

Règle de Taylor et politique monétaire dans la zone euro

Jean-Stéphane Mésonnier & Jean-Paul Renne *

Cette version : 19 avril 2004

Résumé

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

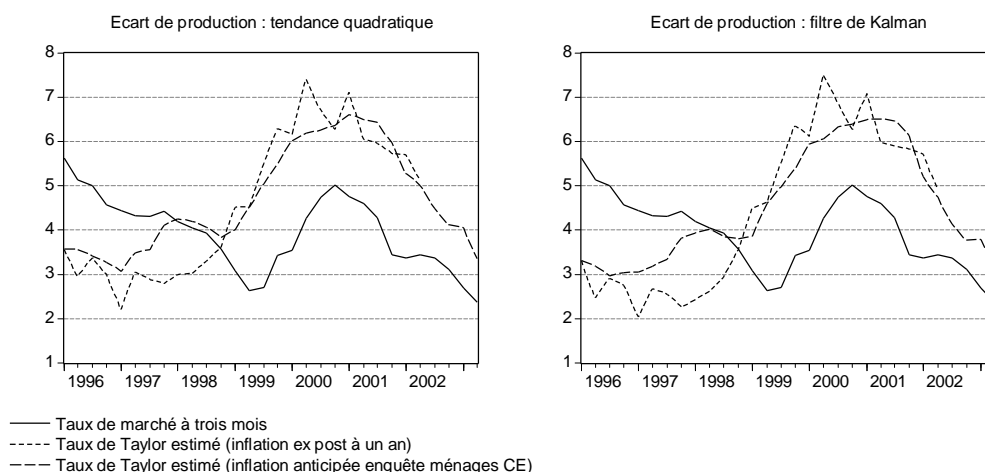
Mots-clefs : Banque centrale européenne, règle de Taylor, politique monétaire.

* Banque de France, Service d'études sur les politiques monétaire et financière, 41-1422 DEER-SEPMF, 75049 PARIS Cedex 01. - Mél. : jean-stephane.mesonnier@banque-france.fr. Les auteurs remercient leurs collègues Laurent Clerc, Eric Jondeau, Hervé Le Bihan, Jean-Guillaume Sahuc et Adrien Verdelhan pour leurs remarques sur une première version de ce papier. Nous restons bien entendu seuls responsables des erreurs ou insuffisances éventuelles. Les opinions exprimées sont exclusivement celles de leurs auteurs et n'engagent pas la Banque de France.

Synthèse non-technique de l'étude

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

Taux de Taylor estimé et taux de marché à court terme dans la zone euro



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

La règle *forward-looking* proposée rend assez bien compte de la politique monétaire dans la zone euro depuis le début de la décennie 1990, une interprétation économique pertinente des résultats semblant plus difficile sur la période antérieure, plus éloignée de l'introduction de l'euro. Nos résultats, qualitativement proches de ce que l'on peut tirer de la règle *ad hoc* de référence, suggèrent que la politique monétaire a été plutôt restrictive avant l'entrée en UEM et plutôt accommodante après. La baisse du principal taux directeur de la BCE en avril 1999 n'est pas validée *ex post* par la règle. Cette divergence traduit peut-être une erreur de mesure de la part de la BCE quant au niveau de la croissance potentielle du PIB à cette date. Sur la base d'anticipations d'inflation partiellement estimées, l'écart qui en a résulté s'est substantiellement réduit depuis le début de 2001. Compte tenu à la fois des incertitudes de mesure et des prévisions d'inflation et d'activité disponibles à la date de rédaction, le taux de Taylor estimé semble enfin compatible à mi-2003 avec le taux d'intérêt nominal à court terme observé.

Conformément à la quasi-totalité des résultats d'études similaires, nos estimations de règles de Taylor par la méthode des moments généralisés (MMG) présentent des indices d'un comportement non-stationnaire des données. Puisque l'estimation de notre fonction de réaction repose sur l'hypothèse de stationnarité des séries, nous avons jugé utile de mener en complément une étude s'appuyant sur l'hypothèse alternative de non-stationnarité sur la période 1985-2003. Les résultats confirment la robustesse de la règle estimée en montrant que la prise en compte d'éventuelles racines unitaires aboutit à des résultats compatibles avec ceux de la première estimation..

1. Introduction et brève revue de littérature

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

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

L'équation simple proposée en 1993 par John Taylor pour représenter le comportement la Réserve fédérale de 1987 à 1992 s'est progressivement imposée comme une règle de référence pour la plupart des travaux empiriques, bien que sa vocation initiale ait été plus descriptive que normative. Le niveau du taux d'intérêt nominal de court terme y est déterminé par celui de deux variables « explicatives » - inflation et écart de production- munies de poids *ad hoc* :

$$i_t = p_t + \bar{r} + 0.5(p_t - \bar{p}) + 0.5 y_t$$

où i_t représente le taux directeur de la banque centrale (le taux des Fonds fédéraux en l'occurrence), p_t le taux d'inflation courant, y_t l'écart de production (en pourcentage du PIB potentiel), \bar{r} le taux d'intérêt réel d'équilibre et \bar{p} l'objectif d'inflation de long terme (tous deux supposés égaux à 2 % dans l'article de Taylor). Sur un mode plus élaboré, d'autres règles normatives, généralement qualifiées alors d'optimales, peuvent être dérivées de petits modèles macroéconomiques qui comprennent une équation spécifiant la « fonction de perte » de la banque centrale, c'est-à-dire censée représenter l'importance relative des objectifs qu'elle poursuit.

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

Les raisons de l'intérêt que de telles représentations suscitent parmi les macro-économistes, y compris au-delà des cercles académiques chez les économistes de banques commerciales qui font profession de commenter les actions des banques centrales (*Central bank watchers*), sont doubles. Il s'agit d'abord, en particulier pour les acteurs de marché, de se doter d'un outil permettant de mieux anticiper les modifications de taux d'intérêt directeurs, ensuite, une fois la règle intégrée à un petit modèle macro-économique, de fournir un outil pratique pour évaluer la contribution de la politique monétaire aux évolutions économiques constatées. A cet égard, il est vrai que l'utilisation de règles de politique monétaire par les banques centrales, à des fins de communication externe comme de guides pour l'action, suscite de sérieuses réserves (cf. par exemple BCE, 2001, pour une synthèse et Svensson (2003) pour une critique de leur utilisation *a minima* comme « référence » -*guideline*). Néanmoins, une règle de Taylor estimée à partir de la chronique de taux à court terme peut être utile pour une banque centrale, à la fois pour rationaliser *ex post* l'élément systématique de son comportement passé et pour répondre aux évaluations de sa réactivité que lui retournent les *central bank watchers*.

Ce papier propose d'estimer la fonction de réaction de la politique monétaire dans la zone euro selon deux techniques alternatives, selon que l'hypothèse de stationnarité des séries chronologiques utilisées est ou non rejetée. L'estimation d'une fonction de réaction de la banque centrale dans la zone euro se heurte au problème spécifique de la création récente de la BCE. Les techniques économétriques mises

en œuvre pour estimer une règle de type Taylor requièrent en effet nettement plus de données que ses quelques cinq années d'existence.

Deux options ont été envisagées dans la littérature pour pallier ce manque de recul historique. La première option, dans la lignée d'articles comme ceux de Clarida et al. (1998) et Bernanke et Mihov (1997), consiste à estimer avant 1999 la fonction de réaction de la *Deutsche Bundesbank* et à l'utiliser comme référence pour évaluer la politique conduite après 1999 par la BCE. Ainsi, Faust et al. (2001) comparent le niveau du taux d'intérêt fixé par la BCE à un taux déduit d'une fonction de réaction de la *Bundesbank* estimée sur la période 1985-1999. Ils suggèrent que le taux d'intérêt nominal à court terme constaté dans la zone euro depuis 1999 est inférieur au taux qu'aurait choisi la *Bundesbank* sur la base des mêmes données d'inflation et d'activité. L'explication retenue par les auteurs est que la BCE accorderait un poids relatif plus important à l'écart de production que ne le faisait la banque centrale allemande au cours de la période de convergence.

La seconde option consiste à estimer la fonction de réaction d'une BCE pour partie fictive en utilisant pour la période antérieure à 1999 des données relatives à une zone euro reconstituée. Cette option revient à faire l'hypothèse d'une relative homogénéité de comportements des principales banques centrales fondatrices, malgré les crises que le mécanisme de change européen a traversées jusqu'au milieu des années 1990. A la suite de Peersman et Smets (1998) qui travaillent sur une zone euro limitée à cinq pays avant 1999, plusieurs études récentes s'inscrivent dans cette perspective. Gerdesmeier et Roffia (2003), sur la base de séries de données mensuelles pour la zone euro depuis 1988, tentent un grand nombre de spécifications alternatives et suggèrent que l'écart de la croissance de M3 à sa valeur de référence entre significativement parmi les déterminants de la fonction de réaction de la BCE fictive qu'ils étudient. Quelle que soit la spécification envisagée, ils relèvent également que les coefficients d'inflation et de PIB obtenus ne s'écartent guère des valeurs proposées par Taylor dans son article fondateur, les valeurs affichées se situant respectivement entre 1,9 et 2,2 pour l'inflation et entre 0,1 et 0,5 pour l'écart de production mesuré à partir de l'indice de la production industrielle. Surico (2003) estime sur une période plus courte (1997-2002) une règle de politique monétaire non-linéaire pour la zone euro et conclut que la BCE semble réagir symétriquement aux écarts –positifs ou négatifs– de l'inflation par rapport à son objectif, mais accorder plus de poids aux contractions de l'activité qu'aux écarts de production positifs de même ampleur. Enfin, alors que la plupart des études empiriques disponibles mettent en œuvre la méthode des moments généralisée, Sahuc (2003) estime par maximum de vraisemblance sur la période 1974-2000 un petit modèle macroéconomique composé de courbes IS et de Phillips hybrides et d'une règle de Taylor standard avec inflation anticipée et lissage du taux d'intérêt. Toutefois, il utilise des données annuelles issues de la base de l'OCDE, ce qui réduit la portée pratique de ses résultats du point de vue de la recherche d'indicateurs utiles à la politique monétaire, et obtient une semi-élasticité du taux de Taylor à l'écart de production très élevée (2,61) par rapport aux résultats habituels.

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

L'objectif de cette étude, après une première estimation réalisée à la veille de l'entrée en Union monétaire par Verdelhan (1999), est de fournir un outil d'évaluation de la politique monétaire européenne relativement simple et le plus standard possible. On fait ainsi abstraction d'un certain nombre de débats qui ont marqué la littérature sur les règles de politique monétaire au cours des dernières années pour se concentrer sur la spécification de base la plus répandue¹. La règle de Taylor de type *forward-looking* qui est proposée *in fine* pour la zone euro à douze pays n'a pas vocation à édicter une norme mais à permettre de comparer les décisions contemporaines de la BCE à l'élément

¹ Parmi ces débats, on peut citer la mise en cause de l'hypothèse de lissage du taux directeur par la banque centrale (cf. pour une revue Castelnovo, 2003), l'impact de la prise en compte des données disponibles en temps réel plutôt que des données révisées disponibles seulement *ex post* (Orphanides, 2001), le caractère ou non déstabilisateur d'une règle réagissant à l'inflation anticipée (cf. par exemple Carlstrom et Fuerst, 2000), ainsi que l'ajout de variables explicatives additionnelles, notamment monétaires (cf. par exemple Gerlach et Svensson, 2002, pour une utilisation du *real money gap* dans le cas de la BCE).

systématique de la politique monétaire qui a prévalu en moyenne dans la zone euro au cours des deux dernières décennies.

