



**HAL**  
open science

# INERTIE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE DANS LA ZONE EURO : LE RÔLE DE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ

Christian Aubin, Ibrahima Diouf, Dominique Pepin

► **To cite this version:**

Christian Aubin, Ibrahima Diouf, Dominique Pepin. INERTIE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE DANS LA ZONE EURO : LE RÔLE DE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ. *Economies et sociétés, série Monnaie (ME)*, 2010, 44 (6), pp.831-860. hal-00960030

**HAL Id: hal-00960030**

**<https://hal.science/hal-00960030>**

Submitted on 21 Mar 2014

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# INERTIE DE LA POLITIQUE MONÉTAIRE DANS LA ZONE EURO : LE RÔLE DE L'HÉTÉROGÉNÉITÉ

Christian AUBIN  
Ibrahima DIOUF  
Dominique PEPIN\*

## RÉSUMÉ

*Cet article analyse l'inertie de la politique monétaire à partir d'une approche privilégiant les préférences des banquiers centraux dans une logique de comportement bureaucratique, compte tenu des contraintes du cadre institutionnel de l'Eurosystème. L'hétérogénéité des conjonctures au sein de la zone accroît la probabilité du statu quo dans un processus de décision collégiale privilégiant les solutions de consensus. L'estimation d'un modèle Probit montre que l'inertie observée dans la politique monétaire unique est affectée par la diversité des taux de croissance réelle des pays membres.*

## MONETARY POLICY INERTIA IN EUROLAND: THE ROLE OF HETEROGENEITY

### ABSTRACT

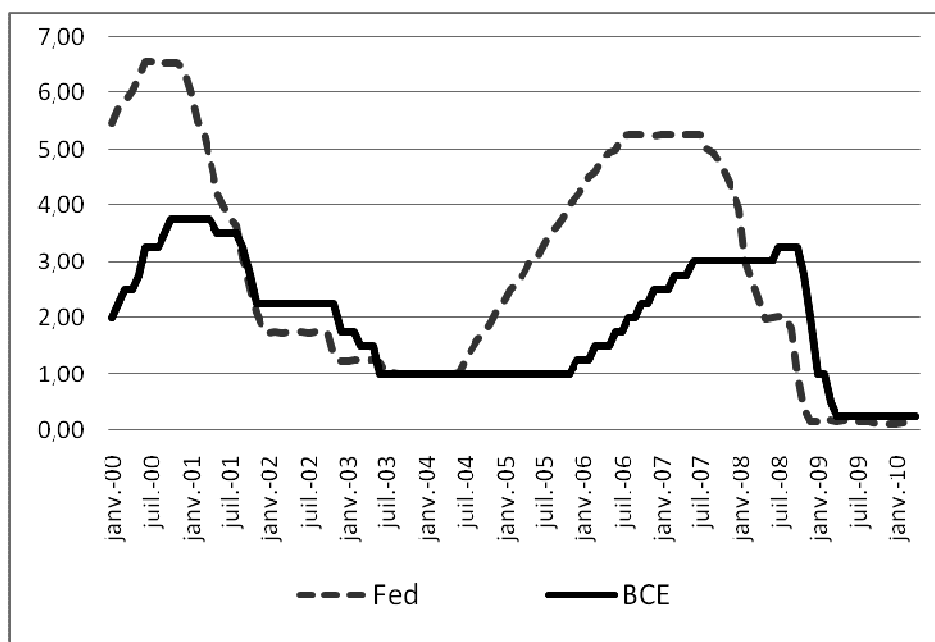
*This paper analyses the monetary policy inertia from an approach focusing on central bankers' preferences in a logic of bureaucratic behaviour, considering constraints of the institutional framework of the Eurosystem. The heterogeneity of business cycles in the area increases the probability of statu quo in a collective decision process favouring consensus. The estimation of a Probit model shows that the inertia observed in the single monetary policy is influenced by the diversity of member states' real growth rates.*

---

\* Université de Poitiers, CRIEF, 93 avenue du Recteur Pineau, 86022 Poitiers Cedex, [christian.aubin@univ-poitiers.fr](mailto:christian.aubin@univ-poitiers.fr), [ibrahima.diouf@univ-poitiers.fr](mailto:ibrahima.diouf@univ-poitiers.fr) et [dominique.pepin@univ-poitiers.fr](mailto:dominique.pepin@univ-poitiers.fr).

« *Too little, too late* » : la Banque Centrale Européenne a souvent été critiquée pour l’inertie avec laquelle elle conduisait la politique monétaire. Pour autant, même si elle a pu sembler plus forte dans la zone euro qu’aux Etats-Unis (Loisel [2006]), cette inertie n’est pas une spécificité européenne. Le Gouverneur de la Réserve Fédérale reconnaissait lui-même la propension de son institution à adopter une démarche guidée par le gradualisme : « *As a general rule, the Federal Reserve tends to adjust interest rates incrementally, in a series of small or moderate steps in the same direction* » (Bernanke [2004]).

FIGURE 1  
**Taux d’intérêt directeurs de la Réserve fédérale américaine  
 et de la Banque Centrale Européenne**



Divers travaux empiriques, conduits tant sur la politique monétaire américaine que sur celle de la zone euro, ont estimé des équations prenant la forme d’une règle de Taylor augmentée par l’introduction du taux d’intérêt de la période précédente (voir, entre autres, Sack et Wieland [2000], Clarida, Gali et Gertler [2000] ou Castelnuovo [2007]). Ces estimations montrent une influence significative de la variable endogène retardée, ce qui témoigne d’une adaptation partielle, reflet du gradualisme de la politique monétaire. Cependant, à la suite de Rudebusch [2002 et 2006], des réserves ont été émises sur cette interprétation. Les résultats statistiques en faveur de l’inertie de la politique monétaire seraient en fait biaisés et l’effet de lissage pourrait s’expliquer par une erreur de spécification en relation avec l’existence de variables inobservées (Gerlach-Kristen [2004]) ou avec la dynamique des chocs (Carillo, Fève et Matheron [2007]), ou encore par la présence du problème d’instruments faibles (*weak instruments*) dans la procédure d’estimation (Consolo et Favero [2009]).

Même si ces différents travaux invitent à la prudence dans l’interprétation des résultats relatifs à l’intégration du taux d’intérêt retardé dans une équation de règle de Taylor, ils ne permettent pas d’écarter toute forme de gradualisme dans le comportement des autorités monétaires. Ce gradualisme a pu faire l’objet d’explications ou de justifications relevant de logiques diverses. Certaines approches renvoient plus explicitement à une logique normative et montrent comment le gradualisme peut constituer une politique monétaire optimale dans un environnement donné. D’autres analyses expliquent le gradualisme comme un comportement adapté aux contraintes auxquelles sont soumis les décideurs et se situent dans une perspective

plus positive sans s'interroger *a priori* sur l'optimalité macroéconomique de la politique qui en résulte.

L'étude menée ici se situe davantage dans la seconde perspective et s'intéresse aux conséquences spécifiques du processus de choix de la politique monétaire dans une union monétaire. Plus précisément, l'accent est mis sur les effets associés à la prise en compte de l'hétérogénéité des situations entre les membres de l'union, laquelle prise en compte paraît inévitable lorsque l'union monétaire ne coïncide pas avec une union politique.

A travers une revue de la littérature consacrée à la question, la première section présente les principales voies d'explication du gradualisme de la politique monétaire. En s'appuyant sur une analyse du cadre spécifique aux choix de politique monétaire dans la zone euro, la deuxième section met en évidence l'influence potentielle de certains facteurs favorables à une inertie de la politique monétaire. La troisième section propose un test de la pertinence de cette explication à travers l'estimation économétrique d'une relation explicative de la probabilité de changement du taux d'intérêt directeur des interventions de la BCE.

## **I. - LE GRADUALISME DE LA POLITIQUE MONETAIRE : BREVE REVUE DES EXPLICATIONS**

La question du gradualisme de la politique monétaire n'est pas nouvelle. Déjà, dans les années 1960, les premiers travaux empiriques sur les fonctions de réaction de politique monétaire avaient pu mettre en évidence une influence significative de la variable endogène retardée (Dewald et Johnson [1963], Christian [1968]). Les travaux plus récents développés dans le prolongement de Taylor [1993] ont renouvelé l'intérêt pour cette question avec la mise en évidence d'un effet de lissage du taux d'intérêt dans les estimations de règles de Taylor augmentées (voir Sack et Wieland. [2000] pour une synthèse).

Les arguments avancés pour justifier ou expliquer cette caractéristique de la politique monétaire sont multiples et divers. Pour certains, le gradualisme n'est que le reflet d'une adaptation de la réaction des autorités aux contraintes de fonctionnement de l'économie pour tenir compte, voire tirer parti de certains aspects du comportement des agents, et notamment le mode de formation de leurs anticipations, ou pour élargir l'éventail des objectifs. Pour d'autres, il est une forme de réponse à l'incertitude inhérente à toute décision de politique économique. Pour d'autres encore, il s'agit plutôt d'une conséquence du cadre institutionnel ou des procédures qui président aux prises de décision des autorités monétaires. Ces diverses familles d'analyses, qui relèvent parfois de logiques différentes mais ne sont nullement exclusives les unes des autres, apportent des éclairages complémentaires sur la conduite de la politique monétaire.

### ***I. 1 - L'adaptation aux comportements des agents économiques***

Un premier ensemble d'arguments justifie le gradualisme dans le maniement du taux d'intérêt dans un cadre d'anticipations *forward-looking* ((Rotemberg et Woodford [1999], Levin, Wieland et Williams [1999], Amato et Laubach [1999], et Woodford [2003]). Dans un tel environnement, les effets des variations du taux d'intérêt sur les variables macroéconomiques (inflation et production) ne sont plus indépendants de l'évolution anticipée de la politique monétaire. Selon Woodford [2000], la politique monétaire optimale se doit alors d'être « historiquement dépendante » de sorte qu'il soit possible et avantageux de manipuler les anticipations des agents. En agissant sur ces anticipations, le gradualisme crée un effet de levier renforçant l'efficacité de la politique monétaire sur l'activité et l'inflation. Ce point est illustré par O. Issing qui déclarait alors qu'il était économiste en chef à la Bundesbank : « *If changes in official rates in a certain direction that are confirmed by*

*repetition and not expected to be reversed soon have most influence on long-term rates, it would seem appropriate for the Bundesbank to adjust its official rates in the smoothest manner* » (Sack et Wieland [2000], p.214).

