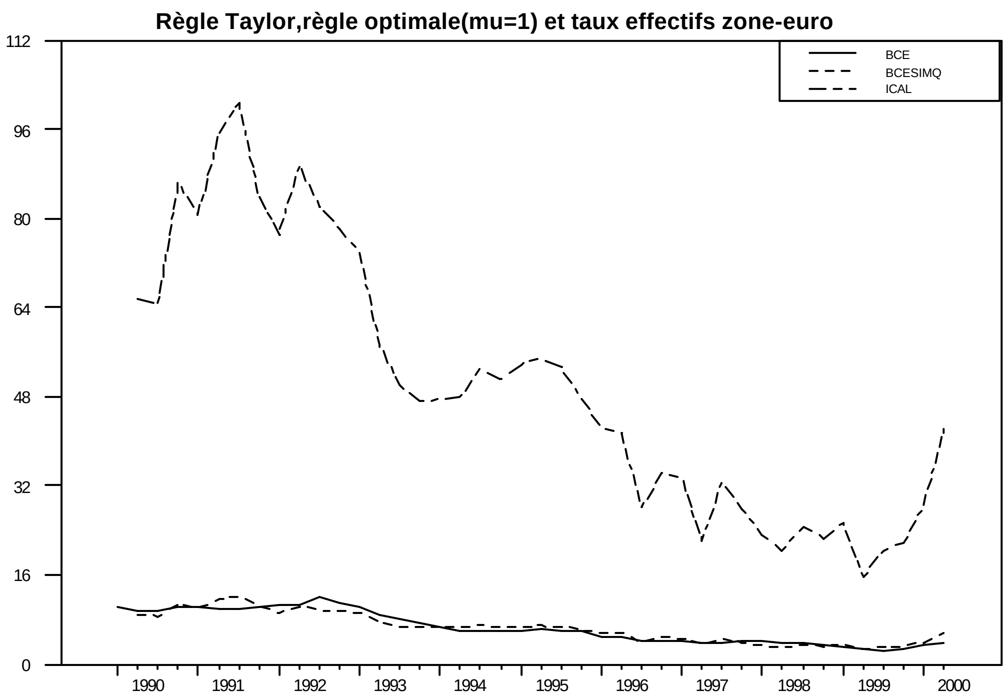
Les trois graphiques suivants illustrent trois situations présentées par le tableau précédent. Il s'agit des cas où la Banque Centrale Européenne ciblerait de façon « optimale » l'inflation seulement *(m=1)*, l'écart de production seulement *(m=0)* ou à parts égales l'inflation et l'écart de production *(m=0,5)*.



Avec :
BCE = taux effectifs dans la zone euro
BCESIMQ = taux d'intérêt estimés par une règle de Taylor avec output-gap quadratique dans la zone euro
ICAL = taux d'intérêt obtenus avec la règle de politique monétaire optimale, type Ball, dans la zone euro, avec μ = 0



Avec :
BCE = taux effectifs dans la zone euro
BCESIMQ = taux d'intérêt estimés par une règle de Taylor avec output-gap quadratique dans la zone euro
ICAL = taux d'intérêt obtenus avec la règle de politique monétaire optimale, type Ball, dans la zone euro, avec $\mu = 0,5$



Avec :
BCE = taux effectifs dans la zone euro
BCESIMQ = taux d'intérêt estimés par une règle de Taylor avec output-gap quadratique dans la zone euro
ICAL = taux d'intérêt obtenus avec la règle de politique monétaire optimale, type Ball, dans la zone euro, avec $\mu = 1$

Dans ces trois cas, on remarque que le choix d'une politique monétaire dite optimale basée sur un simple arbitrage entre l'inflation et la production, génère une variabilité extraordinaire des taux d'intérêt. Cela vient naturellement de l'absence des taux d'intérêt comme argument dans la fonction de perte décrite précédemment. Il est donc peu probable comme nous le découvrons ici, que la Banque Centrale Européenne renonce à tenir compte, lorsqu'elle engage sa politique monétaire, de l'évolution des taux d'intérêt.

Par ailleurs, on remarquera, que cette volatilité des taux d'intérêt est en réalité particulièrement forte lorsque la Banque Centrale Européenne cible uniquement l'inflation.