Par rapport à l'article de Verdelhan (1999), notre étude bénéficie tout d'abord de l'information qu'apportent quatre années d'Union monétaire effective. Cette information est pleinement utilisée puisque les estimations prennent en compte les données disponibles jusqu'au deuxième trimestre 2003. Un deuxième apport de notre travail réside dans l'utilisation d'un écart de production pour la zone euro estimé à partir d'un petit modèle macro-économique dynamique par la technique du filtre de Kalman, parallèlement aux écarts de production utilisés généralement dans la littérature sur les règles de politique monétaire qui s'appuient sur des tendances de PIB extraites par des méthodes statistiques plus élémentaires (filtre HP, tendance quadratique, voire tendance coudée). Nous pouvons dès lors affiner l'étude de la robustesse de nos résultats en donnant un aperçu plus large que Gerdesmeier et Roffia (2003) de l'impact de la mesure de l'écart de production, variable inobservable, sur les coefficients d'inflation et de PIB. Enfin, suivant la critique formulée par Gerlach-Kristen (2003) des estimations standard lorsque la stationnarité des variables n'est pas acquise, nous distinguons le cas de stationnarité du cas polaire de non-stationnarité du jeu de variables. L'ensemble de ce travail permet de déboucher sur une règle de Taylor pour la zone euro jugée suffisamment robuste.

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

2. Données

2.1 Les sources

Ce travail porte sur la zone euro « synthétique » à 12 pays sur la période 1970Q1 – 2003Q2. Des données mensuelles ont parfois été utilisées dans d'autres études, en dérivant un écart de production d'un indice de production industrielle (Clarida, Galí et Gertleer, 1998 ; Faust, Rogers et Wright, 2001) ou en utilisant des techniques de mensualisation du PIB (Gerdesmeier et Roffia, 2003). Nous avons retenu ici des données trimestrielles afin d'utiliser les séries de PIB. On peut considérer en outre que le choix d'une fréquence trimestrielle plutôt que mensuelle ne diminue pas l'intérêt d'élaborer un outil de diagnostic comme un taux de Taylor dans la mesure où la politique monétaire est orientée vers un objectif de maintien de la stabilité des prix à moyen terme.

En ce qui concerne le PIB et l'inflation, les données officielles d'Eurostat sont utilisées dès qu'elles sont disponibles (respectivement 1991Q1 et 1992Q1). Pour les années précédentes, les données de la base de données AWM (Area-Wide Model) de Fagan, Henry et Mestre (2001) ont été retenues². Cette base de données disponible sur le site de la BCE propose un grand nombre de séries relatives à une zone euro « synthétique » à 11³ depuis 1970Q1 jusqu'à 1998Q4. Les données sont trimestrielles et corrigées des variations saisonnières. Des moyennes géométriques sont utilisées pour l'agrégation des données, les poids nationaux correspondant aux poids relatifs des PIB en 1995. Les taux courts sont des taux à trois mois. Les données de la base AWM proviennent de la BRI et de la base AMECO de la

² La base AWM est fréquemment utilisée pour reconstituer l'historique de la zone euro (cf. Rieu, 2002). La rétropolation du PIB s'appuie sur la régression des taux de croissance de la série Eurostat sur ceux de la série AWM. Celle de l'IPCH est obtenue par l'ajustement proportionnel de la série de l'IPCH de la base de donnée AWM de telle sorte que les IPCH du premier trimestre 1992 (première donnée Eurostat disponible) coïncident.

³ Belgique, Allemagne, Espagne, France, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Autriche, Portugal, Finlande.

Commission européenne, puis du Bulletin mensuel de la BCE. L'EURIBOR est utilisé à partir de 1999Q1.

Les données reconstituées sont visualisées en annexe (graphiques A.1 et A.2). On note que la série de PIB retenue est comparable en glissement annuel à celle que d'autres auteurs ont utilisée pour la zone euro à onze, bien que la prise en compte de la Grèce en modifie naturellement le niveau (cf. graphique A.3). La prise en compte de la réunification allemande paraît en particulier acceptable par comparaison aux séries reconstituées par l'OCDE et Rieu (2002).

2.2 Construction des écarts de production

Afin de tester la robustesse des résultats, quatre écarts de production ont été utilisés dans l'étude. Les deux premiers sont issus de filtres de Hodrick-Prescott (avec des coefficients de lissage des logarithmes du PIB égaux à 7000 et 1600⁴). Le troisième a été obtenu par utilisation d'un modèle à composantes inobservables décrivant en deux équations une économie simplifiée. Le filtre de Kalman permet d'estimer l'écart de production intervenant dans ce modèle espace-état⁵. La dernière mesure repose sur l'expression de la production potentielle comme fonction quadratique du temps. Ces écarts de production sont respectivement notés y_t^1 , y_t^2 , y_t^3 et y_t^4 (cf. graphique A.4). L'Annexe II explique brièvement la démarche et les spécifications considérées pour l'estimation de y_t^3 .

2.3 Les tests de stationnarité des séries

Trois tests standard ont été utilisés pour l'étude de la stationnarité des séries : le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF), le test de Philips-Perron (PP) et le test Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Selon les séries, ces tests ont été effectués avec ou sans inclusion de constante et de tendance déterministe (cf. Annexe 1). On rappelle que l'hypothèse nulle des deux premiers tests est la présence d'une racine unitaire, alors que celle du dernier est la stationnarité de la série considérée.

Le tableau A.1 de l'Annexe 1 montre les résultats de ces tests pour les séries de taux d'intérêt nominal à trois mois, l'inflation et les différents écarts de production sur la période 1979Q1 – 2003Q2. Les résultats des différents tests ne sont pas unanimes. Le taux d'intérêt est stationnaire au seuil de 10% si l'on ajoute une tendance. D'après les trois tests, l'inflation ne serait pas stationnaire. En ce qui concerne les écarts de production, les tests sont globalement favorables à la stationnarité des séries, conformément à l'intuition ⁶.

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

3.1 Spécification de l'équation

Nous reprenons pour cette partie de l'étude la méthodologie désormais standard proposée par Clarida, Galí et Gertler (1998) –CGG dans la suite– pour le G3 et trois pays européens (France, Italie, Royaume-Uni) de 1979 au début des années 1990⁷. On suppose qu'il est possible de décrire le comportement de la banque centrale par une version *forward looking* de la règle de Taylor qui intègre un mécanisme d'ajustement partiel du taux d'intérêt, soit une équation du type :

4 Ces coefficients ont été préconisés par le réseau PIB potentiel (cf. Bulletin mensuel n°103 de la Banque de France).

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

6 Les tests sont toutefois assez contrastés concernant le quatrième écart de production.

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

$$i_t = (1 - r)[\bar{i} + a(E(p_{t+n}|I_t) - \bar{p}) + bE(y_t|I_t)] + ri_{t-1} + e_t \quad (3.1)$$

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

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

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

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

$$\tilde{i}_t = \bar{i} + a(E(p_{t+n}|I_t) - \bar{p}) + bE(y_t|I_t)$$

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

On note, comme l'expliquent CGG, que cette formulation de la fonction de réaction de la banque centrale est assez générale pour rester compatible avec –et éventuellement s'insérer dans- un ensemble large de modèles macroéconomiques, pourvu que l'on retienne l'hypothèse néo-keynésienne de rigidité des prix et des salaires à court terme. On peut montrer que de telles règles sont alors optimales pour une banque centrale dont la fonction de perte est quadratique en l'inflation et l'écart de PIB (i.e. qui cherche à minimiser la somme des variances de ces deux variables)⁸. Enfin, l'écart de production est compris ici comme l'écart du PIB au niveau qu'il atteindrait si les prix et les salaires étaient parfaitement flexibles.

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

⁸ Les anticipations d'inflation et d'écart de production qui interviennent dans la règle de Taylor dépendent de la modélisation de l'économie retenue par les autorités monétaires. Dans une contribution récente, Levin, Wieland et Williams (2003) montrent qu'une règle qui prend en compte les anticipations d'inflation à horizon d'un an et l'écart de production courant constitue une réponse efficace et robuste à l'incertitude liée à la modélisation.

$$i_t = (1 - r)[ap_{t+4} + by_t + g] + ri_{t-1} + n_t \quad (3.2)$$

Où $g = \bar{i} - a\bar{p}$ avec \bar{p} l'objectif d'inflation de long terme, soit en termes réels $\bar{r} = \bar{i} - \bar{p} = g + (a - 1)\bar{p}$

et $n_t = -(1 - r)[\bar{i} + a(p_{t+4} - E(p_{t+4}|I_t)) + b(y_t - E(y_t|I_t))] + e_t$

On note que le taux d'intérêt réel d'équilibre, qui dans ce cadre ne dépend que de facteurs réels, et l'objectif d'inflation ne peuvent être estimés simultanément. Sur la base des résultats affichés par Bordes et Clerc (2003) et compte tenu de la clarification récente de la stratégie de la BCE annonçant un objectif de moyen terme « inférieur à mais proche de 2 % », on retient un objectif d'inflation de 1,8 %. Il est clair toutefois que cette valeur, si elle caractérise aujourd'hui la stratégie de politique monétaire de la BCE, ne rend pas compte de l'objectif qui pouvait prévaloir avant l'introduction de l'euro, notamment lors de la phase de désinflation. Le taux d'intérêt réel d'équilibre associé, supposé constant sur la période d'estimation (cf. *infra*), sera donc probablement trop faible pour la décennie 1980 et une partie de la décennie 1990. On touche là cependant une limite bien connue de l'estimation de fonctions de réaction de banque centrale sur des périodes marquées par des changements de régime d'inflation voire de politique monétaire⁹.

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

La méthode MMG, qui généralise plusieurs autres méthodes dont les MCO et les moindres carrés en deux étapes avec variables instrumentales, présente plusieurs avantages pour l'estimation de ce type d'équation. En particulier, il n'est pas nécessaire de spécifier la distribution des résidus et donc par exemple de vérifier que ceux-ci suivent une loi normale. La seule contrainte, lorsque l'on met en œuvre cette méthode avec des variables instrumentales, consiste à choisir un jeu d'instruments orthogonal aux résidus. Sous l'hypothèse que cette condition est réalisée, l'estimateur de la MMG est convergent et asymptotiquement non-biaisé. Si les instruments sont en outre corrélés aux variables explicatives, l'estimateur est asymptotiquement normalement distribué¹⁰.

Comme l'illustre la section suivante, les résultats d'une telle estimation sont toutefois très sensibles à la modification à la marge d'un certain nombre d'hypothèses. Afin de permettre d'évaluer la robustesse de la fonction de réaction retenue, on procède donc à plusieurs estimations concurrentes correspondant à des choix différents pour la période de référence, l'écart de production et le nombre d'instruments¹¹ :

- choix de la période d'estimation : deux périodes sont retenues, 1979T1-2003T2 et 1985T1-2003T2. Comme l'inflation anticipée est mesurée par l'inflation réalisée *ex post*, l'équation estimée ne permet de calculer le taux de Taylor que jusqu'en 2002T2. Le choix de la bonne

⁹ La prise en compte de cette limite plaide pour l'estimation d'un taux d'intérêt réel d'équilibre variant dans le temps. L'estimation économétrique d'un tel « taux naturel » pour la zone euro fait partie des prolongements envisagés à cette étude.