Selon cette première ligne d'argumentation, le gradualisme constitue donc un élément d'optimalité de la politique monétaire pour tirer parti de façon efficace des comportements des agents privés. Dans la même ligne, Flamini et Fracasso [2009] montrent comment l'inertie de la politique monétaire peut résulter d'une interaction avec les préférences des ménages, non seulement en fonction du caractère plus ou moins *forward-looking* de leurs anticipations, mais aussi selon le niveau de l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation.

La prise en compte des effets induits en termes de stabilité financière complète parfois la justification du gradualisme. Ainsi, pour Cukierman [1991], des modifications graduelles des taux d'intérêt à court terme évitent des effets trop déstabilisants sur les banques. Plus généralement, le gradualisme permet de rendre la politique monétaire plus lisible pour les marchés financiers (Woodford [1999]) alors que, *a contrario*, des variations trop brusques des taux seraient de nature à provoquer des réactions excessives et une volatilité accrue sur les marchés financiers (Goodfriend [1991]).

Alors que les justifications en termes d'action sur les anticipations *forward-looking* n'impliquent pas *a priori* d'élargir l'éventail des objectifs de politique monétaire au-delà des deux variables d'activité et d'inflation de la formulation initiale de Taylor, les explications qui invoquent la peur de déstabiliser les marchés financiers élargissent de fait cet éventail. Dans cette optique, il est possible d'envisager que la fonction de préférence des autorités monétaires intègre des éléments pouvant rendre compte plus directement d'une inertie de la politique monétaire. Ainsi Jonson [1974] proposait d'insérer explicitement dans une fonction de préférence quadratique, à côté des écarts des objectifs à leurs valeurs désirées, la variation de la variable de politique monétaire afin de prendre en considération les coûts d'ajustement de cette politique. La même idée est reprise par Lowe et Ellis [1997] et, plus récemment, Kobayashi [2010] introduit une aversion de la Banque centrale envers les renversements d'orientation de sa politique et montre que le taux d'intérêt retardé joue alors le rôle d'une variable d'état ; mais il précise aussi que cette modélisation implique que la formulation souvent utilisée en termes d'ajustement partiel est mal spécifiée.

## ***I. 2 - Le traitement de l'incertitude***

Un deuxième ensemble d'arguments se rattache à la prise en compte de l'incertitude. L'idée est relativement simple à comprendre. En procédant par ajustements partiels successifs, le gradualisme permet d'attendre la confirmation des mouvements auxquels la politique monétaire veut répondre. Cela permet aux autorités de découvrir progressivement les effets de leur politique et de s'appuyer sur des évolutions observables débarrassées des fluctuations les plus passagères plutôt que de s'en remettre trop largement à des indicateurs construits non directement observables (Orphanides [2003], Orphanides, Porter, Reifschneider, Tetlow et Finan [2000], Orphanides et Williams. [2002]).

Sur le plan théorique, la relation entre incertitude et gradualisme de la politique monétaire est souvent faite en se référant à Brainard [1967]. Il convient cependant de noter que le rapprochement ne doit pas être fait de façon trop rapide. Tout d'abord, l'analyse de Brainard montre que toutes les formes d'incertitude ne justifient pas une altération des réactions ; le cas auquel il est fait référence est celui d'une incertitude sur les paramètres du modèle de l'économie. Cependant, même dans ce cas, sauf à introduire des hypothèses supplémentaires sur la dynamique des variables ciblées, l'analyse plaide pour une atténuation de la réaction de la politique monétaire, mais non nécessairement pour un effet de lissage temporel. En d'autres

termes, elle conduit à envisager une réduction de la volatilité du taux d'intérêt bien plus que la dépendance du taux courant au taux passé. Par ailleurs, on peut s'interroger sur la pertinence du modèle retenu pour traduire l'attitude du décideur face à l'incertitude.

L'approche de Brainard retient une modélisation du comportement en termes de maximisation d'une utilité espérée. Ce faisant, elle se situe dans un cadre d'incertitude probabilisable. Une approche alternative privilégie la robustesse de la réponse (cf. Hansen et Sargent [2008]), et conduit à choisir la réponse qui minimise les pertes dans la pire des situations (minimax). Alors la réponse optimale peut être plus agressive. C'est une idée semblable que l'on retrouve chez Söderström [2002] qui considère qu'une incertitude sur la persistance de l'inflation devrait conduire à des politiques plus marquées, pour éviter le risque que des mesures graduelles ne laissent la voie ouverte à un retour de l'instabilité des prix (voir aussi Angeloni, Coenen et Smets [2003]).

En fait, dans un cadre plus général, on ne peut pas assimiler gradualisme et agressivité à l'une ou l'autre des approches en termes d'utilité espérée ou de robustesse (Barlevy [2009]). Mais l'intérêt de ces analyses est de nuancer l'idée que l'incertitude suffirait à expliquer ou justifier le gradualisme.

### ***1.3 - L'inertie bureaucratique***

Les deux premières familles d'analyses que nous venons d'évoquer restent inscrites dans une logique essentiellement normative où la politique monétaire est définie, explicitement ou implicitement, par référence à un optimum social. La référence à une inertie bureaucratique renvoie à une perspective positive où les choix de politique économique sont analysés en référence au système de préférences et contraintes propres au décideur. Même si ce type d'analyse a été davantage développé pour rendre compte de choix relevant de la politique budgétaire, une transposition aux choix de politique monétaire est envisageable.

Un premier axe de réflexion est fourni par l'idée de tyrannie du *statu quo*. Selon cette approche, la plupart des décisions offrent, dans le monde réel, une alternative de refus de choix qui revient à maintenir l'option précédemment choisie, et diverses observations concluent à l'existence d'un biais en faveur du choix de ce *statu quo*, ce biais pouvant faire l'objet d'explications relevant de l'économie, de la psychologie ou de la théorie de la décision (Samuelson et Zeckhauser [1988]). Cette idée de tyrannie du *statu quo* rejoint d'une certaine manière celle d'incrémentalisme développée par Wildavsky [1964] à propos de la politique budgétaire. Pour cet auteur, le facteur le plus important pour déterminer le budget d'une année est celui de l'année précédente, la complexité des structures et l'information limitée des décideurs conduisant à n'envisager que des variations marginales d'une année sur l'autre.

Ce type de comportement peut trouver une explication complémentaire dans une logique de comportement bureaucratique inscrit dans une relation principal-agent. Comme l'écrit Okun : « Une bureaucratie a tendance à éditer ses propres lois d'inertie pour se défendre contre la critique publique » (Okun [1970], p. 117). L'analyse peut être précisée en adaptant la formalisation par Wintrobe [1982] d'un comportement bureaucratique routinier. Le bureaucrate répartit son temps entre des tâches routinières, assimilables au maintien du *statu quo* ou à une forme d'inertie, et des tâches discrétionnaires productives ou non ; comme il n'est pas certain de pouvoir justifier le caractère productif de ses tâches discrétionnaires, il est incité à passer plus de temps en activité de routine si la probabilité d'être contrôlé augmente.

Transposée aux choix de politique monétaire, la même logique conduit à considérer que, pour éviter les critiques, les décideurs peuvent être tentés d'adopter une attitude relativement attentiste, de réagir par variations successives de faible ampleur du taux d'intérêt plutôt que de prendre le risque d'une réaction forte qui pourrait ne pas être comprise du public ou se révéler ultérieurement excessive. Ce comportement est illustré par les propos d'un membre du

Federal Open Market Committee, G. Mitchell, justifiant ainsi le fait de ne pas s'appuyer sur des prévisions d'évolution à long terme : « *it exposed policymakers to such criticism as 'why did you start to restrain when unemployment was so high'... Thus, it was easier to move toward restraint after there was concrete evidence of the need for restraint* » (Lombra et Moran [1980], p.50).

#### ***I. 4 - La dimension collégiale des décisions***

Comme le fait remarquer Blinder, dans de nombreux pays, les décisions de politique monétaire ne sont pas le fait d'un seul individu mais sont prises par un comité et cette caractéristique institutionnelle a sans doute des conséquences importantes en termes de comportement (Blinder [1997], p.16). Cet aspect de la politique monétaire a fait récemment l'objet d'un regain d'intérêt dans le cadre des réflexions sur l'évolution des procédures de décision à la Banque Centrale Européenne et leur adaptation à une zone euro élargie (voir, par exemple, les contributions de Howarth [2007] ou Bénassy-Quéré et Turkisch [2009]). De fait, si les comités de politique monétaire existent dans de nombreux pays, ils y ont des tailles et des modalités de fonctionnement différentes (voir le tableau comparatif dressé par Moutot, Jung et Mongelli [2008], p.35).

Se référant à son expérience de membre du Federal Open Market Committee, Blinder [1998] rappelle quelques idées largement partagées à propos des comités : ils peinent à agréger les préférences individuelles, ont besoin d'être dirigés, tendent à adopter des positions de compromis sur les questions difficiles et, en conséquence de tout cela, sont enclins à l'inertie (Blinder [1998], p. 20). Divers travaux théoriques se sont intéressés aux conséquences d'une décision collégiale. Sur la base d'études expérimentales, Blinder et Morgan [2005] ont pu constater que, toutes choses égales par ailleurs, la prise de décision collégiale n'était pas plus lente qu'une décision individuelle et qu'elle produisait de meilleurs résultats. Gerlach-Kristen [2006] obtient des conclusions semblables à partir de simulations théoriques. La modélisation sous-jacente repose sur le fait que chaque décideur a une information imparfaite pour faire ses choix. La procédure collégiale permet à chacun d'enrichir son information et il devient donc possible de moins s'appuyer sur l'attente d'éléments nouveaux. Pour Gerlach-Kristen [2005], dans ce même cadre théorique, l'inertie de la politique monétaire sera plus grande si la décision est prise sur la base d'un consensus plutôt que par un vote à la majorité.