Enfin, on notera également que le poids de l'output-gap dans les règles de politique monétaires « optimales » est ici particulièrement important relativement à celui de l'inflation et ceci quelque soit le poids accordé à ces variables dans la fonction de perte de la banque centrale. Il est probable que le rôle de l'écart de production comme indicateur avancé de l'inflation en soit ici la cause.

IV.5 - Extension du modèle de Ball avec une fonction de perte prenant en compte le taux d'intérêt passé.

La variabilité des taux d'intérêt engendrée par le type de règle précédente, mesurée par la variance des taux d'intérêt, incite à penser que le critère d'optimalité employé alors se révèle peu pertinent. Ceci incite donc à reprendre l'étude de l'optimalité de la règle de politique monétaire à mener, en usant d'une fonction de perte prenant en compte l'évolution des taux d'intérêt. On utilise alors une fonction de perte définie ainsi :

$$L = \gamma V_\eta + (1-\gamma)V_\varepsilon + \nu V_i \qquad (15)$$

où γ et ν sont, comme précédemment, les poids accordés par les autorités monétaires, dans leur politique monétaire, à l'inflation par rapport à l'écart de production et à l'évolution des taux d'intérêt.

Comme précédemment, deux cas canoniques seront évoqués, celui où γ=0,5 et ν=0,25 en suivant Rudebusch et Svensson (1998), et celui où γ=1 et ν=0,25 correspondant à une pure cible d'inflation.

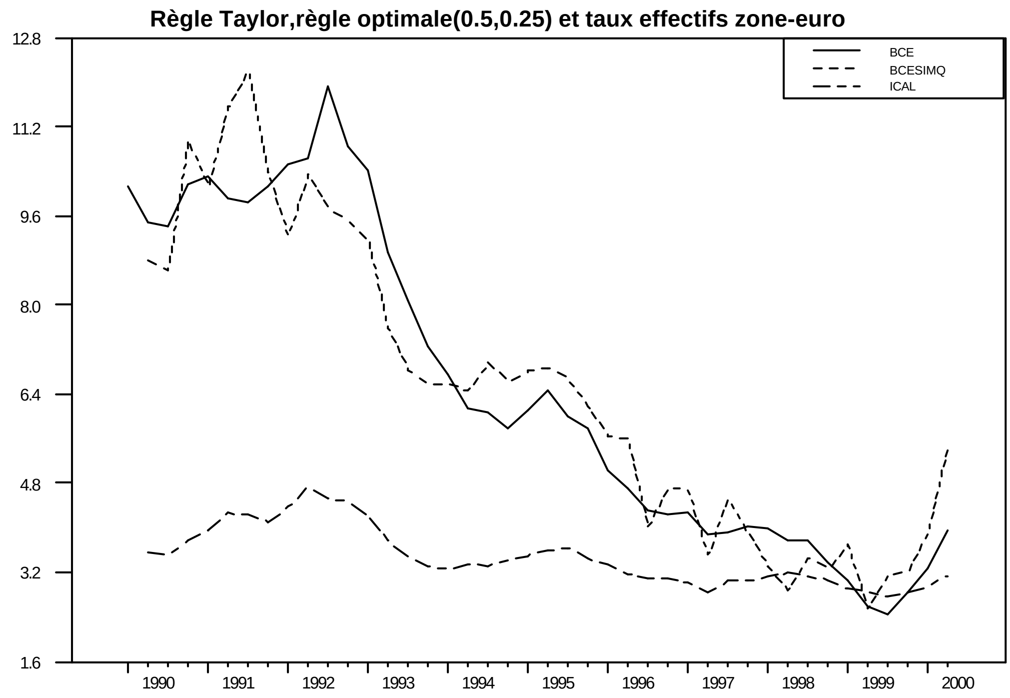
- Cas 1 : γ=0,5 et ν=0,25

La règle de politique monétaire optimale serait alors :

$$i_t = 0{,}05\pi_{t-1} + 0{,}32 y_{t-1} + 0{,}13 i_{t-1}$$

avec Lmini=0,24741 et V_i=0,28912

Le graphique suivant illustre cette situation :