¹⁰ La mise en œuvre pratique de la MMG impose un certain nombre d'hypothèses techniques (cf. Florens et al., 2002, pour une discussion de l'impact des différentes options sur l'estimation d'une fonction de réaction de la Réserve fédérale). Nous utilisons ici une matrice de poids compatible avec la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation, calculée avec le kernel de Bartlett et une largeur de bande fixe égale à 4. L'estimation est conduite par itération séquentielle sur la matrice de poids et sur les paramètres.

¹¹ Gerdesmeier et Roffia (2003) comparent pour leur part les équations estimées avec différents types d'écart de production (calculé à partir de l'IPI ou du PIB mensualisé, la tendance étant extraite sous forme de tendance coudée, quadratique ou via un filtre HP), trois mesures de l'inflation (IPCH, IPCH hors énergie et alimentaire frais, déflateur mensualisé du PIB) et l'inclusion de variables explicative additionnelles : taux de change, taux d'intérêt à court terme américain, déviation de la croissance de M3 par rapport à sa valeur de référence.

période résulte d'un arbitrage entre plusieurs contraintes. Tout d'abord, la méthode MMG impose de disposer d'un échantillon le plus large possible : l'estimateur MMG des paramètres de l'équation ne présente de qualités satisfaisantes qu'asymptotiquement. Toutefois, la reconstitution d'une zone euro et d'une BCE fictives sur la période antérieure à l'UEM, déjà contestable sur les années 1990 du fait des crises du SME alors que les phases I puis II de l'Union monétaire sont engagées et que la désinflation est bien avancée dans les principaux pays, prend un caractère fictif de plus en plus marqué à mesure que l'on s'éloigne davantage de 1999. Enfin, on peut juger opportun de retenir un échantillon correspondant à un nombre entier de cycles économiques, de façon à limiter le biais affectant la mesure du « taux d'intérêt réel d'équilibre » qui est directement déduit de la constante de l'équation estimée. En supposant que l'économie de la zone euro se trouve au voisinage d'un creux de cycle au premier semestre 2003, les débuts de périodes envisageables sont alors 1975T1 (trois cycles entiers) ou 1985T1 (deux cycles entiers)¹². Travailler sur un échantillon débutant en 1975 présente cependant un sens économique incertain, tandis que retenir 1985 comme début d'échantillon restreint le nombre de points observables en deçà du raisonnable pour l'utilisation de la MMG dans la mesure où nous travaillons sur des données trimestrielles¹³. En conclusion, nous retenons la période débutant en 1979T1, date qui présente l'intérêt institutionnel de correspondre à l'introduction du Système monétaire européen et l'intérêt technique d'allonger significativement les séries par rapport à l'échantillon débutant en 1985. A titre d'illustration, les estimations réalisées sur la période 1985-2003 sont toutefois présentées dans la suite.

- Écart de production : différentes méthodes sont employées dans la littérature pour mesurer le niveau potentiel de production, qui est une variable inobservable, et en déduire un écart de production¹⁴. Quatre méthodes sont utilisées alternativement ici, la tendance étant estimée respectivement par un filtre HP, un filtre de Kalman ou comme une tendance quadratique. Les filtres HP et les tendances polynomiales (quadratique ou cubique) sont couramment utilisées dans la littérature empirique consacrée aux fonctions de réaction des banques centrales (cf. Tableau 3.2 *infra*). L'utilisation concurrente d'un PIB potentiel estimé par un modèle à composantes inobservables (filtre de Kalman) pour la détermination d'une fonction de réaction de type Taylor constitue par contre une particularité de cette étude¹⁵. L'écart de production est exprimé en pourcentage comme la différence logarithmique du PIB et de son potentiel.
- Choix des instruments et nombre d'instruments : avec la MMG, la convergence asymptotique de l'estimateur des paramètres est plus rapide si le nombre d'instruments est plus élevé mais le biais de l'estimateur en échantillon fini s'accroît. Ainsi, lorsque le nombre d'instruments tend vers le nombre d'observations des séries utilisées, l'estimateur MMG tend vers l'estimateur, biaisé, des MCO¹⁶. Par souci de simplicité, on limite ici, comme Florens, Jondeau et Le Bihan (2002), le choix des instruments du modèle de base aux retards des variables de l'équation (2). Les résultats sont présentés pour un ensemble d'instruments comprenant les retards 2 à 6 (respectivement 8) du taux d'intérêt et les retards 1 à 6 (respectivement 8) de l'inflation et de l'écart de production. Dans un deuxième temps, on introduit comme instrument supplémentaire les valeurs retardées d'un taux *forward* de 5 à 10 ans estimé pour l'Allemagne, puis le taux long de la zone euro. Ces deux dernières variables instrumentales sont utilisées comme *proxy* des anticipations d'inflation dans la zone euro. La statistique J présentée dans les tableaux A.3 et A.4 en annexe 4 permet de vérifier que les restrictions sur-identifiantes (au nombre de $q-p$, où q est le nombre d'instruments et p le

¹² Les creux de cycles sont identifiés sur la base de l'information fournie par nos quatre écarts de production, calculés rétrospectivement sur l'ensemble des trois dernières décennies.

¹³ La période 1985T1 à 2002T2 correspond à 70 observations en fréquence trimestrielle. A titre de comparaisons, CGG disposent de 176 points pour estimer la fonction de réaction de la Bundesbank et GR de 194 points pour celle de la BCE (dans sa version avec anticipations d'inflation à horizon d'un an).

¹⁴ Cf. le dossier sur la croissance potentielle présenté dans le Bulletin mensuel de la Banque de France de juillet 2002.

¹⁵ Peersman et Smets (1998), puis Smets (1998) estiment ce type de modèle à composantes inobservables et en déduisent des règles monétaires optimales de différentes formes après avoir spécifié une fonction de perte pour la banque centrale. Ils n'utilisent pas l'écart de production obtenu pour estimer une fonction de réaction.

¹⁶ Cf. Johnston et Dinardo (1997), page 157.

nombre de paramètres à estimer) sont acceptées. Les *p-values* dérivant des distributions asymptotiques sont toutes largement supérieures à 0,50 et souvent proches de l'unité, ce qui conduit à accepter systématiquement ces restrictions sur-identifiantes liées aux instruments. Cependant, il est bien connu que de telles inférences statistiques se basant sur la théorie asymptotique peuvent être trompeuses lorsque l'on travaille sur des échantillons finis. Aussi, une procédure de type *bootstrap* a-t-elle été mise en œuvre afin d'estimer la vraie distribution de la statistique *J* en échantillon fini et d'améliorer la précision du test qui lui est associé (noté *J-test* dans les tableaux de résultats A.3 à A.5 en annexe)¹⁷.

3.2 Résultats de l'estimation

Les résultats des différentes estimations de la fonction de réaction de la BCE sur les deux périodes de référence sont résumés dans les tableaux A.3 et A.4 de l'Annexe 4. On remarque d'emblée que toutes les régressions présentent un R^2 ajusté très élevé, de l'ordre de 0,97. Combinée à une valeur proche de l'unité du coefficient de lissage du taux d'intérêt, cette valeur élevée du coefficient de détermination n'est pas nécessairement le signe d'une régression de bonne qualité mais peut être indicatrice de non-stationnarité de la série de taux d'intérêt. Outre le niveau du coefficient de détermination, qui n'est donc pas à lui seul discriminant, nos critères de sélection pour le choix de la « bonne » régression sont les suivants:

- la vraisemblance économique et la significativité des coefficients estimés. Ainsi, on s'attend à un signe positif pour les coefficients de l'inflation et du PIB et à un taux d'intérêt nominal d'équilibre pas trop élevé (inférieur à 5 %, soit un taux d'intérêt réel de l'ordre de 2 % à 3 % pour un objectif d'inflation compatible avec l'objectif actuel de l'Eurosystème). De plus, il est souhaitable que le paramètre de lissage ne soit pas trop proche de l'unité (inférieur à 0,9 par exemple). Enfin et bien que ceci ne constitue pas en soi un critère de sélection ou de rejet de l'équation obtenue, on peut vérifier par un test de Wald joint que les coefficients de l'inflation et du PIB ne sont pas significativement différents des coefficients *ad hoc* proposés par Taylor (1993).
- Le respect du « principe de Taylor », qui suggère que le coefficient de l'inflation soit supérieur à l'unité : classiquement, si ce principe est respecté, alors, sous réserve de certaines hypothèses minimales sur le fonctionnement de l'économie, la règle de Taylor correspondant à l'équation 3.1 stabilise l'inflation et l'écart de production (cf. CGG, page 1037).
- L'acceptation de toutes les restrictions sur-identifiantes liées aux instruments, soit, en d'autres termes, la validation statistique des instruments choisis pour l'estimation de l'équation par la MMG. Cette condition est respectée si la statistique *J* du tableau est suffisamment faible. Les *p-values* présentées dans les tableaux A.3, A.4 et A.5 sont obtenues par la procédure de *bootstrap* introduite plus haut.

L'application du premier critère conduit à écarter d'emblée les équations estimées sur l'échantillon le plus court (1985-2003), que l'on considère le modèle de base ou la régression intégrant un *proxy* de l'inflation anticipée parmi les variables instrumentales. Toutes les équations, sauf une, présentent soit un coefficient d'inflation, soit un coefficient de PIB soit un taux d'intérêt réel d'équilibre négatif, cette anomalie étant probablement due à la présence d'une racine unitaire pour le taux d'intérêt. La seule équation dont tous les coefficients sont simultanément positifs présente un coefficient de PIB

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

- dans un premier temps, nous calculons les résidus notés v_t dans l'équation (3.2) ;
- dans un deuxième temps, nous réalisons *B* simulations de séries de résidus $\{v'_1, \dots, v'_T\}$ (chaque v'_t est tiré équiprobablement parmi $\{v_1, \dots, v_T\}$) ;
- dans un troisième temps, nous reformons *B* séries de taux d'intérêt i' correspondant aux *B* simulations de séries v' ;
- pour chacune de ces séries i' , nous utilisons la MMG et nous calculons la *J-stat* associée.

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

sans rapport avec les valeurs habituelles (2,47). En conclusion, les mauvais résultats de la méthode MMG sur la période 1985-2003 invitent à reconsidérer l'hypothèse de stationnarité des séries sur cette période et à mettre en œuvre une technologie statistique alternative si l'on veut estimer la fonction de réaction de la BCE à partir de séries courtes (cf. section 4).

Sur une période plus longue débutant en 1979, il semble préférable d'utiliser le taux *forward* comme *proxy* des anticipations d'inflation plutôt que le taux long. En effet, les résultats des *J-tests* montrent que la présence du taux long parmi les instruments conduit au rejet de l'hypothèse nulle d'acceptation des restrictions sur-identifiantes, alors que cette hypothèse n'est pas rejetée si l'on substitue le taux *forward* au taux à long terme. Ceci suggère que l'hypothèse d'orthogonalité entre le taux long et les résidus de (3.1) n'est pas satisfaite. Après élimination des estimations utilisant le taux long comme instrument, l'application du « principe de Taylor » n'apparaît pas véritablement discriminante puisqu'elle ne permet d'écarter qu'une estimation. Quatre estimations présentent un coefficient de PIB proche des valeurs habituelles et un coefficient de lissage inférieur ou égal à 0,9 (équations A.3.6, A.4.5, A.4.7 et A.4.8). Toutefois, on note que l'estimation réalisée sans inclusion du taux *forward* comme variable instrumentale et avec un écart de production tiré du filtre de Kalman (éq. A.3.6) présente un coefficient de PIB non-significatif (t de Student égal à 1,14). Enfin, par souci de parcimonie, on élimine la règle A.4.8, dont les coefficients sont très proches de la règle A.4.7 mais qui requiert huit variables instrumentales supplémentaires¹⁸. Les deux estimations concurrentes considérées en fin de compte comme « satisfaisantes » sont présentées dans le tableau 3.1.