Il faut cependant noter que la modélisation de Gerlach-Kristen, comme l'expérimentation de Blinder et Morgan, suppose que tous les décideurs, qu'ils agissent seuls ou de façon collégiale, poursuivent exactement le même objectif. Cette hypothèse peut paraître réductrice. C'est notamment le cas si l'on s'intéresse à une structure de type fédérale dont les membres, ou au moins certains d'entre eux, représentent une région ou un pays. Ainsi, des études s'appuyant sur les comptes rendus de réunions du Federal Open Market Committee ont mis en évidence l'influence de considérations régionales dans les prises de position des gouverneurs (Havrilesky et Gildea [1995], Meade et Sheets [2005]).

Pour autant, afficher trop ouvertement des divergences entre les membres de l'instance décisionnelle n'est pas souhaitable. Cela constitue un signe qui risque d'affaiblir la position de la Banque dans ses négociations de politique économique. La révélation publique de désaccords marqués risque aussi de provoquer une crise de confiance ; si une décision a été prise à une courte majorité, cela signifie qu'elle est controversée et qu'un retournement n'est peut-être pas à écarter dans le futur. Lombra et Moran [1980] illustrent cette volonté de dissimuler les divergences internes en citant une recommandation faite par A. Burns après le rejet à une très courte majorité d'une demande de relèvement du taux d'escompte : « *information about this action should be held in strict confidence by everyone present today.*

*It would be particularly unfortunate if the information became public and was interpreted, as it probably would be, as a sign of disunity within the Federal Reserve » (Lombra et Moran [1980], p.59).*

Woolley [1984] note que sur la période 1966-1977, les décisions du FOMC ont été prises dans plus de 70% des cas à une majorité des trois quarts. S'intéressant à l'ère Greenspan, Meade [2005] estime à environ 30% le taux de désaccord dans les discussions au sein du FOMC mais constate que le taux officiel de désaccord lors des votes n'était que de 7,5% et que c'est l'image du consensus qui dominait. Plusieurs travaux confirment ce constat et montrent comment les Présidents ont pu influencer les débats et les décisions pour se rapprocher d'un consensus autour de leur position (Chappell, McGregor et Vermilyea [2004, 2007a et b]).

Dans une perspective plus générale, Riboni et Ruge-Murcia [2010] développent une analyse comparative de différents modèles de prise de décision dans un cadre collégial. Ils montrent comment la recherche d'un consensus large, ou d'un seuil élevé de majorité qualifiée, conduit au maintien du *statu quo* plus que ne le font des procédures reposant sur le choix d'un individu, que ce soit le gouverneur dans un cadre non collégial ou le membre du comité occupant la position médiane dans un système de décision collégiale à la majorité simple.

## **II. - PROCEDURE DE DECISION ET FACTEURS D'INERTIE DANS LA ZONE EURO**

Parmi les diverses explications possibles du gradualisme de la politique monétaire, celle qui met en avant la dimension collégiale des décisions revêt un intérêt tout particulier dans le cas d'une union monétaire. En effet, un tel cadre institutionnel est sans doute plus que tout autre propice à une conjonction de facteurs favorables aux effets d'inertie mis en avant par ce type d'explication : d'un côté, le principe de collégialité des décisions et, de l'autre, une forte préférence pour le consensus en dépit de l'hétérogénéité des participants. L'Eurosystème se prête bien à une illustration de cette analyse<sup>1</sup>.

### **II.1 - Une structure collégiale à deux niveaux**

La mise en place de comités pour décider des orientations de la politique monétaire s'est sensiblement développée dans les années 1990 comme en témoignent les changements institutionnels dans ce sens intervenus à la Banque de France en 1993, à la Banque d'Angleterre en 1997 et à la Banque du Japon en 1999. Mais ce mode d'organisation était déjà celui qui prévalait aux Etats-Unis ou en Allemagne, reflet de la structure fédérale de ces pays. Plus que l'évolution récente des idées sur la conduite de la politique monétaire, c'est sans doute l'influence du cadre institutionnel plus général qui explique le choix retenu pour l'Union Monétaire Européenne.

Comme le rappellent Barontini et Bonzom [2006], dès 1970, le rapport Werner mentionnait la nécessité d'un organe central comparable au Conseil des gouverneurs du Système fédéral de réserve des Etats-Unis et, en 1989, le rapport Delors se faisait plus explicite en proposant que la future politique monétaire soit conduite par « une structure fédérative, qui est celle qui

---

<sup>1</sup> Même si l'on parle souvent de la Banque Centrale Européenne, il convient de rappeler que celle-ci, institution à caractère supranational et dotée de la personnalité juridique, n'est formellement que l'une des composantes de l'organisation monétaire de l'Union Européenne. Cette organisation s'articule dans le Système Européen de Banques Centrales qui réunit la Banque Centrale Européenne (BCE) et les Banques centrales nationales (BCN) de tous les Etats membres de l'Union, qu'ils aient ou non adopté l'euro comme monnaie. La BCE et les BCN des Etats membres dont la monnaie est l'euro constituent l'Eurosystème (cf Art.1<sup>er</sup> des statuts du SEBC et de la BCE). C'est donc au niveau de l'Eurosystème que se situe l'autorité monétaire de la zone euro.



correspond le mieux à la diversité politique de la Communauté » (Barontini et Bonzom [2006], p.36). De fait, une telle structure paraît politiquement la mieux adaptée, voire la seule acceptable, dans un contexte où l'unification monétaire se réalise par intégration des monnaies et des institutions monétaires centrales de pays conservant par ailleurs leur autonomie politique. Le fonctionnement collégial est ainsi un moyen de retrouver dans les institutions la pluralité de partenaires caractéristique d'une union régionale et de concilier le développement d'une orientation commune avec le souci de ne pas couper l'union de ses racines nationales. En d'autres termes, le mode d'organisation retenu pour conduire la politique monétaire dans une union ne peut se comprendre qu'en référence à l'interaction entre les dimensions économique et institutionnelle de l'intégration régionale (Bonzom, Sa et Strauss-Kahn [2005]). Le dispositif européen illustre clairement cela.

Les statuts du Système Européen de Banques Centrales (SEBC) et de la Banque Centrale Européenne (BCE) précisent clairement la distribution des responsabilités entre les organes de décision. Selon l'article 12.1, « le conseil des gouverneurs définit la politique monétaire de l'Union, y compris, le cas échéant, les décisions concernant les objectifs monétaires intermédiaires, les taux directeurs et l'approvisionnement en réserves dans le SEBC, et arrête les orientations nécessaires à leur exécution ». Ce conseil des gouverneurs est une instance réunissant d'un côté le Directoire et de l'autre les gouverneurs des Banques centrales nationales (BCN) des Etats ayant l'euro comme monnaie.

Le Directoire se compose de six membres, dont le président et le vice-président, nommés pour huit ans par le Conseil européen en raison de leur autorité et de leur expérience professionnelle dans le domaine monétaire ou bancaire (Art. 11.2 des statuts). Statutairement, sauf disposition contraire, les décisions du directoire sont prises à la majorité simple des suffrages exprimés, chaque membre disposant d'une voix avec une voix prépondérante pour le président en cas de partage des voix (Art. 11.5).

Les gouverneurs des BCN sont désignés par les autorités de leurs pays respectifs, pour une durée qui ne peut être inférieure à cinq ans, selon les dispositions statutaires de leurs établissements. Tous les gouverneurs des BCN de la zone euro (seize au début de l'année 2010) siègent au conseil des gouverneurs et participent au débat.

Les réunions du conseil des gouverneurs sont préparées par le Directoire qui est également responsable de la mise en œuvre de la politique monétaire de la zone euro conformément aux orientations et aux décisions arrêtées par le conseil (Art. 12.1 et 12.2 des statuts). Sauf disposition contraire prévue dans les statuts, les décisions du conseil sont prises à la majorité simple ; chaque membre, qu'il soit membre du Directoire ou gouverneur d'une BCN, dispose d'une voix, celle du président étant prépondérante en cas de partage des votes (Art. 10.2)<sup>2</sup>.

Pour certains observateurs, cette structuration des organes de décision permet une bonne adaptation pour concilier le nécessaire transfert au niveau de l'Union de la compétence pour une politique monétaire unique et le respect d'un « principe de proximité » pour limiter la méfiance à l'encontre des institutions lointaines (Barontini et Bonzom [2006]). Pour eux, la structure décentralisée de l'Eurosystème doit permettre d'améliorer, d'un côté, la remontée et la prise en compte par les décideurs centraux des informations disponibles et, de l'autre, la compréhension des décisions par les acteurs économiques.

---

<sup>2</sup> Avec l'élargissement de la zone euro, l'article 10.2 des statuts du SEBC et de la BCE prévoit de limiter à 21 le nombre de votes au conseil des gouverneurs, soit les six votes des six membres du Directoire et les votes de 15 gouverneurs de BCN désignés selon un système de rotation (tous les gouverneurs de la zone euro continuent néanmoins à siéger au conseil). Ce système aurait pu se mettre en place dès l'adoption de l'euro par un seizième pays (en l'occurrence la Slovaquie au 1<sup>er</sup> janvier 2009). Mais, en s'appuyant sur une disposition prévue par le texte, le conseil des gouverneurs a préféré différer l'application du système de rotation jusqu'à la date à laquelle le nombre de gouverneurs serait supérieur à dix-huit.

La responsabilité assumée par le Directoire de préparer les réunions du conseil n'est pas sans rappeler ce que divers observateurs du cas américain ont relevé comme la capacité du gouverneur à orienter la décision finale du conseil qu'il préside (Chappell, McGregor et Vermilyea [2004, 2007a et b]). D'un point de vue analytique, cette procédure suggère la possibilité d'une représentation selon un schéma de vote sur proposition. Dans un tel cadre, initialement modélisé par Romer et Rosenthal [1978], les membres du comité sont appelés à voter pour ou contre une proposition faite par l'un des participants qui joue un rôle directeur. Celui-ci élabore sa proposition pour qu'elle soit acceptable par la majorité du comité et la plus proche possible de ses propres préférences. En cas de refus de la proposition, c'est le *statu quo* qui prévaut.