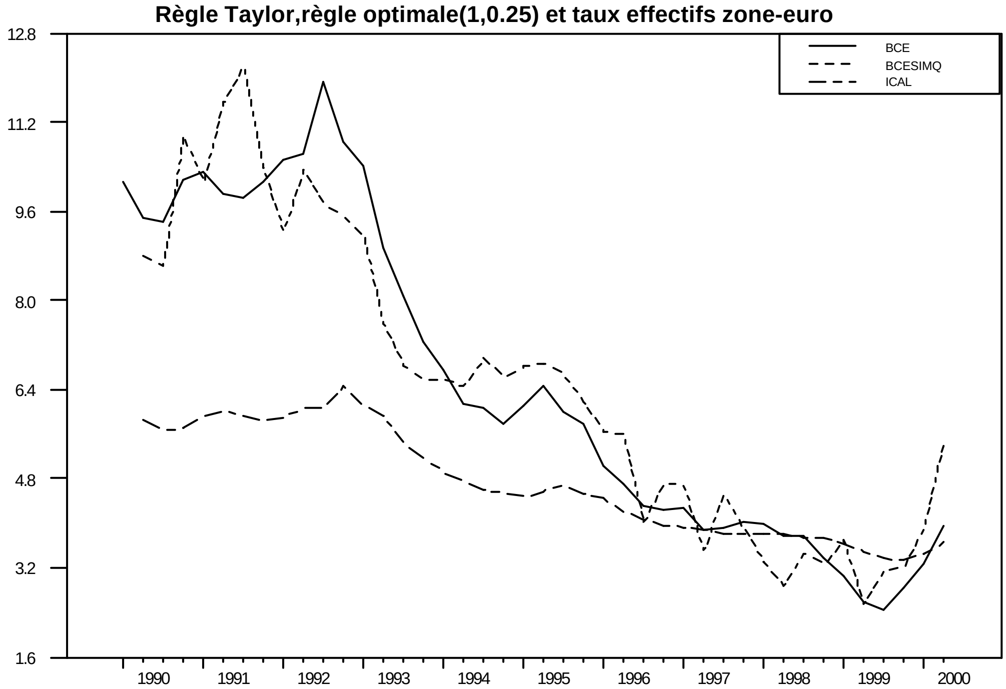
Avec :
BCE = taux effectifs dans la zone euro
BCESIMQ = taux d'intérêt estimés par une règle de Taylor avec output-gap quadratique dans la zone euro
ICAL = taux d'intérêt obtenus avec la règle de politique monétaire optimale, type Ball augmentée, dans la zone euro, avec γ =0,5 et ν = 0.25

• Cas 2 : γ=1 et ν=0,25

$$i_t = 0{,}07p_{t-1} + 0{,}02y_{t-1} + 0{,}31i_{t-1}$$

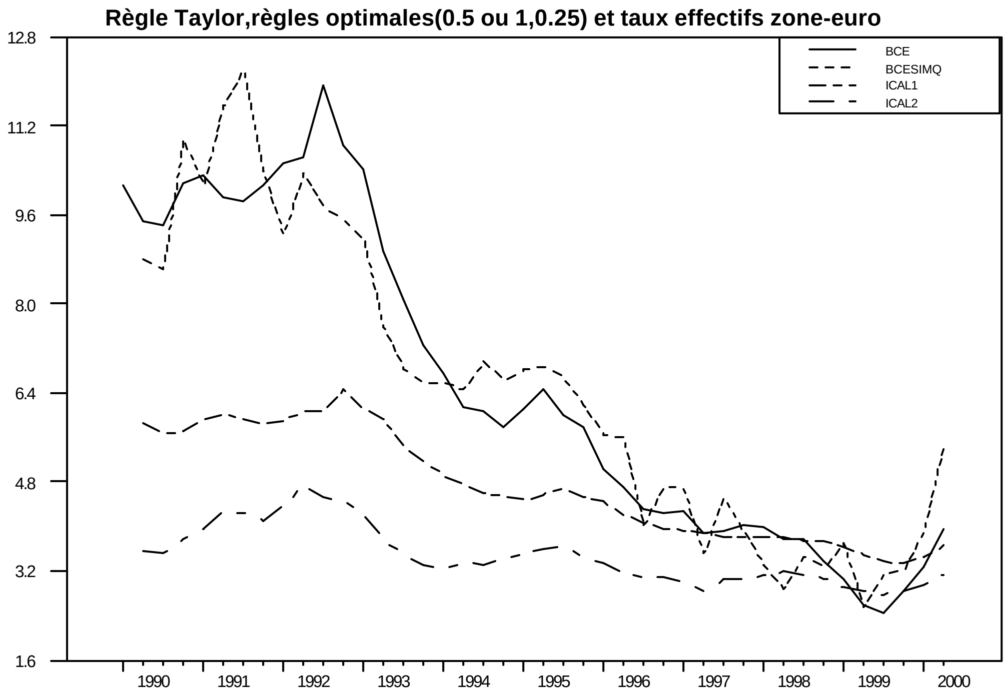
avec Lmini=0,29535 et V_i=0,92014.