Tableau 3.1

Résultats des estimations par les MMG (extrait du tableau A.4, 1979 :1-2003 :2)													
Instruments : retards des taux courts, de l'inflation, de l'écart de production et des taux forwards allemands (5-10 ans)													
	<i>Écart de production</i>	\bar{r}	\mathbf{a}	t - student	\mathbf{b}	t - student	\mathbf{r}	t - student	\bar{R}^2	J - statistique	p - value	Nb d' instru- ments	Wald chi2 (p - value)
Éq. A.4.5	y_t^3 FK	2.56	1.74	8.44	0.83	1.76	0.90	48.68	0.97	13.81	0.28	23	1.56 (0.46)
Éq. A.4.7	y_t^4 Quad	2.78	1.46	9.39	0.68	2.26	0.89	58.03	0.97	14.27	0.18	23	0.39 (0.82)

L'équation A.4.7, qui utilise l'écart de production estimé à partir d'une tendance quadratique ajustée au PIB, présente des coefficients d'inflation et de PIB significatifs au seuil de 1 %, assez proches des valeurs habituelles –ils satisfont le test de Wald joint de conformité aux valeurs initiales de Taylor-, ainsi qu'un coefficient de lissage parmi les plus faibles de toutes les régressions réalisées (0,89).

L'équation A.4.5 utilise l'écart de production estimé par un filtre de Kalman. Celui-ci s'appuie sur un petit modèle macroéconomique, mode d'estimation qui peut sembler plus satisfaisant qu'une tendance quadratique imposée arbitrairement. Les coefficients obtenus satisfont également le test de Wald de conformité aux valeurs initiales de Taylor. Enfin, le taux d'intérêt réel d'équilibre déduit de l'équation A.4.5 est égal à 2,56 %, soit une valeur proche du taux de croissance tendanciel du PIB retenu généralement pour la zone euro (de 2,0 % à 2,5 %), ce qui paraît plus satisfaisant pour la période récente que le taux déduit de l'équation A.4.7. Toutefois, le coefficient de PIB de l'équation A.4.5 n'est significatif qu'au seuil de 8 % contre moins de 5 % pour le coefficient de PIB de l'équation alternative.

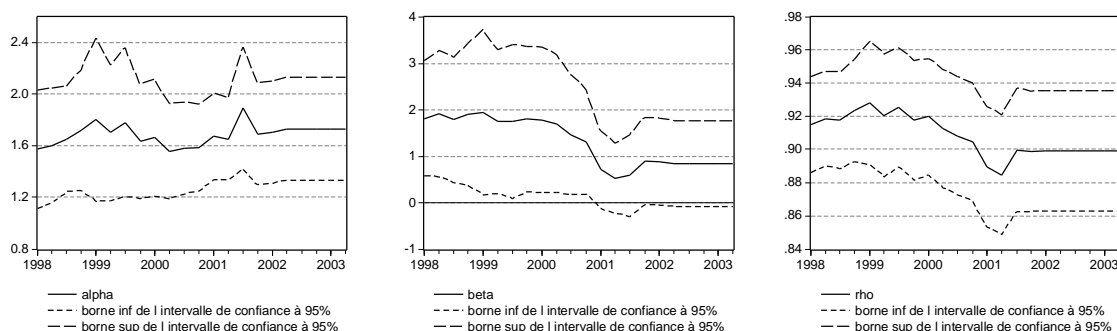
Pour compléter le diagnostic sur la qualité relative de ces deux régressions, on étudie la stabilité des coefficients en ré-estimant chaque équation de façon récursive sur un échantillon croissant. La période d'estimation commence toujours en 1979 T1 mais intègre à chaque fois un trimestre de données supplémentaire (y compris pour les anticipations d'inflation), de 1998 T1 à 2003 T2. Les

¹⁸ L'étude de la stabilité des coefficients sur la période 1998 :1-2002 :4 révèle en outre que le coefficient de l'écart de production est particulièrement instable pour cette règle. Il apparaît significativement négatif sur 1998 et significativement positif à partir de la fin 2000.

graphiques 3.1 visualisent les résultats de cette comparaison, la valeur estimée de chaque coefficient étant encadrée par son intervalle de confiance à 90 %. La stabilité des coefficients de lissage et des coefficients d'inflation anticipée est relativement bonne et comparable d'une équation à l'autre. Par contre, le coefficient de PIB issu de l'équation A.4.5 est nettement plus instable.

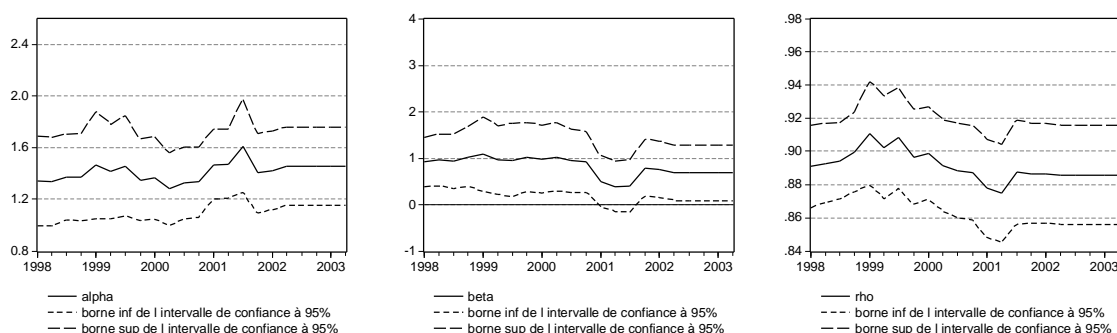
Dans les deux cas toutefois, l'instabilité des coefficients se concentre sur une période qui va approximativement de la fin de 1999 au quatrième trimestre 2000. L'ajout des données relatives à 2000 perturbe donc visiblement la fonction de réaction estimée sur une vingtaine d'années. Deux explications peuvent être avancées. On peut voir tout d'abord ces deux premières années comme une période d'apprentissage de la BCE réelle dans un contexte par ailleurs riche en événements susceptibles d'accroître l'incertitude quant à la bonne orientation et aux canaux de transmission de la politique monétaire (passage à l'an 2000, choc pétrolier, passage à l'euro fiduciaire, entrée de la Grèce dans l'UEM). On peut également relever que la plus forte perturbation correspond au resserrement de la politique monétaire de 1999-2000, qui marque une rupture par rapport à la baisse quasi-continue des taux directeurs enregistrée de 1993 à 1999. En tout état de cause, il est rassurant de constater que les coefficients estimés par l'une ou l'autre équation sont remarquablement stables à partir du quatrième trimestre 2000.

Graphique 3.1.a : stabilité des coefficients de l'équation A.4.5 :
(écart de production obtenu par filtre de Kalman, 6 retards pour les instruments, soit 23 instruments)



Graphique 3.1.b : stabilité des coefficients de l'équation A.4.7 :

(écart de production dérivé de la tendance quadratique du PIB, 6 retards pour les instruments, soit 23 instruments)

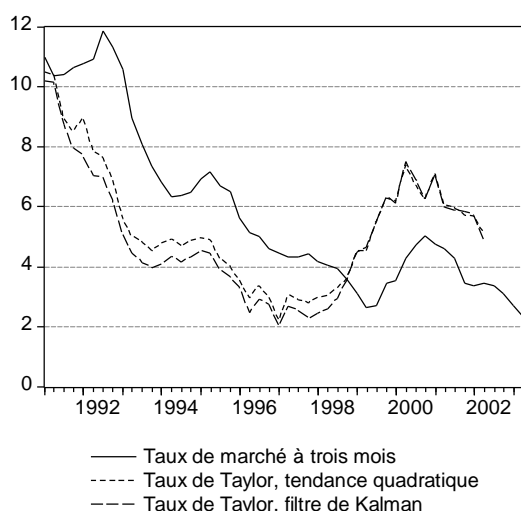


Légende : La date indiquée en abscisse du graphique correspond à la date de l'anticipation d'inflation. Le taux de Taylor est donc estimé sur la période qui s'achève quatre trimestres auparavant (de 1997 T1 à 2002 T2).

3.3 Règle retenue pour la zone euro

En conclusion de la discussion précédente, on propose de retenir pour une utilisation opérationnelle la règle issue de l'équation A.4.7 avec l'écart de production tiré d'une tendance quadratique, éventuellement accompagnée pour compléter le diagnostic par la règle issue de l'équation A.4.5 avec l'écart de production plus sophistiqué tiré du filtre de Kalman. Ainsi que l'illustre le graphique 3.2 ci-dessous, les mouvements de taux préconisés par l'une et l'autre règle sont en réalité très proches sur la période récente¹⁹.

Graphique 3.2 : Règles de Taylor estimées par les MMG et taux de marché à trois mois
(avec l'inflation réalisée *ex post* à l'horizon d'un an comme approximation des anticipations d'inflation)



Le tableau 3.2 compare ces deux règles avec quelques résultats récents tirés de la littérature pour la BCE ou la Bundesbank avant 1999 et utilisant les MMG.

¹⁹ Pour cette illustration, on fait l'hypothèse peu convaincante mais standard que le taux d'inflation *ex post* fournit une approximation acceptable du taux d'inflation anticipé à l'horizon d'un an. Cette approximation est bien sûr d'autant plus critiquable que, dans la zone euro, les anticipations d'inflation à moyen terme ont été systématiquement inférieures aux réalisations depuis la création de l'UEM (cf. Bordes-Clerc, 2003).