## ***II.2 - L'hétérogénéité des préférences***

Formellement, tous les membres du conseil des gouverneurs, quelle que soit leur position, sont indépendants des pouvoirs politiques : ils « ne peuvent solliciter ni accepter des instructions des institutions, organes ou organismes de l'Union, des gouvernements des États membres ou de tout autre organisme » (Art. 7 des statuts). Les objectifs de la politique monétaire que doivent définir les membres du conseil sont par ailleurs clairement précisés : « l'objectif principal du SEBC est de maintenir la stabilité des prix. Sans préjudice de l'objectif de stabilité des prix, le SEBC apporte son soutien aux politiques économiques générales dans l'Union, en vue de contribuer à la réalisation des objectifs de l'Union » (Art. 2 des statuts). Pour autant, même si les membres de ce conseil siègent tous à titre personnel, en raison de leur indépendance, et s'ils partagent une même mission, on ne peut assimiler leur décision collégiale au choix d'un décideur unique et faire abstraction d'éventuelles différences de vues.

A travers sa structuration à deux étages, le conseil des gouverneurs exprime la structure fédérale de l'Eurosystème. Même si la politique monétaire est censée répondre à l'évolution d'ensemble de la zone, les membres ne peuvent être indifférents aux situations nationales. De fait, des travaux menés sur des Banques centrales gouvernées par des organismes collégiaux reflétant les structures fédérales du pays ont mis en évidence dans les prises de position de leurs membres, des biais liés à leur origine géographique (Meade et Sheets [2005] sur la Réserve fédérale américaine, Berger et de Haan [2002] sur la Bundesbank).

On ne voit pas pourquoi le même biais ne jouerait pas dans la zone euro pour les gouverneurs des BCN (Heinemann et Hüfner [2004]). D'ailleurs, en adaptant leur étude sur le FOMC et en analysant les décisions de la BCE, Meade et Sheets [2002] en arrivent à la conclusion que ces décisions ne sont pas contradictoires avec une hypothèse de biais national de la part des membres du conseil. Pour Giuseppe [2008], le seul fait que, depuis la création de la BCE, les quatre grands pays de la zone euro (Allemagne, France, Italie et Espagne) ont imposé un de leurs ressortissants au sein du Directoire, montre que le risque de pressions nationales sur les membres du conseil ne peut pas être écarté. En outre, l'idée que la politique monétaire de la BCE ne réagit pas aux seuls indicateurs moyens de la zone mais prend aussi en compte certains indicateurs de disparité entre les pays est au moins partiellement accréditée par certains travaux empiriques (Ullrich [2006], Licheron [2009]).

Divers facteurs peuvent expliquer le biais de sensibilité des membres d'un comité de politique monétaire à la situation de leur région d'origine et ce biais n'a aucune raison d'être réduit dans une union monétaire, bien au contraire puisque, tant que l'union monétaire ne se double pas d'une union politique, la responsabilité ultime est toujours devant les citoyens du pays. En dépit de l'indépendance formelle de tous les membres du conseil, les différences dans le mode de désignation ne sont pas sans influence sur les choix des uns et des autres. En effet, le degré d'exposition aux pressions n'est pas identique pour les membres du Directoire,

nommés au niveau supranational, et pour les gouverneurs des BCN qui tiennent leurs mandats de leurs gouvernements respectifs. Par exemple, les contraintes politiques (situation nationale, proximité des élections...) peuvent inciter leurs gouvernements respectifs à leur signifier indirectement la nature de la politique monétaire désirée. Ces pressions, plus implicites qu'explicites, se manifestent généralement sous forme de critiques récurrentes sur la politique monétaire suivie. Elles ont d'autant plus de portée qu'elles sont relayées par les médias nationaux prenant à témoin les opinions publiques.

A côté de cette dimension politique, des incitations plus générales contribuent à orienter au moins partiellement les préférences des gouverneurs vers des considérations nationales. D'un côté, leur appréhension de la conjoncture est sans doute influencée par l'état de leur environnement habituel immédiat. D'un autre côté, ils ont intérêt à ce que la politique monétaire soit orientée au mieux des intérêts des agents avec lesquels ils sont en relation directe à leur niveau de responsabilité. Au sein de l'union monétaire, les banquiers centraux nationaux ne peuvent faire abstraction du fait qu'ils auront à gérer la mise en œuvre du *policy mix* avec le gouvernement de leur pays.

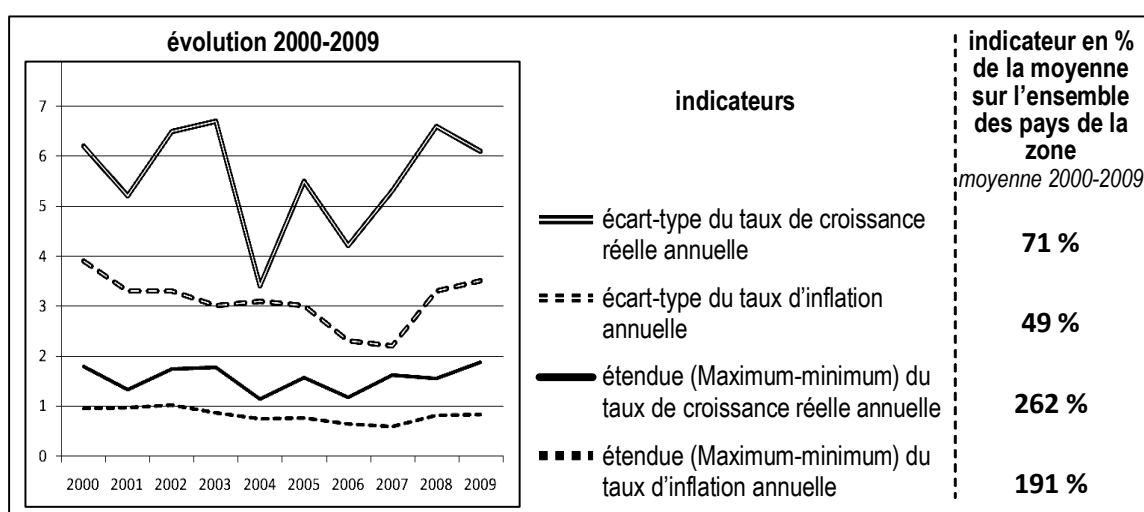
Le biais national des préférences des membres devient source d'hétérogénéité dès que la zone monétaire est elle-même hétérogène. Cette hétérogénéité peut résider dans les préférences relatives en matière de stabilité des prix et de croissance qui diffèrent selon les pays pour des raisons historiques ou sociologiques, par exemple. Elle peut aussi être liée à des différences dans les mécanismes de transmission de la politique monétaire au sein des économies nationales. Elle existe encore en l'absence d'une synchronisation des conjonctures des pays membres. Plus ces sources de divergences seront grandes et plus sera large l'éventail des politiques monétaires désirées par les membres représentant les différents pays de la zone.

En dépit des critères de convergence dont elle s'est dotée, la zone euro ne constitue pas un ensemble parfaitement homogène. Même s'il devient possible de déceler un cycle économique spécifique à la zone, des progrès restent à faire en termes de synchronisation des cycles économiques nationaux (Gayer [2007]). La dispersion des taux de croissance n'a diminué que de façon marginale (De Lucia [2008]) et des écarts d'inflation persistent encore (Licheron [2007]). Dans ces conditions, la définition et la mise en œuvre d'une politique monétaire unique, théoriquement au service de tous les membres de la zone, risquent de rencontrer des difficultés pour répondre à des mouvements non concordants des conjonctures économiques nationales. D'une certaine manière, les autorités monétaires de l'Eurosystème l'ont elles-mêmes reconnu lorsque le conseil des gouverneurs a précisé sa définition de l'objectif de stabilité des prix comme étant le maintien de taux d'inflation proches de 2% à moyen terme. Le communiqué de presse présentant cette décision la justifiait ainsi : « Cette clarification souligne l'engagement de la BCE à aménager une marge de sécurité suffisante pour se prémunir contre les risques de déflation. Elle a également trait à la question de l'existence potentielle d'un biais de mesure de l'IPCH et aux implications des écarts d'inflation au sein de la zone euro » (communiqué de presse du 8 mai 2003).

A travers cette déclaration, l'accent est mis sur l'hétérogénéité en termes d'inflation et c'est dans la prise en compte de ces écarts d'inflation que Licheron [2009] voit un élément d'explication à l'inertie de la politique monétaire dans la zone euro. Une interprétation différente est *a priori* possible. D'un côté, la présentation par la BCE d'une justification se référant à des considérations relatives à l'inflation peut s'expliquer par le souci de conserver un discours centré sur ce qui constitue son objectif principal. D'un autre côté, si les écarts d'inflation sont évoqués, c'est bien en référence à un risque de déflation pour certains pays et, derrière ce risque, ce sont implicitement des considérations sur l'activité réelle qui dominent. De fait, des arguments peuvent être développés pour envisager que les divergences d'opinions des gouverneurs de BCN sur les orientations de la politique monétaire se manifestent en référence aux écarts de croissance réelle plus qu'aux écarts d'inflation. En premier lieu, la

priorité statutaire accordée à l'objectif de stabilité des prix constitue pour les banquiers centraux une incitation à accorder leurs préférences sur ce point ; c'est une façon de renforcer leur indépendance et leur réputation en montrant leur détermination et leur capacité à s'acquitter de leur mission. Ensuite, et *a contrario*, dans la mesure où les écarts en termes d'activité réelle conduisent à des situations sensiblement différentes en termes de relations avec les acteurs économiques nationaux, privés et publics, des divergences plus marquées peuvent se manifester entre les gouverneurs des BCN sur l'orientation à donner à la politique monétaire commune. Enfin, d'un simple point de vue concret, il apparaît que les écarts entre pays membres sont à la fois plus importants et plus variables sur les taux de croissance réelle que sur les taux d'inflation (figure 2).