Le graphique suivant présente le comportement de cette règle :



Avec :
BCE = taux effectifs dans la zone euro
BCESIMQ = taux d'intérêt estimés par une règle de Taylor avec output-gap quadratique dans la zone euro
ICAL = taux d'intérêt obtenus avec la règle de politique monétaire optimale, type Ball augmentée, dans la zone euro, avec γ =1 et ν = 0.25

Le graphique suivant présente, lui, la confrontation des deux règles optimales obtenues et les compare aux taux effectifs et à la règle de Taylor dans la zone euro.



Avec :

BCE = taux effectifs dans la zone euro
BCESIMQ = taux d'intérêt estimés par une règle de Taylor avec output-gap quadratique dans la zone euro
ICAL1 = taux d'intérêt obtenus avec la règle de politique monétaire optimale, type Ball augmentée, dans la zone euro, avec $\gamma = 0{,}5$ et $\nu = 0.25$
ICAL2 = taux d'intérêt obtenus avec la règle de politique monétaire optimale, type Ball augmentée, dans la zone euro, avec $\gamma = 1$ et $\nu = 0.25$

Dans les deux cas évoqués ici, il est remarquable que la variabilité des taux d'intérêt, ainsi prise en compte dans la fonction de perte, appelant la prise en compte du taux d'intérêt en tant qu'argument dans la règle elle-même, amène la variabilité des taux d'intérêt à des niveaux beaucoup plus faibles et donc beaucoup plus réalistes.

Ecarts des taux effectifs par rapport aux taux obtenus par les règles optimales (type Ball augmenté) dans la zone euro

Taux effectifs par rapport aux taux optimaux		Ecart moyen	Ecart-type	Minimum	Maximum
Règle 1	1990:1-2000:4	1,7346	1,9242	-0,9113	5,8649
γ=0,5	1996:2-2000:4	-0,0711	0,4349	-0,9113	0,5275
ν=0,25	1999:1-2000:4	-0,4590	0,4637	-0,9113	0,3131
Règle 2	1990:1-2000:4	2,9758	2,4061	-0,3103	7,4172
γ=1	1996:2-2000:4	0,6582	0,5491	-0,3103	1,5687
ν=0,25	1999:1-2000:4	0,1194	0,4233	-0,3103	0,8345

Ecarts des taux obtenus par la règle de Taylor, estimée pour la zone euro, par rapport à ceux issus des règles optimales (type Ball augmenté)

Taux de Taylor par rapport aux taux optimaux		Ecart moyen	Ecart-type	Minimum	Maximum
Règle 1	1990:1-2000:4	1,7776	1,8386	-0,9554	6,2631
γ=0,5	1996:2-2000:4	0,1249	0,7634	-0,9554	1,7945
ν=0,25	1999:1-2000:4	0,1721	0,9191	-0,9554	1,7945
Règle 2	1990:1-2000:4	3,0188	2,2611	-0,3137	7,9404
γ=1	1996:2-2000:4	0,8541	0,8179	-0,3137	2,4435
ν=0,25	1999:1-2000:4	0,7506	0,8844	-0,3137	2,3159

De plus, comme précédemment, la politique monétaire européenne semble être relativement proche, depuis 1996:2, des deux règles de politique monétaire optimales. A partir de cette date, d'ailleurs, comme on l'avait noté précédemment, le règle optimale n°2, qui correspond à une stratégie où la banque centrale accorde de l'importance à l'écart de production et à l'évolution des taux d'intérêt, semble ainsi décrire le mieux la politique monétaire dans la zone euro.