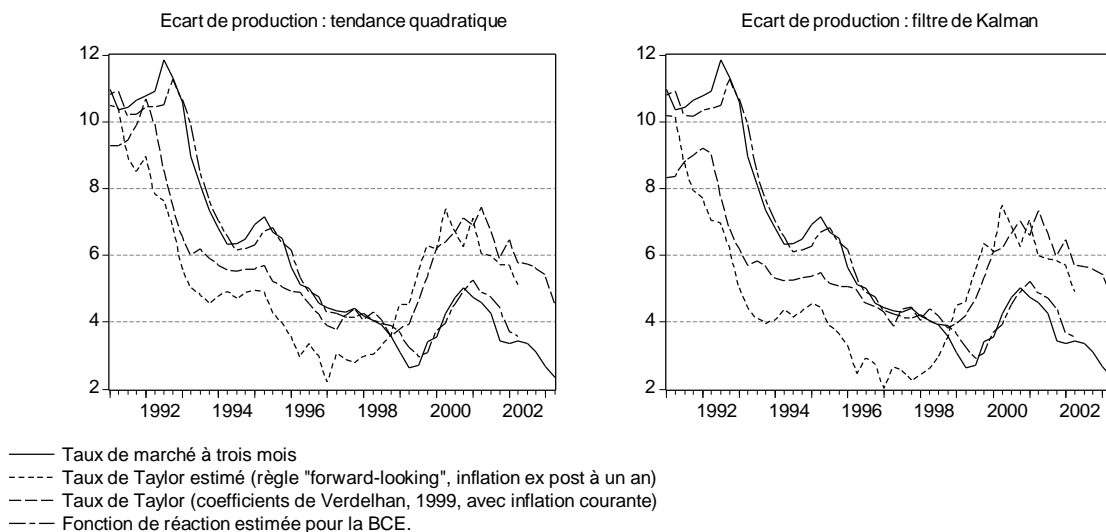
Tableau 3.2

Résultats de différentes études										
Étude	Banque	rhô	Alpha	Bêta	Gamma	Inflation	Écart de prod. *	Période	Fréqu.	Nb de VI
CGG	Buba « baseline »	0.91 (0.01)	1.31 (0.09)	0.25 (0.04)	3.14 (0.28)	Ant., M+12	IPI, TQ	1979- 1993	M	40
CP	BCE	0.81 (22.1)	1.69 (3.4)	0.45 (3.9)	nd	Ant., M+12	nd	1999- 2003	M	nd
FRW	Buba	0.91 (0.03)	1.31 (0.35)	0.18 (0.16)	2.58 (0.85)	Ant., M+12	IPI, TQ	1985- 1998	M	18
GR	BCE « baseline »	0.87 (0.05)	1.93 (0.25)	0.28 (0.13)	1.08 (0.67)	Cour.	IPI, TQ	1985- 2002	M	12
GR	BCE « forward- looking »	0.97 (0.01)	1.82 (0.99)	0.77 (0.55)	1.73 (2.34)	Ant., M+6	IPI, TQ	1985- 2002	M	12
MR (équ. A.4.5)	BCE	0.90 (0.02)	1.74 (0.21)	0.83 (0.47)	1.23 (0.94)	Ant., Q+4	PIB, FK	1979- 2003	Q	23
MR (équ. A.4.7)	BCE	0.89 (0.02)	1.46 (0.16)	0.68 (0.30)	1.96 (0.77)	Ant., Q+4	PIB, TQ	1979- 2003	Q	23
V	BCE	0.77	1.26	0.63	2.85	Cour.	PIB, TC	1979- 1997	Q	42

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

Le graphique 3.3 présente pour chaque estimation le taux de marché à trois mois, le taux d'intérêt estimé correspondant à la « fonction de réaction de la BCE », le taux de Taylor associé ainsi que le taux de Taylor déduit de la règle de politique monétaire pour la zone euro estimée préalablement à la Banque de France par Verdelhan (1999).

Graphique 3.3 – Taux de marché à trois mois, fonctions de réaction de la BCE et règles de Taylor



Enfin, le graphique 3.4 présente dans chacun des deux cas l'Euribor, le taux de Taylor tiré de la fonction de réaction estimée et un taux de Taylor « normatif » calculé sur la période 1996 :1-2003 :2, qui correspond approximativement à un cycle économique au vu de nos écarts de production ou de l'évolution du TUC du secteur manufacturier publié par Eurostat :

$$\tilde{i}_t^{norm} = p_t + \bar{r}_{1996-2003} + 0.5(p_t - \bar{p}) + 0.5y_t$$

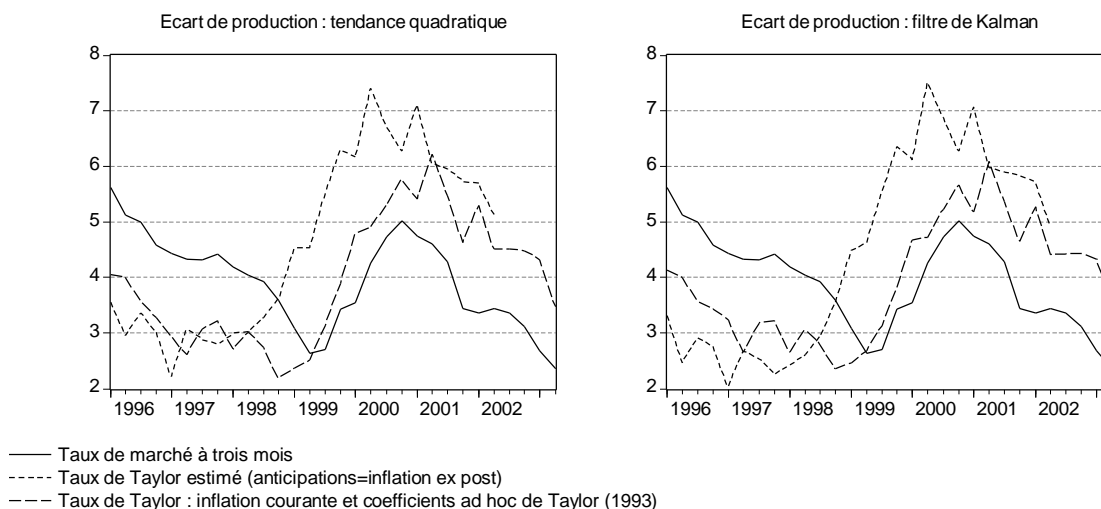
Le taux d'intérêt réel d'équilibre $\bar{r}_{1996-2003}$ de cette règle *ad hoc* est estimé comme la moyenne sur la période 1996T1-2003T2 du taux d'intérêt réel variable :

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

avec les mêmes notations que précédemment et un objectif d'inflation de la BCE à 1,8 %²⁰. Le taux d'intérêt réel d'équilibre ainsi obtenu, estimé sur la période postérieure à la convergence, est évidemment plus faible que celui que l'on peut déduire des fonctions de réaction estimées *supra* : il s'établit à 2,02 % quel que soit l'écart de production utilisé, contre 2,56 % ou 2,78 % quand on le déduit d'une fonction de réaction estimée (utilisant soit l'écart de production avec filtre de Kalman, soit l'écart de production tiré d'une tendance quadratique).

²⁰ Les résultats sont proches de la simple moyenne du taux d'intérêt réel *ex post*. Le mode de calcul proposé ici consiste à corriger le taux réel « d'équilibre » constant des biais constatés de l'écart de production et de l'écart d'inflation sur l'échantillon. Ces deux dernières variables pouvant raisonnablement être supposées centrées sur le « long terme », le taux réel « d'équilibre » proposé est bien compatible avec la relation de Fisher.

Graphique 3.4 : Règle de Taylor déduite de la fonction de réaction estimée et règle normative *ad hoc* (taux d'intérêt nominal de court terme en %)



3.4 Interprétation et diagnostic sur la politique monétaire conduite depuis 1999

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

Pour effectuer un diagnostic rétrospectif sur la politique monétaire conduite par la BCE au cours des cinq dernières années, nous calculons par conséquent la règle retenue –dans sa version avec écart de production tiré d'une tendance quadratique ou d'un filtre de Kalman– sur la base d'une série d'anticipations d'inflation à quatre trimestres qui est dérivée de l'enquête de la Commission européenne sur les anticipations d'inflation des ménages au même horizon. La série publiée par la Commission européenne est un solde d'opinion exprimé en points de pourcentage. Nous la calibrons en régressant l'inflation courante sur la série de solde d'opinions sur toute la période de disponibilité des données, soit de début 1995 à mi-2003. La série d'anticipations ainsi construite, égale à l'inflation estimée par cette régression, a donc même moyenne que l'inflation courante sur cette période (cf. annexe V pour les détails)²¹. Les graphiques 3.4 et 3.5 comparent les taux de Taylor obtenus sur la base de cette série d'anticipations d'inflation ainsi que sur la base de l'inflation sous-jacente (IPCH hors énergie et alimentaire frais). La prise en compte de cette dernière série peut se justifier dans la mesure où, l'inflation sous-jacente étant par définition moins volatile que l'inflation en termes d'IPCH, celle-là peut fournir un élément d'ancrage des anticipations de progression de l'indice général des prix.

Au regard des règles déduites de nos estimations de fonctions de réaction d'une BCE fictive, il est évidemment tentant de conclure que la politique monétaire de la BCE a été plutôt accommodante depuis la création de l'euro, alors que la politique monétaire moyenne dans la zone euro a été plutôt

²¹ La nature de la source (solde d'opinion d'une enquête de conjoncture) invite à privilégier les évolutions de la série d'anticipations ainsi reconstituée plutôt que son niveau. Toutefois, dans la mesure où cette série coïncide relativement bien avec d'autres projections d'inflation à un an en fin de période (mi-2003), nous considérons que les indications de niveau qu'elle fournit sont également plausibles.

restrictive au cours des années 1990 avant l'entrée en UEM. Ce diagnostic rejoint d'ailleurs celui que l'on pouvait tirer de la règle proposée antérieurement par Verdelhan (1999).

L'examen des graphiques 3.4 et 3.5 permet de nuancer et de préciser ce jugement. D'après nos estimations, la politique monétaire conduite par la BCE se serait nettement démarquée, au cours de l'année 1999, de la politique conduite préalablement dans la zone euro. Les évolutions divergentes de la règle estimée et du taux nominal de court terme observé suggèrent que la BCE, en baissant son taux *repo* de 50 pb en avril 1999, a sous-estimé le rebond de l'écart de production. Ce dernier explique en effet 69 % de la hausse de la règle estimée –en utilisant les anticipations d'inflation des ménages- et 89 % de celle de la règle *ad hoc* du dernier trimestre 1998 au troisième trimestre 1999. Cette erreur d'appréciation, d'autant plus plausible que la baisse des taux directeurs s'est accompagnée d'un accroissement de la pente de la courbe des taux de marché, pourrait s'expliquer par une mauvaise perception du niveau de la croissance potentielle dans la zone euro à cette date. Le graphique 3.5 suggère toutefois que la politique conduite en 1999 et 2000 a été proche de celle qu'aurait dicté la règle estimée dans le cas où la BCE aurait appuyé ses prévisions d'inflation sur le niveau de l'inflation sous-jacente. Confrontée à un choc pétrolier au cours de sa première année d'existence et alors que la profondeur des séries économiques (reconstituées) relatives à la zone euro était encore très limitée, il est en effet possible que la BCE ait davantage tenu compte des informations délivrées par l'inflation corrigée des prix de l'énergie. Une autre explication, plus directe, serait que la BCE a intégré dans ses prévisions d'inflation des prévisions erronées concernant les prix de l'énergie, se laissant ainsi surprendre par l'ampleur du choc pétrolier.

Enfin, à partir de la mi-2001, la règle estimée préconise dans tous les cas de figure -avec l'inflation ex post ou notre série d'anticipations- une forte baisse du taux directeur. Si le retournement du taux « objectif » a lieu un à deux trimestres après celui du taux de marché à court terme²², la vitesse de la décrue du premier est légèrement plus forte que celle des taux courts enregistrée jusqu'à mi-2003. A la mi-2003, l'écart entre le taux « objectif » tiré de notre règle et le taux de marché à court terme n'est ainsi plus que de 0,5 à 1 point de pourcentage (cf. tableau 3.3).