FIGURE 2  
Indicateurs de dispersion des conjonctures économiques  
entre les pays de la zone euro (périmètre variable)



Source des données : Eurostat

### II.3 - La recherche du consensus

Si l'on s'en tient au texte des statuts du SEBC et de la BCE, les décisions de politique monétaire pour la zone euro sont prises à la simple majorité des votes. Sur cette base, Heinemann et Hüfner [2004] proposent une modélisation qui donne un rôle déterminant au membre du conseil occupant la position médiane sur l'éventail des préférences. Dans cette perspective, le problème posé devient celui de la position relative de ce décideur médian par rapport à la situation d'ensemble de la zone. Pour évaluer cette situation et notamment calculer le taux d'inflation agrégé, la référence doit logiquement être l'union considérée comme un tout, ce qui implique des pondérations différentes pour les pays, selon leur dimension économique. Dans la mesure où chaque membre du conseil détient une voix, si l'on suppose que chaque gouverneur de BCN a des préférences biaisées par la situation de son pays d'origine, il n'est pas certain que le choix du décideur médian sera toujours en concordance avec une réponse optimale aux mouvements de la conjoncture de l'union. Dans cette perspective, si le Directoire a cette réponse optimale pour objectif, il devra composer entre cette politique monétaire optimale pour l'union et la politique monétaire souhaitée médiane au sein du conseil. Les modèles développés à la suite de Romer et Rosenthal [1978] pour retracer des procédures de décision sur la base de propositions fermées, ou d'un ordre du jour contrôlé (*controlled agenda*), montrent que le *statu quo* est alors la seule issue possible

dans un certain nombre de configurations. Riboni et Ruge-Murcia [2010] retrouvent ce résultat dans un des modèles qu'ils développent.

Mais le raisonnement en termes de décideur médian, fondé sur la référence à une procédure de vote à la simple majorité oublie que, souvent, la recherche du consensus, ou du moins d'une majorité large, dépasse le cadre des dispositions inscrites dans les textes. A la lumière des résultats d'une analyse empirique portant sur plusieurs Banques centrales, Riboni et Ruge-Murcia [2010] concluent que les modèles de consensus paraissent plus pertinents pour rendre compte de la réalité des choix de politique monétaire et cela quelle que soit la procédure de prise de décision prévue dans les statuts. Dans l'Eurosystème, les présidents de la BCE ont souligné, à de multiples reprises dans leurs déclarations, leur attachement au consensus dans les décisions. Ainsi l'ancien président, Wim Duisenberg, déclarait : « *I try to forge a consensus ... If a discussion were to lead to a narrow majority, then it is more likely that I would postpone a decision* » (cité par Riboni et Ruge-Murcia. [2008]). Analysant les modalités de préparation et de décision de la politique monétaire dans la zone euro, Moutot, Jung et Mongelli [2008] mettent également en exergue cette pratique du consensus.

Sans revenir sur les débats normatifs à propos du mode de fonctionnement optimal des comités de politique monétaire (voir par exemple Vandebussche [2006] ou Blinder [2007]), on peut trouver des arguments pour expliquer que le contexte spécifique d'une union monétaire soit de nature à renforcer une préférence pour le consensus. Dans un tel contexte, la Banque centrale détient le pouvoir monétaire, mais elle doit faire face à – ou composer avec – un pouvoir politique multiple. L'unicité du pouvoir monétaire constitue la force de la Banque centrale, mais cette force n'existe que si la Banque se montre unie. C'est à cette condition qu'elle peut exercer une pression efficace sur les pouvoirs politiques notamment pour orienter la politique économique d'ensemble de la zone et influencer sur l'élaboration du *policy mix* entre une politique monétaire unique et des politiques budgétaires multiples. C'est aussi la condition nécessaire pour qu'elle puisse se forger une réputation qui lui permettra de faire des annonces crédibles. Dans ces conditions, la Banque a tout intérêt à ne pas révéler d'éventuelles divergences entre ses membres, surtout si ces divergences peuvent recouvrir des perspectives nationales différentes.

Cette recherche de consensus est de nature à engendrer une inertie de la politique monétaire d'autant plus grande que l'hétérogénéité est élevée. C'est précisément la crainte d'un renforcement du biais vers le *statu quo* en cas d'élargissement de la zone euro, du fait d'une plus grande hétérogénéité et des possibilités plus nombreuses de coalitions bloquantes, qui a justifié comme nécessaire une évolution de la composition et du fonctionnement du conseil des gouverneurs (Baldwin, Berglöf, Giavazzi et Widgren [2001]).

### III. -ANALYSE EMPIRIQUE DE L'INERTIE DE POLITIQUE MONETAIRE DANS L'EUROSYSTEME

L'analyse qui précède montre que l'attachement au consensus et l'hétérogénéité des économies participantes sont deux aspects spécifiques qui doivent accroître la probabilité du *statu quo* dans les décisions de politique monétaire au sein d'une union monétaire. En l'absence d'informations publiées sur les débats et les votes au sein du Conseil des gouverneurs de la BCE, il n'est pas possible de vérifier directement la pertinence des hypothèses avancées pour expliquer un gradualisme de sa politique monétaire résultant de la procédure de décision. Des éléments de vérification indirecte pourraient être recherchés à travers une comparaison internationale des effets de lissage de taux d'intérêt dans des pays ou zones monétaires aux caractéristiques institutionnelles bien différenciées. Ce type de comparaison exige que l'on soit capable d'isoler ce qui tient à ces cadres institutionnels et ce qui tient à des différences structurelles entre les économies. Pour éviter ce type de difficultés,

nous proposons ici une autre forme de test indirect de l'analyse, la comparaison ne s'inscrivant plus dans l'espace, mais dans le temps. Plus précisément, il s'agit de tester l'existence d'un effet d'inertie qui augmenterait avec l'hétérogénéité des situations nationales au sein de l'union ; en effet, pour un degré donné de consensus souhaité, une plus grande hétérogénéité implique une probabilité plus forte du *statu quo*.

### III. 1 - Inertie et probabilité du *statu quo*

Dans la littérature sur le sujet, les travaux empiriques parlent indifféremment de gradualisme ou d'inertie pour désigner une influence significative de l'endogène retardée dans l'estimation d'une fonction de réaction de type règle de Taylor. L'analyse des processus de décision collégiale qui met en exergue la place particulière de la solution du *statu quo*, invite à distinguer deux aspects dans ce qu'il est convenu d'appeler inertie : d'un côté, la tendance à conserver la même orientation de la politique monétaire d'une période à l'autre ; de l'autre, la modération dans les changements de cette orientation. Cette distinction revient à différencier deux phénomènes de dépendance.

- La première forme de dépendance peut s'apprécier à travers l'étude d'une variable binaire ( $d_t$ ) indiquant l'existence ( $d_t = 1$ ) ou non ( $d_t = 0$ ) d'un changement de politique monétaire. En notant  $i_t$  le taux directeur de la politique monétaire en  $t$ , cette variable binaire est définie par :

$$\begin{cases} d_t = 0 & \text{si } i_t = i_{t-1} \\ d_t = 1 & \text{si } i_t \neq i_{t-1} \end{cases}$$

- La seconde forme de dépendance, de  $i_t$  envers  $i_{t-1}$ , s'envisage lorsque la valeur du taux est modifiée. Il s'agit d'une dépendance conditionnelle puisqu'elle désigne la dépendance de la valeur du taux à sa valeur passée en cas de modification du taux directeur.

Ces deux phénomènes de dépendance sont complémentaires, et non substituables. Le premier type de dépendance influence une probabilité (celle de la modification du taux) alors que le second type influence l'ampleur de la modification du taux. Cette différenciation des deux phénomènes caractéristiques de l'inertie conduit à envisager l'analyse empirique de la politique monétaire à travers un modèle à deux équations.

La première équation, qui explique la probabilité d'un changement de taux, est formalisée à travers l'emploi d'un modèle Probit. A ce niveau, l'inertie de la politique monétaire se caractérise par le fait que les changements de taux se font graduellement (par incréments) et donc successivement. Statistiquement, un changement de taux tend à être suivi d'un autre, et une absence de modification tend de même à être suivie par encore une absence de modification de la valeur du taux. L'inertie de la politique monétaire induit ainsi une dépendance des valeurs successives de  $d_t$ . La dépendance de  $d_t$  envers  $d_{t-1}$  désigne une mesure de dépendance inconditionnelle. Plus elle est importante, et plus la propension de l'autorité monétaire à modifier son taux est subordonnée à l'engagement dans une trajectoire de modification de son taux directeur.

La seconde équation détermine l'ampleur de la variation en cas de changement de taux. Il s'agit d'une équation de type règle de Taylor qui définit la valeur du taux directeur en fonction des écarts à leurs cibles du taux d'inflation et de l'*output gap* et en fonction de sa valeur passée. La dépendance mise en exergue dans cette seconde équation, dépendance de  $i_t$  envers  $i_{t-1}$ , désigne une dépendance conditionnelle puisqu'elle désigne la dépendance de la valeur du taux à sa valeur passée lorsqu'il y a modification du taux directeur.

Le système de deux équations (Probit et équation de Taylor) définit un Tobit généralisé (Tobit de type 2 dans la terminologie de Amemiya [1985]). Cependant, l'estimation d'un

Tobit généralisé est plus sensible que celle d'un simple Probit, et requiert un plus grand échantillon pour obtenir le même degré de précision. Par nature, le modèle est à deux équations, et la seconde est dépendante de la première, puisqu'elle dépend de la réalisation ou non de l'évènement  $d_t = 1$ . Ainsi, la seconde équation doit être estimée uniquement sur les données de changement de taux, ce qui réduit sensiblement la taille de l'échantillon lorsque, de fait, on a observé des périodes relativement longues sans modification du taux directeur (cf. supra Fig.1). Par ailleurs, la seconde équation dépendant de la première, il en résulte que la moindre erreur de spécification commise dans la première se répercute et biaise l'estimation de la seconde.