Conclusion

L'objectif de notre travail a été ici de calculer une fonction de réaction optimale pour la Banque Centrale Européenne et ceci à partir du modèle de formation de l'inflation et de l'écart de production dans la zone euro.

Notre démarche a tout d'abord consisté, dans une première partie, à présenter le modèle inspiré de Peersman et Smets (1998) de formation des prix et de l'écart de production dans la zone euro durant la période 1990:1-2000:4. Ainsi, l'écart de production y est issu d'une courbe IS et dépend du taux d'intérêt passé, des écarts de production passés et d'un choc de demande. L'inflation, elle, est formée selon une courbe de Phillips. Elle est fonction de l'inflation passée, de l'écart de production passé et d'un choc d'offre. Ainsi, comme le précise Ball (1997), tout mouvement des taux d'intérêt de la part de la banque centrale aura un effet sur les variables économiques d'inflation et de production, qui à leur tour engendreront une réaction de la part de la banque centrale. Dans le cas précis de la Banque Centrale Européenne, tel que nous l'étudions ici, un mouvement du taux d'intérêt modifiera d'abord l'évolution de l'écart de production qui en dépend directement, puis seulement ensuite l'inflation qui est, elle, fonction de l'écart de production et non directement du taux d'intérêt. Pour engager sa politique monétaire, la Banque Centrale Européenne doit donc tenir compte des canaux de transmission de celle-ci. En choisissant une fonction de perte pour la Banque Centrale Européenne, on définit alors quelle devra être sa politique monétaire optimale en prenant en compte des interactions précédentes. Généralement, la fonction de perte des banques centrales est une fonction de trois arguments à savoir, l'écart de l'inflation par rapport à sa cible, l'écart de production et l'écart du taux d'intérêt par rapport à son niveau à la période précédente.

La deuxième partie de notre travail a tout d'abord nécessité l'estimation du modèle précédemment défini. Les résultats obtenus correspondent aux résultats généralement présentés dans la littérature économique, même si étonnamment, la courbe IS estimée pour la zone euro semble plus proche de celles estimées par d'autres auteurs pour les Etats-Unis que de celles estimées pour l'Allemagne. On note également que l'inflation, dans la zone euro, est particulièrement sensible au niveau de l'inflation atteint au trimestre précédant la période courante. En utilisant alors une méthode d'estimation itérative de minimisation sous contrainte, on arrive, grâce à ce modèle et à la définition d'une fonction de perte associée à la politique monétaire menée par la Banque Centrale Européenne, à définir la règle de politique monétaire optimale. Nous avons calculé deux règles de politique monétaire optimales pour la Banque Centrale Européenne. Ces deux règles correspondent à deux cas canoniques. La première se réfère aux travaux de Rudebusch et Svensson (1998) et considère que la Banque Centrale Européenne accorde un poids équivalent dans sa stratégie à la stabilisation de l'inflation et à celle de l'écart de production. La seconde, en revanche, suppose que la Banque Centrale Européenne ne s'intéresse qu'à la stabilisation de l'inflation et néglige l'évolution de l'écart de production. Ces deux règles impliquent que la Banque Centrale Européenne tient compte de l'effet de sa politique sur l'évolution des taux d'intérêt. Les évolutions optimales des taux obtenues par ces deux types de règles, sur la période 1990:1-2000:4, ont alors été comparés avec l'évolution des taux effectifs et avec celle des taux obtenus par la règle de Taylor, estimée pour la même période dans la zone euro. De cette confrontation, il émerge alors que la politique monétaire dans la zone euro se révèle être proche des deux types de règles de politique monétaire optimales à partir de 1996:2. A partir de cette date, la règle de politique monétaire optimale prenant en compte l'écart de production semble décrire mieux la politique monétaire menée dans la zone euro que celle que nous avons qualifiée de pure cible d'inflation. Il en est d'ailleurs de même si on s'attache à étudier les liens existant entre ces règles optimales et la règle de Taylor qui décrit le comportement des taux effectifs dans la zone pour la même période. On remarque également que même la règle de politique monétaire optimale de cible d'inflation prend en compte l'écart de production comme argument. En effet, ce résultat émerge en raison du mode de transmission de la politique monétaire décrit précédemment et du caractère d'indicateur avancé de l'inflation potentiellement attribuable à l'écart de production. De plus, il est notable que les deux règles de politique monétaire optimales incorporent le taux d'intérêt passé.