Tableau 3.3

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

Observation :	Euribor à 3 mois	Écart de production : TQ (éq. A.4.7)			Écart de production : FK (éq. A.4.5)		
		Consensus Forecasts	sondage CE	inflation courante	Consensus Forecasts	sondage CE	inflation courante
2002Q1	3,36	5.2	5,3	6,1	5.1	5,2	6,2
2003Q1	2,69	3.3	4,0	4,9	2.9	3,7	4,7
2003Q2	2,37	3.4	3,3	4,0	2.9	2,9	3,6

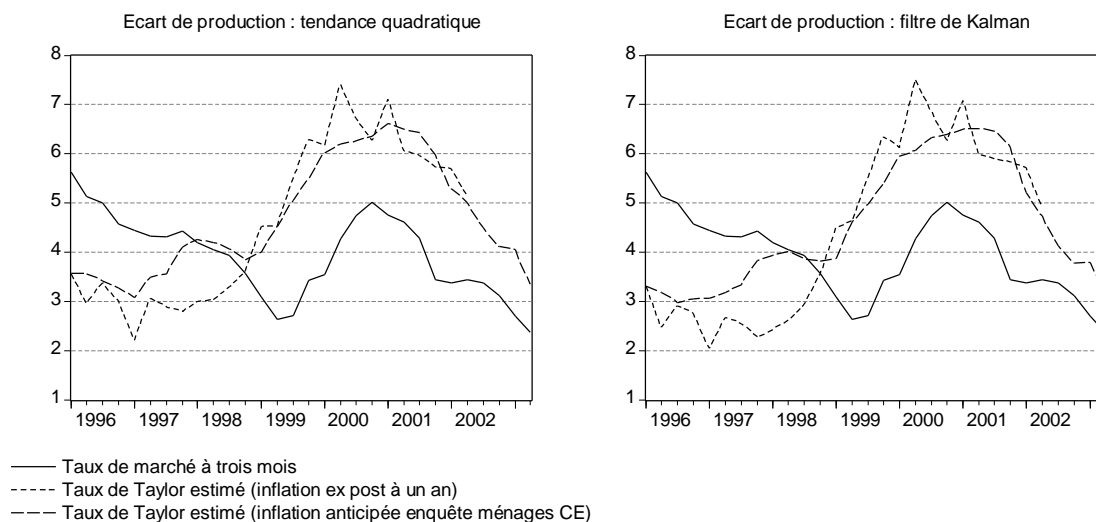
Compte tenu des incertitudes de mesure et alors que les prévisions d'activité et d'inflation en 2004 publiées par les grands organismes²³ –de +1,7 % à 1,9 % pour le PIB de la zone euro après +0,5 % en 2003 et de +1,6 % à 2,0 % pour l'inflation après +2,1 % en 2003- sont tout à fait compatibles avec le maintien de la stabilité des prix à cet horizon, cet écart résiduel ne doit pas être interprété trop hâtivement comme une préconisation de relèvement du taux *repo* dans la zone euro. En effet, comme l'illustre la juxtaposition de la règle de Taylor estimée et d'une règle *ad hoc* calibrée sur les cinq dernières années, l'appréciation du caractère plus ou moins accommodant de la politique monétaire unique est contingente au niveau retenu pour le taux d'intérêt réel d'équilibre, variable inobservable dont il est raisonnable de penser qu'elle est effectivement variable au cours du temps et donc très imparfaitement mesurée par une constante. En conclusion, ce dernier constat invite à compléter le

²² Mais pas nécessairement après le retournement du taux directeur, qui ne diminue qu'en mai 2001.

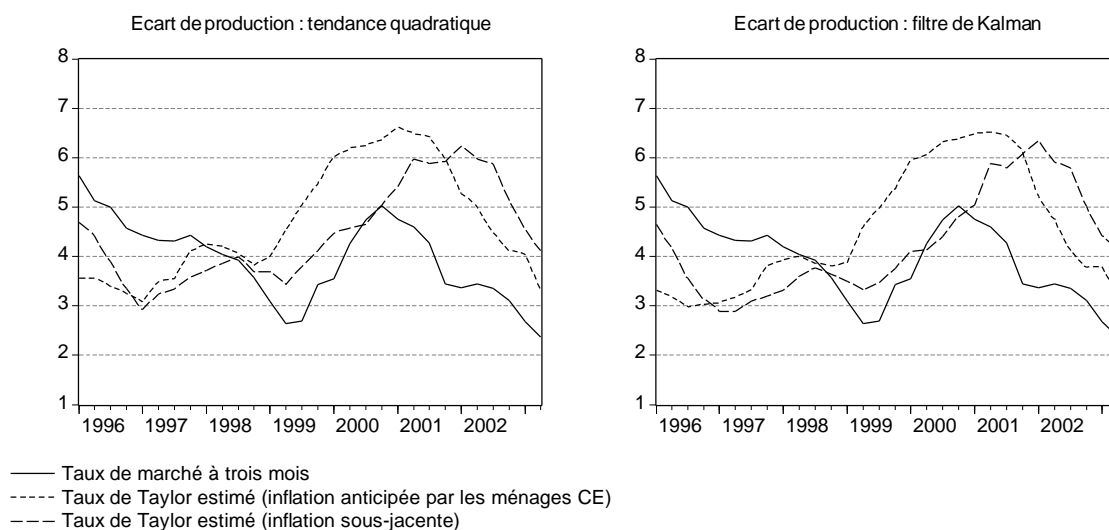
²³ Les prévisions reprises ici sont celles du FMI (septembre 2003), de la Commission européenne (octobre 2003), du NIESR (octobre 2003) et de la société Consensus Forecast (novembre 2003).

travail effectué ici sur les règles de Taylor par l'estimation pour la zone euro d'un taux d'intérêt « naturel » variable dans le temps, thème de recherche empirique qui connaît des développements récents intéressants.

Graphique 3.4 : Règle de Taylor – anticipations d'inflation des ménages et inflation *ex post*
(taux d'intérêt nominal de court terme en %)



Graphique 3.5 : Règle de Taylor – anticipations d'inflation : enquête ménages et inflation sous-jacente
(taux d'intérêt nominal de court terme en %)



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

4.1 Introduction et justification de l'approche

Cette section reprend la méthodologie mise en œuvre par Gerlach-Kristen (2003) dans un document de travail récent de la BCE. Selon ce papier, les taux longs contiennent une information concernant les anticipations d'inflation susceptible d'être utilisée par la banque centrale²⁴. Sous l'hypothèse que les séries utilisées sont en apparence non-stationnaires (compte tenu de la faible étendue de la période d'étude), l'auteur met en évidence une relation de cointégration entre les taux courts, l'écart de production, l'inflation (courante) et les taux longs (qui jouent le rôle de *proxy* de l'inflation anticipée). Cependant, l'auteur discute peu de l'interprétation que l'on peut donner de cette relation de cointégration²⁵. Elle la présente de fait comme une « règle » dans la mesure où elle intervient comme force de rappel dans une équation dynamique portant sur les variables en différences premières. Ceci est pour le moins discutable, ne serait-ce que parce que le taux d'intérêt à long terme est vraisemblablement endogène aux variations contemporaines du taux directeur de la banque centrale. Toutefois, on peut considérer que si les séries observées sont apparemment non-stationnaires sur une quinzaine d'années et que si la banque centrale suit une règle qui fixe le niveau souhaitable à moyen terme du taux nominal de court terme en fonction de l'écart d'inflation courante, de l'écart de production et du taux d'intérêt à long terme, alors la relation de cointégration que l'on peut mettre en évidence doit correspondre à cette règle. Dès lors, l'exercice conduit sous hypothèse de non-stationnarité peut avoir pour justification de fournir un élément d'appréciation de l'impact sur la règle estimée par les MMG de l'erreur de diagnostic éventuelle associée à l'hypothèse polaire de stationnarité.

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

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

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

Le tableau A.2 de l'Annexe 1 montre que la stationnarité des séries sur la période 1985T1 – 2003T2 est plus discutable que sur la période 1979T1 – 2003T2. Plus précisément, les trois tests s'accordent

²⁴ L'article de Gerlach-Kristen se termine par une étude sur le contenu en information des taux longs. En particulier, il y est montré que les variations des taux longs sont assez largement corrélées à celles d'une mesure d'inflation anticipée basée sur des calculs de taux *forward*, alors que celles du taux d'intérêt nominal à court terme le sont beaucoup moins. Ceci suggère que les variations des taux longs peuvent être décomposées en deux composantes orthogonales : une première relative aux variations du taux à court terme et une deuxième relative à celles de l'inflation à long terme.

²⁵ On peut noter que des économistes de la Banque de Finlande (Huang, Margaritis et Mayes, 2001) ont également utilisé des techniques de cointégration afin d'estimer une règle de Taylor pour la Nouvelle-Zélande. Ils sont également peu disert sur l'interprétation économique que l'on peut faire de cette relation.

sur la non-stationnarité des taux d'intérêt (courts et longs) et les tests ont des résultats opposés pour l'inflation ainsi que pour le premier écart de production²⁶. Une fois de plus, nous reconnaissons que ces séries sont probablement stationnaires sur de plus longues périodes, mais le fait que l'on ne puisse pas présentement rejeter leur caractère I(1) légitime statistiquement l'utilisation des techniques de cointégration.

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

4.2 Tests de cointégration

La procédure utilisée est celle de Johansen (1991). Elle permet de déterminer le nombre de relations de cointégration que l'on peut extraire des quatre séries : y_t , \mathbf{p}_t , i_t et l_t , où l_t est le taux à long terme. Une constante est permise dans l'(les) éventuelle(s) relation(s) de cointégration et dans le VAR de test, ce qui autorise l'existence de tendances déterministes dans les données. Le tableau 4.2 montre les résultats des tests de trace et de celui de la valeur propre maximale obtenus pour un nombre de retards égal à un²⁷. Le test de la trace permet de tester l'hypothèse nulle de l'existence de r relations de cointégration contre l'hypothèse alternative de 4 relations de cointégration. Les résultats de ce test (Tableau A.6 en Annexe) montrent que nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration au seuil de 5% et reconnaît l'existence d'une seule relation de cointégration. Le test de la valeur propre maximale teste l'hypothèse nulle de l'existence de r relations de cointégration contre l'hypothèse alternative de $r+1$ relations de cointégration. Celui-ci ne détecte pas de relation de cointégration. Nous supposons dans la suite l'existence d'un seul vecteur cointégrant.

4.3 Estimation de la structure à correction d'erreur

L'estimation complète du modèle à correction d'erreur serait assez ambitieuse compte tenu du nombre de données disponibles : avec trois retards dans la spécification et une seule relation de cointégration, nous aurions en effet 59 coefficients à estimer alors que nous ne disposons que de 74 observations. Suivant Gerlach-Kristen, nous utilisons une approche due à Stock et Watson (1993). La relation de cointégration cherchée est de la forme :

$$i = a + b_l l + b_p \mathbf{p} + b_y y \quad (4.1)$$

Une relation de cointégration peut être vue comme une relation de long terme liant les différentes variables. Ceci souligne une faiblesse de l'approche qui repose sur l'hypothèse d'une série d'écart de production intégrée d'ordre 1, alors que la valeur à long terme de l'écart de production ne peut, par définition, être différente de zéro. La méthode consiste à estimer (4.1) par les moindres carrés, en ajoutant des variations passées mais aussi futures des variables. Plus précisément, nous avons estimé :

$$i_t = a + b_l l_t + b_p \mathbf{p}_t + b_y y_t + \sum_{p=-1}^1 (a_{lp} \Delta l_{t+p} + a_{pp} \Delta \mathbf{p}_{t+p} + a_{yp} \Delta y_{t+p}) + \mathbf{u}_t \quad (4.2)$$

²⁶ Nous avons réalisé l'étude avec les quatre écarts de production présentés plus haut. Les coefficients obtenus sont proches. Nous avons finalement retenu celui tiré d'un filtre HP (7000) car c'est celui qui fournit les significativités les plus satisfaisantes dans la relation de cointégration.

²⁷ Les critères d'Akaike et de Schwarz préconisent un retard unique.