La plupart des estimations de règle de taux utilisent des taux du marché monétaire plutôt que des données de taux directeur. Comme, sur les marchés, les taux varient continuellement, il n'y a pas de variable binaire  $d_t$  à prendre en compte. La règle de taux peut alors être estimée par des méthodes univariées relativement simples. Ces méthodes font alors généralement apparaître des coefficients de dépendance assez importants. Une telle méthodologie a cependant pour inconvénient de confondre et de mélanger les deux phénomènes d'inertie que nous avons distingués.

A cet égard, la démarche dichotomique d'un Tobit généralisé apparaît plus pertinente. Mais le nombre trop réduit d'observations correspondant à une modification du taux directeur sur la période d'étude rend trop sujet à caution cette estimation d'un Tobit généralisé. Faute de mener une telle analyse complète du phénomène d'inertie, l'analyse économétrique qui suit s'en tient à l'estimation de l'équation Probit. L'explication du choix de modifier ou non la politique monétaire est donc privilégiée par rapport à l'explication du choix de l'ampleur de la modification. Ce choix fait écho aux arguments sur le *statu quo* développés, au plan théorique, en termes d'inertie bureaucratique et de collégialité des décisions. Dans cette approche, si l'hétérogénéité économique des pays au sein de la zone euro influence la politique monétaire, c'est à travers la difficulté de réaliser un consensus au sein du conseil des gouverneurs. L'estimation de la seule équation Probit, adaptée en conséquence, doit permettre de tenir compte de cette influence spécifique et de sa traduction en risque de *statu quo*.

### ***III.2 - Spécification de l'équation à estimer***

L'analyse empirique conduite sur l'ensemble de la période d'existence de l'euro retient comme taux directeur représentatif des choix de politique monétaire, le principal taux de refinancement de la BCE observé à la fin de chaque trimestre (au 31 mars, au 30 juin, au 30 septembre et au 31 décembre). L'utilisation de données de PIB pour rendre compte de l'activité économique impose de raisonner sur données trimestrielles et limite la période couverte par l'estimation : celle-ci s'étend du premier trimestre de l'année 1999 (la variation de taux directeur est calculée au 31 mars 1999 par rapport au 1<sup>er</sup> janvier 1999) au troisième trimestre 2009.

Sur cette période, à vingt reprises, la décision du conseil des gouverneurs a été de laisser la valeur du taux directeur inchangée par rapport à celle du trimestre précédent. La valeur du taux a été modifiée vingt-trois fois. Le calcul sur données trimestrielles conduit à sous-estimer le comptage du nombre de fois où la valeur du taux n'a pas été modifiée. Mathématiquement, il est possible que les variations au cours d'un trimestre se compensent entre elles, donnant l'illusion d'une immobilité au niveau trimestriel, mais cela n'est jamais arrivé depuis la création de la BCE, et il est peu probable qu'une telle éventualité ne survienne jamais, tant le risque est grand que pareil revirement puisse être perçu comme la reconnaissance d'une erreur dans la définition de la politique monétaire.

L'évènement « changement du taux directeur », signalé par  $d_t = 1$ , dépend de la valeur de la variable retardée  $d_{t-1}$ , mais aussi d'autres variables qui peuvent intervenir pour expliquer le

succès ou l'échec du comité à prendre une telle décision de modification du taux. En particulier, l'hétérogénéité des conjonctures nationales qui rend plus difficile l'obtention d'un consensus, accroît la probabilité du *statu quo*. *A contrario*, une meilleure convergence des économies de l'Eurozone sur le plan de l'activité et de l'inflation contribue à faciliter les négociations au sein du conseil des gouverneurs et favorise une prise de décision favorable à une modification de taux. Ainsi, si la production paraît excessive dans tous les pays de l'Eurozone, les membres du comité tomberont facilement d'accord sur une décision de hausse du taux directeur. Si au contraire, la situation est plus partagée, quelques pays de l'Eurozone étant caractérisés par une production excessive, d'autres ayant une production assez faible, il sera plus difficile aux membres du Comité de trouver une « zone d'entente ». Le fait que les économies nationales soient simultanément en surchauffe ou en sous-production rend plus probable une décision de modification du taux directeur. La convergence sur le plan de l'inflation doit aussi être prise en compte, facilitant peut-être aussi une prise de décision en faveur d'une modification du taux directeur.

Notons  $c_t^{\text{infl}}$  et  $c_t^{\text{prod}}$  des indicateurs de convergence des pays de l'Eurozone en matière d'inflation et de production. L'inertie de la politique monétaire et l'effet de la convergence des pays de l'Eurozone sur la prise de décision du comité peuvent être testés à travers l'estimation d'un modèle Probit expliquant la survenance d'une modification de taux :

$$d_t^* = a_0 + a_1 d_{t-1} + a_2 c_t^{\text{infl}} + a_3 c_t^{\text{prod}} + u_t,$$

$$\begin{cases} d_t = 1 & \text{si } d_t^* > 0 \\ d_t = 0 & \text{si } d_t^* \leq 0 \end{cases}$$

où  $u_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma_u^2)$ .

La variable latente (inobservable)  $d_t^*$  peut être interprétée comme une mesure de la propension du comité à modifier son taux directeur<sup>3</sup>. Si cette propension est suffisamment forte ( $d_t^* > 0$ ), il est décidé de modifier le taux ( $d_t = 1$ ). L'inertie de la politique monétaire est alors caractérisée par le paramètre  $a_1 > 0$ . Lorsque le conseil a déjà engagé la Banque centrale dans une stratégie de modification de son taux directeur ( $d_{t-1} = 1$ ), la poursuite de cette politique est probable. Le paramètre  $a_1$  mesure alors l'effet de l'engagement du conseil des gouverneurs dans une politique de modification du taux directeur au cours d'un trimestre sur la propension à poursuivre une telle politique au trimestre suivant. L'absence de gradualisme de la politique monétaire est bien sûr caractérisée par la nullité du paramètre  $a_1$ . Une valeur strictement négative du paramètre estimé n'aurait pas de sens, et serait le signe d'une erreur de spécification du modèle.

De la même façon, on attend des paramètres  $a_2$  et  $a_3$  qu'ils soient positifs (éventuellement nuls), mais pas négatifs. La négativité d'un de ces paramètres devrait être interprétée comme le signe d'une erreur de spécification du modèle. Plus les économies de l'Eurozone sont convergentes sur le plan de l'inflation et de la production, et plus la probabilité d'un consensus sur une modification du taux est grande. Plus les valeurs des paramètres  $a_2$  et  $a_3$  sont importantes, et plus l'effet de la convergence sur la décision du conseil des gouverneurs

---

<sup>3</sup> La propension du conseil des gouverneurs à modifier son taux ne doit pas être confondue avec l'intensité de la modification éventuelle. Ainsi, l'écart du taux d'inflation européen à la valeur cible, et l'*output gap* européen, les arguments traditionnellement utilisés dans la règle de taux, expliquent l'intensité de la modification du taux. Mais les valeurs de ces arguments n'expliquent pas la propension à procéder éventuellement à une modification du taux directeur. Lorsqu'on ajoute ces arguments dans le modèle Probit, les paramètres estimés ne sont pas significatifs.



est important. Une valeur nulle de ces paramètres indiquerait que la décision du comité est indépendante de la situation comparative des économies de l'Eurozone.

Comment mesurer la convergence des économies de l'Eurozone en matière d'inflation et de production ? Notons pour commencer que la dispersion des taux d'inflation et des taux de croissance nationaux ne constitue pas une mesure de divergence des économies de l'Eurozone. Effectivement, la volatilité de l'inflation est croissante avec le niveau d'inflation. Si l'inflation est forte en niveau dans tous les pays européens, les taux d'inflation nationaux risquent de ce fait d'être assez dispersés, alors que pourtant la convergence des économies de l'Eurozone sur le plan inflationniste est grande (puisque l'inflation est excessive dans tous les pays). Le même genre de raisonnement peut être mené pour les taux de croissance.

Soit  $\pi^*$  le taux d'inflation ciblé par la BCE (en base annuelle), estimé comme la moyenne de long terme du taux d'inflation pour la zone euro (la valeur estimée sur la période de l'étude est d'environ 2,04%). Au trimestre  $t$ , on mesure la proportion  $q_{\text{infl},t}$  de pays de la zone euro qui présentent un taux d'inflation<sup>4</sup> supérieur à  $\pi^*$ . Tous les pays sont dans la même situation vis-à-vis de l'inflation (la convergence est alors maximale) si  $q_{\text{infl},t}$  vaut 0 ou 1. La distance de  $q_{\text{infl},t}$  par rapport à 0,5 constitue une mesure de convergence des pays de l'Eurozone vis-à-vis de l'inflation. De façon arbitraire, nous utilisons la distance suivante :

$$c_t^{\text{infl}} = 2 \times |q_{\text{infl},t} - 0,5|.$$

Cette mesure de convergence est comprise entre 0 et 1 ; la convergence est d'autant plus forte que la mesure est proche de 1.

De façon similaire, on note  $y^*$  le taux de croissance de long terme de la zone euro (en base annuelle), estimé comme la moyenne du taux de croissance de la zone euro sur la période de l'étude (la valeur est d'environ 1,50%). Au trimestre  $t$ , on mesure la proportion  $q_{\text{prod},t}$  de pays de la zone euro qui présentent un taux de croissance<sup>5</sup> supérieur à  $y^*$ . Comme précédemment, on construit un indicateur de convergence qui présente les mêmes propriétés :

$$c_t^{\text{prod}} = 2 \times |q_{\text{prod},t} - 0,5|.$$

Contrairement à des mesures de dispersion, ces mesures de convergence sont faiblement corrélées avec le taux d'inflation et le taux de croissance réelle pour l'ensemble de la zone euro. Ainsi, le coefficient de corrélation linéaire entre l'indicateur  $c_t^{\text{prod}}$  et le taux de croissance européen n'est que de 0,0825 ; celui de  $c_t^{\text{infl}}$  avec le taux d'inflation de la zone euro n'est que de 0,0185.