Enfin, la troisième partie de ce travail a consisté à calculer quelles seraient les règles optimales de politique monétaire, pour la zone euro, en calibrant le modèle de Ball (1997), pour la même période. Ce scénario alternatif a alors permis de mettre en avant le rôle du lissage des taux d'intérêt dans la politique monétaire qui ne peut alors être résumée, eu égard à la volatilité qui en résulterait sur les taux, à un simple arbitrage entre variabilité de l'inflation et volatilité de l'écart de production.

ANNEXE

$$V = \underbrace{\left[I - (B \otimes B)\right]^{-1}}_{A}(\Omega)$$

$$A = I - (B \otimes B)$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} -qa & -qg \\ a & g \end{pmatrix}\begin{pmatrix} -qa & -qg \\ a & g \end{pmatrix}$$

$$A = \begin{pmatrix} 1 - q^2 a^2 + qag & -q^2 ag + qg^2 \\ qa^2 - ag & 1 + qag - g^2 \end{pmatrix}$$

or,

$$DetA = \left(1 - q^2 a^2 + qag\right)\left(1 + qag - g^2\right) - \left(qa^2 - ag\right)\left(-q^2 ag + qg^2\right)$$

$$DetA = -q^2 a^2 + 2qag + 1 - g^2$$

$$\tilde{A} = \begin{pmatrix} 1 + qag - g^2 & -qa^2 + ag \\ q^2 ag - qg^2 & 1 - q^2 a^2 + qag \end{pmatrix}$$

donc $\quad A^{-1} = \dfrac{1}{\det A}\tilde{A}$

donc $\quad V = \left[I - (B \otimes B)\right]^{-1}(\Omega)$

soit $\quad V = \begin{pmatrix} \dfrac{1 + qag - g^2}{\det A} & \dfrac{-qa^2 + ag}{\det A} \\ \dfrac{q^2 ag - qg^2}{\det A} & \dfrac{1 - q^2 a^2 + qag}{\det A} \end{pmatrix}\begin{pmatrix} s_e^2 \\ s_h^2 \end{pmatrix}$

Donc on a :

$$V_y = \frac{\left(1 + qag - g^2\right)s_e^2 + \left(-qa^2 + ag\right)s_h^2}{\det A}$$

$$V_p = \frac{\left(q^2 ag - qg^2\right)s_e^2 + \left(1 - q^2 a^2 + qag\right)s_h^2}{\det A}$$

BIBLIOGRAPHIE

BALL Laurence (1997), *Efficient Monetary Policy Rules*, NBER Working Paper n°5952, March.pp. 1-22.

JONDEAU Eric and LE BIHAN Hervé (2000), *Evaluating Monetary Policy Rules in Estimated Forward-looking Models : a Comparison of US and German Monetary Policies*, Notes d'études et de recherche de la Banque de France, n°76, october, pp1-19.

PEERSMAN Gert and SMETS Frank, (1998), *TheTaylor rule : a useful monetary guide for the ECB,* présenté au Workshop : »Monetary Policy of the ESCB : Strategic and Implementation Issues » Milan,http://siepr.stanford.edu/conference/ECBrule3.pdf, pp. 1-40

RUDEBUSCH Glenn D and SVENSSON L (1998), *Policy Rules for Inflation Targeting*, NBER Working Paper n°6512, April, pp. 1-51

SACK Brian and WIELAND Volker (1999), *Interest Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy : a Review of Recent Empirical Evidence,* Board of Governors of the Federal Reserve System, Finance and Economics Discussion Series 1999-39, August.

SAREL Michael (1996), *Nonlinear Effects of Inflation on Economic Growth,* IMF Staff Papers, Vol. 43, n°1, March, pp. 199- 214.

SIBI Frédérique (2000), *Règle de Taylor et application à la zone euro*, présenté au Colloque du GDR, XVIIIe Journées d'Economie Monétaire et Bancaire, Pau 21 et 22 juin 2000.

TAYLOR John B. (1993), *Discretion versus Policy Rules in Practice,* Carnegie Rochester Conference series on Public Policy 39, 1993, North Holland, pp. 195-214