Ceci permet de corriger l'endogénéité des variables du membre de droite²⁸ et rend possible l'utilisation des statistiques classiques relatives aux MCO pour construire des tests asymptotiquement valides sur le vecteur de cointégration, moyennant certaines corrections. Stock et Watson suggèrent que l'autocorrélation des erreurs de (4.2) peut être efficacement corrigée par l'utilisation des moindres carrés généralisés (en l'occurrence, procédure itérative de Cochrane-Orcutt). De plus, cette méthode permet d'utiliser directement les variances des paramètres obtenues par les GLS pour construire des tests suivant asymptotiquement des χ^2 . Les résultats de l'estimation sont présentés dans le Tableau A.7 de l'Annexe V. Contrairement à l'étude de Gerlach-Kristen, une structure AR(1) pour modéliser la dynamique du terme d'erreur de (4.2) n'a pas suffi à supprimer l'autocorrélation²⁹, nous avons donc utilisé une structure AR(2), c'est à dire :

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{r}_1 \mathbf{u}_{t-1} + \mathbf{r}_2 \mathbf{u}_{t-2} + \mathbf{e}_t \quad (4.3)$$

La relation de cointégration estimée est la suivante:

$$i_t = -1.97 + 0.93l_t + 0.60\mathbf{p}_t + 0.31y_t \quad (4.4)$$

L'intervention du taux long dans cette formulation en trouble la lisibilité si l'on veut la comparer à une règle de Taylor habituelle. Nous proposons donc de la transformer en écrivant le taux long comme la somme de l'anticipation d'inflation à long terme $E_t(\mathbf{p}_{t,t})$, d'un taux d'intérêt réel d'équilibre et d'une prime de risque λ . Sur la période 1996 – 2003, le taux d'intérêt réel neutre dérivant d'une règle de Taylor *ad hoc* est de 2,1%, nous retenons cette valeur comme taux d'intérêt d'équilibre. De plus, nous supposons que sur la période récente 1999 – 2003, la prime de risque est telle que $E_t(\mathbf{p}_{t,t}) - \mathbf{p}_t$, soit nul en moyenne, ce qui traduit l'ancrage des anticipations d'inflation sur cette période. Nous obtenons alors $\lambda=0.84\%$. Pour la période 1999 – 2003, notre relation peut donc s'écrire :

$$i_t = -0.02 + 0.93(E_t(\mathbf{p}_{t,t}) + \mathbf{I}) + 0.60\mathbf{p}_t + 0.31y_t$$

ou bien :

$$i_t = 2.73 + 0.93\mathbf{I} + 1.53(\mathbf{p}_t - \bar{\mathbf{p}}) + 0.31y_t + 0.93(E_t(\mathbf{p}_{t,t}) - \mathbf{p}_t)$$

Soit finalement :

$$i_t = 1.71 + \mathbf{p}_t + 0.53(\mathbf{p}_t - \bar{\mathbf{p}}) + 0.31y_t + 0.93(E_t(\mathbf{p}_{t,t}) - \mathbf{p}_t) \quad (4.4)'$$

En supposant que les mouvements du taux long traduisent effectivement les variations d'anticipation d'inflation, il convient de comparer la somme de b_l et de b_p au coefficient classique de la règle de Taylor relatif à l'inflation (1,5). Le test mis en œuvre est le test de Wald³⁰ avec l'hypothèse nulle suivante :

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

Cette hypothèse ne peut être rejetée.

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

$$ec_t = i_t - a - b_l l_t - b_p \mathbf{p}_t - b_y y_t \quad (4.5)$$

²⁸ L'utilisation des MCO pour estimer (4.4) rend par construction les résidus estimés orthogonaux aux variations passées, contemporaines et futures les plus proches ($p < 2$).

²⁹ D'après les Q-statistiques des résidus.

³⁰ Valide asymptotiquement en utilisant directement la matrice de variance covariance des estimateurs obtenus par les moindres carrés généralisés, cf. Hamilton (1994) chapitre 19.3.

$$\Delta i_t = c_{ce} ec_{t-1} + c_i \Delta i_{t-1} + \sum_{p=0}^2 (c_{lp} \Delta l_{t-p} + c_{pp} \Delta p_{t-p} + c_{yp} \Delta y_{t-p}) + w_t \quad (4.6)$$

Puisque (4.6) fait apparaître les variations simultanées des variables endogènes, l'estimateur des doubles moindres carrés est utilisé³¹. Le Tableau A.8 de l'Annexe V présente les résultats de cette estimation³². Le coefficient correspondant au terme de correction est significativement négatif au seuil de 10%. Ceci valide en partie la spécification de la dynamique du taux d'intérêt et reconnaît en particulier l'importance du rôle de la relation de cointégration obtenue³³.

4.4 Intérêt et limites de l'approche

Cette approche souffre de trois limitations importantes qu'il convient ici de souligner. Premièrement, il est impossible d'apporter une explication théorique au caractère I(1) de variables telles que l'écart de production, ce qui affaiblit la portée de la modélisation. Deuxièmement, le rapprochement entre une règle de type Taylor et notre relation cointégrante est difficilement justifiable d'un point de vue théorique. En particulier, la règle de Taylor standard (cf. introduction) est une relation de court terme qui peut s'interpréter simplement si l'on se place à l'équilibre de long terme : dans ce cas, l'écart de production comme l'écart d'inflation s'annulent et l'on retrouve la relation de Fisher entre le taux nominal et le taux réel d'équilibre. Par contraste, notre relation cointégrante, qui par tradition d'interprétation de ce type d'équation doit être assimilable à une relation de « long terme », fait apparaître des variables qui devraient pourtant s'annuler à long terme. Troisièmement, la règle établie par cette méthode utilise les taux longs qui ne sont pas habituellement inclus dans les fonctions de réaction et sont vraisemblablement endogènes aux taux d'intérêt à court terme avec des séries de fréquence trimestrielle. Ces trois raisons nous font préférer les règles estimées classiquement sous l'hypothèse de stationnarité. Cependant, cette étude est instructive à au moins deux titres. Tout d'abord, en soulignant l'importance du lien existant entre le taux court et les anticipations d'inflation contenues dans les taux longs, ces résultats complémentaires plaident en faveur de la prise en compte des anticipations d'inflation dans les règles classiques. En outre, il apparaît que la prise en compte d'une éventuelle non-stationnarité des données aboutit à des coefficients relativement proches de ceux de la règle de Taylor estimée sous l'hypothèse alternative. Cette dernière paraît donc relativement robuste à l'erreur de spécification qui découlerait d'un traitement inadéquat de la non-stationnarité.

³¹ les instruments consistent en 5 retards de chacune des 4 variables.

³² Le critère d'Akaike et la significativité des paramètres ont été utilisés pour déterminer les retards pertinents des variables.

³³ En effet, lorsque le taux d'intérêt est inférieur (resp. supérieur) à la valeur donnée par la *règle*, une correction positive (resp. négative) est apportée au taux d'intérêt d'après la dynamique décrite par (4.6) et l'estimation de ses paramètres.

5. Conclusion

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

Pour effectuer cette estimation, nous reprenons une méthodologie standard initialement développée par Clarida, Galí et Gertler (1998) et supposons comme ces auteurs que la banque centrale réagit au niveau de l'inflation anticipée à un an et au niveau contemporain de l'écart de production. Nous réalisons une étude de robustesse en faisant varier la période d'étude, le type d'écart de production – ce dernier, qui est une variable inobservable, résulte en effet d'une estimation- et le nombre de variables instrumentales utilisées dans la régression. Nous établissons enfin une batterie de critères simples, à l'aune desquels nous préconisons de retenir une règle parmi deux qui présentent des caractéristiques satisfaisantes. La règle que nous retenons à titre principal utilise une mesure de l'écart de production tirée d'une simple tendance quadratique. Nous proposons en outre de compléter éventuellement le diagnostic par une deuxième règle que nous jugeons également performante au vu de nos critères de choix mais qui s'appuie sur un écart de production tiré du filtre de Kalman.

Compte tenu des limites inhérentes à la modélisation du taux d'intérêt réel d'équilibre comme une constante, nous préconisons enfin de compléter l'outil que constitue la règle de Taylor estimée par l'estimation d'un taux d'intérêt « naturel » variable dans le temps.

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

RÉFÉRENCES

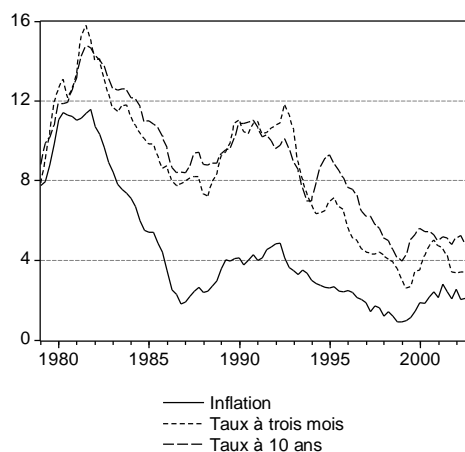
- Bordes C., Clerc L., 2004, «Price stability and the ECB monetary policy strategy», Banque de France, Notes d'Études et de Recherche, N° 109.
- Carlstrom, C.T., Fuerst, T.S., 2000, « Forward-looking versus backward-looking Taylor rules », FRB of Cleveland Working Paper 0009, April.
- Castelnuovo E., 2003, « Describing the Fed's conduct with Taylor rules : is interest rate smoothing important ? », BCE, *Working paper* n°232.
- Cherbonnier, F., Pochon, F., 2004, « Une comparaison du comportement récent de la Réserve fédérale et de la Banque centrale européenne », Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie, Direction de la Prévision, Analyses économiques N° 24, janvier.
- Clarida R., Galí J., Gertler M., 1998, « Monetary policy rules in practice : some international evidence », *European Economic Review*, 42, p. 1033-1067.
- Ellison, M., 2003, « The learning cost of interest rate reversals », CEPR Discussion Paper N° 4135, December.
- F. Smets, 1998, « Output gap uncertainty : Does it matter for the Taylor rule ? », BIIS Working Paper n°60.
- Faust J., Rogers J.H., Wright J.H., 2001, « An empirical comparison of Bundesbank and ECB monetary policy rules », Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers n°705.
- Florens C., Jondeau E., Le Bihan H., 2001, « Assessing GMM estimates of the federal reserve reaction function », Banque de France NER n°83.
- Gerdesmeier D., Roffia B., 2003, « Empirical estimates of reaction functions for the euro area », BCE, *Working paper* n°232.S. Gerlach, F. Smets, 1999, « Output gaps and monetary policy in the EMU area », *European Economic Review* 43 p. 801-812.
- Gerlach-Kristen P., 2003, « Interest rate reaction functions and the Taylor rule in the euro area », BCE, *Working paper* n°258.
- Giammarioli N., Valla N., 2003, « The natural real rate of interest in the euro area », BCE, *Working paper* n°233.
- Hamilton J.D., 1994, « Time series analysis », Princeton University Press, Chapter 19, 19.3.
- Huang A., Margaritis D., Mayes D., 2001, « Monetary policy rules in practice : Evidence from New Zealand », Bank of Finland discussion papers n°18, 2001.
- Johansen, 1991, « Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models », *Econometrica* 59, p. 1551 – 80.
- Judd, J.P., Rudebush, G.D., 1998, « Taylor's rule and the Fed : 1970-1997 », FRB of San Francisco Economic Review, n° 3 p. 3-16.
- Le Bihan, H., Sahuc, J.-G., 2002, « Règles de politique monétaire en présence d'incertitude : une synthèse », *Revue d'Économie Politique*, vol 112 (mai-juin), pp. 349-86.
- Levin, A., Wieland, V., Williams, J., 2003, « The performance of forecast-based monetary policy rules under model uncertainty », *American Economic Review*, Vol. 93 N° 3, June, pp. 622-45.
- M. Baghli, H. Fraisse, 2002, « Mesure du PIB potentiel et de l'écart de PIB à l'aide d'un modèle à composante inobservable », Banque de France, NER n°89, juillet 2002.
- MacKinnon J.G., 2002, « Bootstrap Inference in Econometrics », *Canadian Journal of Economics*, vol. 35, issue 4, p. 615-645