### III.3 - Résultats empiriques et commentaires

L'estimation du Probit par la méthode du maximum de vraisemblance donne les résultats suivants<sup>6</sup> :

$$d_t^* = - 1,28 + 1,10 d_{t-1} + 0,08 c_t^{\text{infl}} + 1,49 c_t^{\text{prod}} + \hat{u}_t$$

(0,036) (0,009) (0,906) (0,057)

Le test de Wald de nullité simultanée des paramètres  $a_1$ ,  $a_2$  et  $a_3$  présente une probabilité critique assez faible (0,02), attestant de la qualité de la régression. Le test de Hosmer-

<sup>4</sup> Les taux d'inflation sont calculés comme les taux de variation de l'indice IPCH non désaisonnalisé (données Eurostat) par rapport au même trimestre de l'année précédente.

<sup>5</sup> Les taux de croissance sont calculés comme le taux de variation du volume du PIB (données Eurostat désaisonnalisées et corrigées des jours ouvrables, mesures de volume chaînées, en millions d'euros, année de référence 2000) par rapport au trimestre précédent.

<sup>6</sup> Les valeurs entre parenthèses indiquent les *p-values* (probabilités critiques) associées aux tests de nullité des paramètres estimés (tests de Wald).

Lemeshow confirme ce jugement (la *p-value* de 0,58 soutient l'hypothèse d'un ajustement correct).

Pour rendre compte de la qualité du modèle, nous avons aussi construit la table de confusion (table de classification) du Probit. Chaque trimestre, ce dernier fournit une probabilité estimée que la BCE change son taux directeur. Lorsque cette probabilité est supérieure à une probabilité seuil  $p^*$ , le modèle prédit un changement de taux. Dans le cas inverse, il prédit l'immobilisme du conseil des gouverneurs (le *statu quo*). Ces prédictions peuvent ensuite être croisées avec les véritables valeurs de la variable binaire  $d_t$ . Pour ce qui est de la valeur seuil  $p^*$ , nous avons retenu successivement les différentes valeurs 0,1 ; 0,2 ; ... 0,9. La valeur seuil  $p^* = 0,7$  maximise le pourcentage de bonnes réponses. Ce pourcentage de bonnes réponses est de 73,8% (il est de 66,7% si on retient une valeur seuil intermédiaire  $p^* = 0,5$ ). Les événements  $d_t = 0$  sont cependant mieux prévus (89,5% de bonnes réponses) que les événements  $d_t = 1$  (60,9% de bonnes réponses). Il semble plus facile de prédire une absence de modification qu'un changement de taux. En d'autres termes, la spécification retenue avec ses indicateurs de convergence paraît mieux adaptée à expliquer le *statu quo*, ce qui doit être rapproché du schéma analytique sous-jacent en termes d'effets de l'hétérogénéité dans une décision collégiale.

Le pourcentage de bonnes réponses du modèle peut aussi être comparé avec celui du modèle naïf, qui se base uniquement sur les fréquences observées des événements  $d_t = 1$  et  $d_t = 0$ . Comme il y a 23 événements de type  $d_t = 1$  dans l'échantillon contre 19 événements de type  $d_t = 0$ , l'événement  $d_t = 1$  est le plus fréquent. C'est donc toujours l'événement prédit par le modèle naïf. Par construction, le pourcentage de bonnes réponses du modèle naïf est de 54,7% (23/42). Le passage de 54,7% à 73,8% constitue une amélioration considérable qui montre la capacité du modèle Probit à expliquer la décision du Comité (le nombre de bonnes réponses augmente de 35%).

De surcroît, les paramètres estimés présentent les signes attendus, et un seul d'entre eux n'est pas significatif. La *p-value* associée au test de nullité de  $a_2$  indique que l'hypothèse de nullité du paramètre est fortement crédible. La plus ou moins grande convergence des économies de l'Eurozone sur le plan inflationniste ne semble pas influencer la prise de décision du conseil des gouverneurs. En effet, du fait d'un discours de la BCE centré sur le taux d'inflation de la zone euro, qui focalise l'attention des marchés et participe à la construction de la crédibilité de la Banque centrale, l'hétérogénéité en matière d'inflation peut difficilement alimenter des divergences d'opinions. Le souci de conserver une attitude consensuelle vis-à-vis de la préoccupation première de la politique monétaire l'emporte et retire à l'hétérogénéité monétaire tout pouvoir d'influer sur le processus de décision du conseil des gouverneurs.

L'hypothèse de stricte positivité des deux autres paramètres d'intérêt,  $a_1$  et  $a_3$ , est quant à elle acceptable. En effet les probabilités critiques sont inférieures à 10% attestant d'une inertie significative et d'un effet de l'hétérogénéité conjoncturelle sur la décision. Les variables explicatives  $d_{t-1}$  et  $c_t^{\text{prod}}$  étant toutes les deux bornées par 0 et 1, on peut comparer directement la valeur de leurs paramètres. On s'aperçoit que la valeur estimée du paramètre  $a_3$  est supérieure à celle de  $a_1$ . Certes, la différence entre les deux paramètres estimés n'est peut être pas significative, mais en aucun cas on ne peut accepter l'hypothèse que  $a_3$  serait inférieur à  $a_1$ . Ainsi, si l'on considère la situation où la BCE serait engagée dans une politique de modification de son taux ( $d_{t-1} = 1$ ) et où toutes les économies de l'Eurozone seraient dans la même situation vis-à-vis de la production ( $c_t^{\text{prod}} = 1$ ), l'effet de la convergence sur la propension du conseil à modifier son taux serait au moins aussi important que l'effet produit par l'inertie.

## CONCLUSION

Sans chercher à se prononcer sur le caractère optimal, ou simplement souhaitable, ou non d'un gradualisme de la politique monétaire, cet article s'est attaché à montrer qu'une partie au moins de l'inertie observée dans les mouvements du taux directeur de l'Eurosystème pouvait s'expliquer par référence aux contraintes sous-jacentes au processus de prise de décision. Plus précisément, cette inertie apparaît comme le résultat d'une tendance à s'en tenir au *statu quo* lorsque la convergence entre les conjonctures économiques réelles des Etats membres est faible.

L'union monétaire ne se doublant pas d'une union politique, les institutions de l'autorité monétaire commune conservent une structure de type fédéral assurant une représentation des Etats membres au sein d'une instance de décision collégiale. Pour asseoir sa position, celle-ci a intérêt à privilégier les solutions de consensus mais l'hétérogénéité économique de la zone est source de difficulté pour faire évoluer ce consensus en dehors du *statu quo*. De fait, l'analyse empirique montre que la probabilité d'une modification du taux directeur est directement affectée par la plus ou moins grande convergence des taux de croissance réelle des pays membres de l'union monétaire. La convergence en termes d'inflation n'apparaît pas avoir une influence comparable. Cela peut se comprendre du fait que tous les membres du conseil des gouverneurs partagent sans doute un attachement relativement fort à la stabilité des prix, principal objectif statutaire, et aussi parce que la situation des pays de l'Eurozone en matière de croissance peut être beaucoup plus différenciée et que les gouverneurs issus des différents pays de la zone peuvent marquer plus facilement leurs divergences sur ce thème, la sensibilité publique à la croissance économique étant certainement plus forte dans un contexte d'inflation maîtrisée.

Au-delà des résultats obtenus sur le cas européen, l'analyse développée ici attire l'attention sur la différenciation de deux aspects caractéristiques du gradualisme de la politique monétaire : d'une part, la propension à modifier ou non la variable instrument de politique monétaire et, d'autre part, l'ampleur de la modification. Ces deux phénomènes complémentaires ne relèvent pas nécessairement des mêmes familles d'explication théorique et on peut suspecter une forme de biais dans les estimations d'équation de type règle de Taylor qui les confondent dans une mesure globale de l'inertie appréciée à travers la seule dépendance de l'instrument à sa valeur antérieure. Il y a là une voie de recherche utile pour enrichir la compréhension des choix de politique monétaire.

## RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Amato, J. D. et Laubach T. [1999], « The Value of Interest Rate Smoothing: How the Private Sector Helps the Federal Reserve », *Economic Review, Federal Reserve Bank of Kansas City*, 84, p. 47-64.
- Amemiya, T. [1985], *Advanced Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Angeloni, I., G. Coenen et F. Smets [2003], « Persistence, the Transmission Mechanism and Robust Monetary Policy », *Scottish Journal of Political Economy*, 50(5), p. 527-549.
- Baldwin, R.E., E. Berglöf, F. Giavazzi et M. Widgren [2001], « Eastern enlargement and ECB reform » *Swedish Economic Policy Review*, 8, p. 15-50.
- Barlevy, G. [2009], « Policymaking under uncertainty: Gradualism and robustness », *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago, 33 (Q2), p. 38-55.
- Barontini, C. et P. Bonzom [2006], « Une banque centrale nationale au sein d'un système fédéral », *Bulletin de la Banque de France*, n° 152, août, p. 35-44.
- Bénassy-Quéré, A. et E. Turkisch [2009], « The ECB Governing Council in an Enlarged Euro Area » *Journal of Common Market Studies*, 47, n°1, p. 25-53.
- Berger, H. and J. de Haan [2002], « Are Small Countries Too Powerful Within the ECB », *Atlantic Economic Journal*, 30, n°3, p. 263-282.
- Bernanke, B. S. [2004], « Gradualism », discours, Seattle 20 mai 2004, (<http://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/2004/200405202/default.htm>).
- Blinder, A. S. [1997], « What Central Bankers Could Learn from Academics and Vice Versa », *Journal of Economic Perspectives*, 11, p. 3-19.
- Blinder, A. S. [1998], *Central Banking in Theory and Practice*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Blinder, A. S. [2007], « On the Design of Monetary Policy Committees », *CEPS Working Paper*, Princeton University, n° 153, septembre.
- Blinder, A. S. et J. Morgan [2005], « Are Two Heads Better Than One ? Monetary Policy by Committee », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37, n°5, p. 789-811.
- Bonzom, P., S. Sa et M.O. Strauss-Kahn [2005], « Interaction entre dimensions économique et institutionnelle de l'intégration régionale : l'expérience européenne », *Bulletin de la Banque de France*, n° 142, octobre, p. 41-59.
- Brainard, W. [1967], « Uncertainty and the Effectiveness of Policy », *American Economic Review*, 57, n°2, p. 411-425.
- Carillo, J., P. Fève et J. Matheron [2007], « Monetary Policy Inertia or Persistent Shocks: A DSGE Analysis », *International Journal of Central Banking*, 3, n°2, juin, p. 1-38.
- Castelnuovo, E. [2007], « Taylor rules and interest rate smoothing in the euro area », *The Manchester School*, 75, n°1, p. 1-16.
- Chappell, H.W., R.R. McGregor et T. Vermilyea [2004] « Majority Rule, Consensus Building, and the Power of the Chairman: Arthur Burns and the FOMC » *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36, n°3, p. 407-422.

- Chappell, H.W., R.R. McGregor et T. Vermilyea [2007a] « The Role of the Bias in Crafting Consensus: FOMC Decision-Making in the Greenspan Era » *International Journal of Central Banking*, 3, juin, p. 39-60.
- Chappell, H.W., R.R. McGregor et T. Vermilyea [2007b] « The persuasive power of a Committee Chairman: Arthur Burns and the FOMC », *Public Choice*, 132, p. 103-112.
- Christian, J.W. [1968], « A Further Analysis of the Objectives of American Monetary Policy », *Journal of Finance*, 23, p. 465-477.
- Clarida, R., J. Gali et M. Gertler [2000], « Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory », *The Quarterly Journal of Economics*, 115, n°1, p. 147-180.
- Consolo, A. et C.A. Favero [2009], « Monetary Policy Inertia: More a Fiction than a fact? », *CEPR Discussion Paper*, n° 7341, juin.
- Cukierman, A. [1991], « Why Does the Fed Smooth Interest Rates? », in M. Belongia (ed.) *Monetary Policy on the 75th Anniversary of the Federal Reserve System*, Boston: Kluwer Academic Publishers, p. 111-147.
- De Lucia, C. [2008], « OÙ en est la Convergence des Economies de la Zone euro ? », *Conjoncture*, BNP Paribas, n° 3, mars.
- Dewald, W.G. et H.G. Johnson [1963], « An Objective Analysis of the Objectives of American Monetary Policy, 1952-1961 » in D. Carson (ed.), *Banking and Monetary Studies*, Homewood Ill.: Richard Irwin Inc., p. 171-189.
- Flamini, et Fracasso [2009], « Household's Preference and Monetary Policy Inertia », *Sheffield Economics Research Paper*, 2009002.
- Gayer, C. [2007], « A fresh look at business cycle synchronization in the Euro Area », *European Economy Economic Papers*, n° 287, septembre.
- Gerlach-Kristen, P. [2004], « Interest rate smoothing: Monetary policy inertia or unobserved variables? », *The B.E. Journal of Macroeconomics (Contributions to Macroeconomics)*, 4, n°1, article 3.
- Gerlach-Kristen, P. [2005], « Too little, too late: Interest rate setting and the costs of consensus », *Economics Letters*, 88, n°3, p. 376-381.
- Gerlach-Kristen, P. [2006], « Monetary policy committees and interest rate setting », *European Economic Review*, 50, n°2, p. 487-507.
- Giuseppe, D. [2008], « Transparence, responsabilité et légitimité de la BCE », Université de Strasbourg, Bulletin de l'Observatoire des Politiques Economiques, n° 18.
- Goodfriend, M. [1991], « Interest rates and the conduct of monetary policy », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 34, p. 7-30.
- Hansen, L. et T. Sargent [2008], *Robustness*, Princeton NJ : Princeton University Press
- Havrilesky, T. et J. Gildea [1995], « The Biases of Federal Reserve Bank Presidents », *Economic Inquiry*, 33, n°1, p. 274-84.
- Heinemann, F. et F.P. Hüfner [2004], « Is the View from the Eurotower Purely European? National Divergence and ECB Interest Rate Policy », *Scottish Journal of Political Economy*, 51, n°4, p. 544-58.

- Howarth, D. [2007], « Running an enlarged euro-zone – reforming the European Central bank : Efficiency, legitimacy and national economic interest », *Review of International Political Economy*, 14, n°5, p. 820-841.
- Jonson, P.D. [1974], « Stabilization Policy in Australia: an Objective Analysis », *The Manchester School of Economic and Social Studies*, 42, n°3, p. 259-276.
- Kobayashi, T. [2010], « Policy irreversibility and interest rate smoothing », *Munich Personal RePEc Archive MPRA*, n° 19931, janvier.
- Levin, A., V. Wieland et J. Williams [1999], « Robustness of Simple Monetary Policy Rules under Model Uncertainty », in J.B. Taylor (ed.) *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press, p. 263-299.
- Licheron, J. [2007], « Explaining inflation differentials in the euro area: Evidence from a dynamic panel data model », *Economie Internationale*, n° 112, p. 73-97
- Licheron, J. [2009], « Politique monétaire de la bce et inertie des taux d'intérêt. Quel rôle pour les indicateurs d'inflation nationaux ? », *Revue économique*, 60, n°3, p. 713-725
- Loisel, O. [2006], « L'élaboration de la politique monétaire dans la zone euro et aux Etats-Unis », *Bulletin de la Banque de France*, n°156, décembre, p. 63-72
- Lombra, R. et M. Moran [1980], « Policy Advice and Policy Making at the Federal Reserve », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 13, p. 9-68.
- Lowe, P. et L. Ellis [1997], « The smoothing of official interest rates », in P. Lowe (ed.) *Monetary Policy and Inflation Targeting: Proceeding of a Conference*, Reserve Bank of Australia, p. 286-312.
- Meade, E.E. [2005], « The FOMC: Preferences, Voting, and Consensus », *Federal Reserve Bank of St. Louis, Review*, 87, mars/avril, p. 93-101.
- Meade, E.E. et D.N. Sheets [2002], « Regional Influences on U.S. Monetary Policy: Some Implications for Europe », Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, *Discussion Paper*, n° 523 et Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.), *International Finance Discussion Paper*, n° 721.
- Meade, E.E. et D.N. Sheets [2005], « Regional Influences on FOMC Voting Patterns », *Journal of Money Credit and Banking*, 37, n°4, p. 661-677.
- Moutot, P., A. Jung et F.P. Mongelli [2008], « The Workings of the Eurosystem Monetary Preparation and Decision-Making – selected issues » European Central Bank, *Occasional Paper Series*, n° 79, janvier.
- Okun, A.M. [1970], *The Political Economy of Prosperity*, Washington, Brookings Institution.
- Orphanides, A. [2003], « Monetary Policy Evaluation with Noisy Information », *Journal of Monetary Economics*, 50, avril, p. 605-31.
- Orphanides, A., R. Porter, D. Reifschneider, R. Tetlow et F. Finan [2000], « Errors in the Measurement of the Output Gap and the Design of Monetary Policy », *Journal of Economics and Business*, 52, p. 117-41.
- Orphanides, A. et J. Williams [2002], « Robust Monetary Policy Rules with Unknown Natural Rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, 2, p. 63-118.

- Riboni, A. et F.J. Ruge-Murcia [2010], « Monetary Policy by Committee: Consensus, Chairman Dominance or Simple Majority? », *Quarterly Journal of Economics*, 125, n°1, p. 363-416.
- Romer, T. et H. Rosenthal [1978], « Political Resource Allocation, Controlled Agendas, and the Status Quo », *Public Choice*, 33, n°4, p. 27-43.
- Rotemberg, J.J. et M. Woodford [1999], « Interest Rate Rules in an Estimate Sticky Price Model », in J.B. Taylor (ed.), *Monetary Policy Rules*, Chicago: University of Chicago Press, p. 57-119.
- Rudebusch, G. D [2002], « Term structure evidence on interest rate smoothing and monetary policy inertia », *Journal of Monetary Economics*, 49, n°6, p. 1161-1187.
- Rudebusch, G. D. [2006], « Monetary policy inertia: Fact or fiction ? », *International Journal of Central Banking*, 2, n°4, decembre, p. 85-135.
- Sack, B. et V. Wieland [2000], « Interest-rate smoothing and optimal monetary policy: A review of recent empirical evidence », *Journal of Economics and Business*, 52, n°1-2, p. 205-228.
- Samuelson, W. et R. Zeckhauser [1988], « Status quo bias in decision making », *Journal of Risk and Uncertainty*, 1, p. 7-59.
- Söderström, U. [2002], « Monetary Policy with Uncertain Parameters », *Scandinavian Journal of Economics*, 104, p. 125-45.
- Taylor, J.B. [1993], « Discretion versus policy rules in practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 195-214.
- Ullrich, K. [2006], « The Impact of Country-Specific Economic Developments on ECB Decisions », Center for European Economic Research ZEW Mannheim, *Discussion paper*, n° 06-049, juin.
- Vandenbussche, J. [2006], « Elements of Optimal Monetary Policy Committee Design », *IMF Working Papers*, 06/277, decembre.
- Wildavsky, A. [1964], *The Politics of the Budgetary Process*, Boston, MA: Little, Brown.
- Wintrobe, R.L. [1982], « The Optimal Level of Bureaucratization within a Firm », *The Canadian Journal of Economics*, 15, n°4, November, p. 649-668.
- Woodford, M. [1999], « Optimal monetary policy inertia », *The Manchester School*, 67, s1, p. 1-35.
- Woodford, M. [2000], « Pitfalls of Forward-Looking Monetary Policy », *American Economic Review*, 90, p. 100-104.
- Woodford, M. [2003], « Optimal Interest-Rate Smoothing », *Review of Economic Studies*, 70, p. 861-886.
- Woolley, J.T. [1984], *Monetary Politics: The Federal Reserve and the Politics of Monetary Policy*, Cambridge: Cambridge University Press.