- Orphanides, A., 201, « Monetary policy rules based on real-time data », *The American Economic Review*, 91(4), pp. 964-985.
- Peersman G., Smets F., 1998, « The Taylor Rule : a useful monetary policy guide for the ECB ? », *unpublished working paper*, BIS.
- Rieu, A.M., 2002, « La croissance potentielle des grands pays industrialisés et leur positionnement dans 1 cycle », Banque de France, *Bulletin mensuel*, N° 103, Juillet.
- Sack, B., Wieland, V., 2000, « Interest rate smoothing and optimal monetary policy : a review of recent empirical evidence », *Journal of Economics and Business*, Vol. 52 (1), pp. 205-28.
- Sahuc, J.-G., 2002, « A hybrid monetary policy model : evidence from the Euro area », *Applied Economic Letters*, Vol. 9, November, pp. 949-55.
- Stock J.H. et Watson M.W., 1993, « a simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems », *Econometrica* 61, p. 783-820.
- Surico, P., 2003, « How does the ECB target inflation ? », BCE, *Working Paper* N° 229.
- Taylor J.B., 1993, « Discretion versus policy rules in practice », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, p. 195-294.
- Verdelhan A., 1999, « Taux de Taylor et taux de marché de la zone euro », *Bulletin de la Banque de France* n° 61, janvier 1999.
- Woodford, M., 1999, « Optimal monetary policy inertia », NBER Working Paper N° 7261, July.

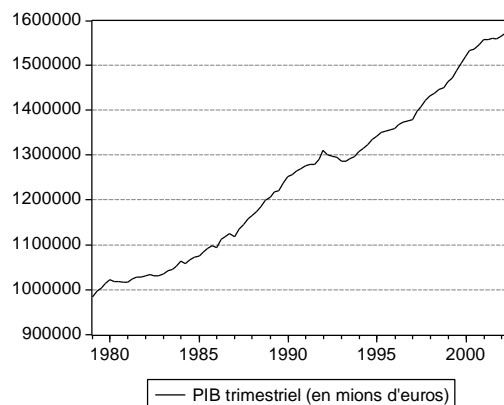
Annexes

I. Données

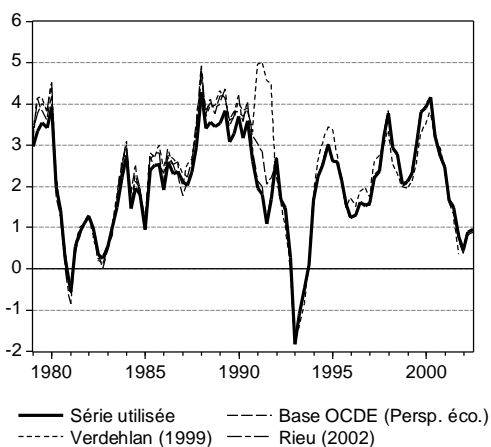
Graphe A.1. Inflation et taux d'intérêt nominaux



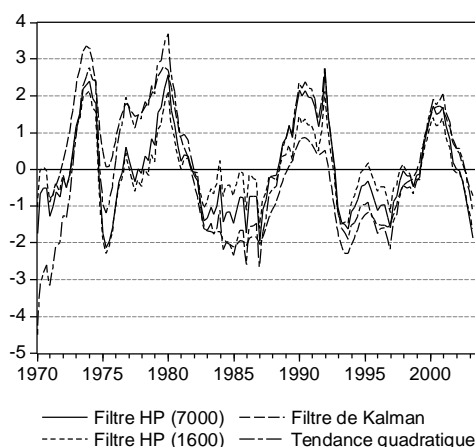
Graphe A.2. PIB en volume



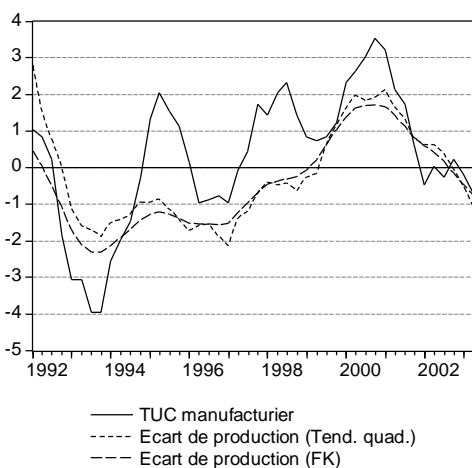
Graphe A.3. Comparaison de différentes séries de PIB (en ga et en %)



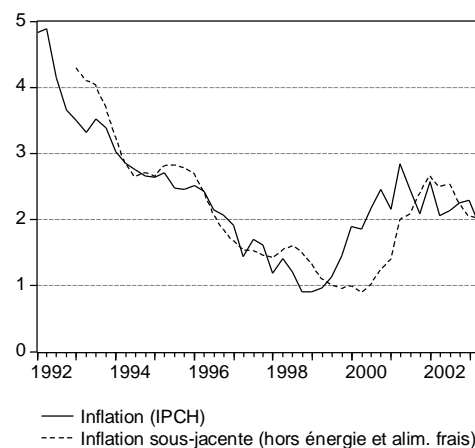
Graphe A.4. Écarts de production (en % du PIB potentiel)



Graphe A.5. Écarts de production et TUC manufacturier (centré réduit), en %.



Graphe A.6. Inflation et inflation sous-jacente



II. Utilisation du filtre de Kalman pour l'estimation de l'écart de production

Le modèle repose sur deux équations empiriques décrivant les dynamiques de l'inflation et de l'écart de production. La première s'apparente à une courbe de Phillips reliant l'inflation à l'écart de production, la seconde fait intervenir le taux d'intérêt réel *ex post* dans la dynamique autorégressive de l'écart de production. Le modèle propose une vision très simplifiée de l'économie, mais il permet tout de même de donner à l'écart de PIB ainsi estimé un contenu théorique plus consistant qu'une simple décomposition tendance-cycle purement statistique. L'écart de production estimé par cette méthode et utilisé dans la présente note est tiré d'une étude pour la zone euro sur la période 1970T1 – 2003T2³⁴.

Les deux équations du modèle sont :

$$\mathbf{p}_t = \mathbf{a}_1 \mathbf{p}_{t-1} + \mathbf{a}_2 \mathbf{p}_{t-2} + \mathbf{a}_3 \mathbf{p}_{t-3} + \mathbf{a}_4 \mathbf{p}_{t-4} + \mathbf{b} z_{t-1} + \mathbf{e}_{p,t} \quad (\text{A.1})$$

$$z_t = \mathbf{f}_0 + \mathbf{f}_1 z_{t-1} + \mathbf{f}_2 z_{t-2} + \mathbf{l} (i_{t-1} - \bar{p}_{t-1}) + \mathbf{e}_{z,t} \quad (\text{A.2})$$

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

Enfin, la dynamique du PIB potentiel est décrite par l'équation suivante :

$$y_t^* = y_{t-1}^* + \mathbf{m} + \mathbf{e}_{y,t} \quad (\text{A.3})$$

Le PIB potentiel (plus précisément le log du PIB potentiel) suit donc ici une marche aléatoire avec dérive déterministe.

Les équations précédentes sont transformées afin de définir un modèle espace-état. Celui-ci comprend deux équations de mesure (A.4) et deux équations de transition (A.5). En écriture matricielle, nous avons :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \mathbf{p}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 \\ 0 & \mathbf{b} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{m} \\ \mathbf{a}_1 \mathbf{p}_{t-1} + \mathbf{a}_2 \mathbf{p}_{t-2} + \mathbf{a}_3 \mathbf{p}_{t-3} + \mathbf{a}_4 \mathbf{p}_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{y,t} \\ \mathbf{e}_{p,t} \end{bmatrix} \quad (\text{A.4})$$

$$\begin{bmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{f}_1 & \mathbf{f}_2 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{l} & \mathbf{f}_0 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (i_{t-1} - \bar{p}_{t-1}) \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{z,t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A.5})$$

Avec $\mathbf{e}_{y,t}, \mathbf{e}_{z,t}, \mathbf{e}_{p,t}$ suivant respectivement les lois $N(0, \mathbf{s}_y^2), N(0, \mathbf{s}_z^2), N(0, \mathbf{s}_p^2)$.

La log-vraisemblance est calculée par le filtre de Kalman. Sa maximisation fournit des estimateurs des éléments du vecteur des paramètres. L'hypothèse nulle : $\sum \mathbf{a}_i = 1$ ne pouvant être rejetée par le test de Wald, cette égalité a été imposée au modèle. Elle correspond à la version « accélérationniste » de la courbe de Phillips. L'estimation aboutit à la modélisation suivante :

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \mathbf{p}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -1 \\ 0 & 0.19 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{m} \\ 0.50 \mathbf{p}_{t-1} + 0.08 \mathbf{p}_{t-2} + 0.28 \mathbf{p}_{t-3} + 0.14 \mathbf{p}_{t-4} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{y,t} \\ \mathbf{e}_{p,t} \end{bmatrix} \quad (\text{A.4})$$

$$\begin{bmatrix} z_t \\ z_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1.69 & -0.74 \\ 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ z_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.03 & 0.08 \\ 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (i_{t-1} - \bar{p}_{t-1}) \\ 1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \mathbf{e}_{z,t} \\ 0 \end{bmatrix} \quad (\text{A.5})$$

La procédure de *lissage* du filtre de Kalman permet finalement d'estimer de manière optimale l'écart de production intervenant dans le modèle espace-état défini par (A.4) et (A.5) en utilisant l'information de la totalité de la période.

³⁴ cf. note p03-250 du SEPMF pour plus de détails.

Tableau A.0

Paramètres estimés des équations (A.4) et (A.5)					
Variable		Valeur	Écart type	$t_student$	p_value
\mathbf{a}_1	***	0.50	0.10	4.95	0.00
\mathbf{a}_2		0.08	0.10	0.78	0.43
\mathbf{a}_3	***	0.28	0.10	2.72	0.00
\mathbf{a}_4		0.14	0.10	1.35	0.17
\mathbf{b}	*	0.19	0.13	1.48	0.13
\mathbf{f}_0		0.08	0.06	1.21	0.22
\mathbf{f}_1	***	1.69	0.12	14.12	0.00
\mathbf{f}_2	***	-0.74	0.11	-6.50	0.00
\mathbf{l}	**	-0.027	0.015	-1.74	0.08
\mathbf{m}	***	0.55	0.04	14.8	0.00
\mathbf{s}_y^2	***	0.16	0.03	4.48	0.00
\mathbf{s}_p^2	***	2.29	0.29	7.86	0.00
\mathbf{s}_z^2	**	0.05	0.03	1.77	0.07

* significatif au seuil de 15%

** significatif au seuil de 10%

*** significatif au seuil de 5%

III. Tests de stationnarité

Tableau A.1

Tests de stationnarité 1979Q1 2003Q2							
	Spécification du test ^a	ADF		PP		KPSS	
		Test	<i>Pvalue</i>	Test	<i>Pvalue</i>	Test ^b	Seuil de 10%
i_t	C	-0.89	0.79	-0.56	0.87	1.05	0.347
p_t	C	-1.07	0.72	-1.12	0.70	0.93	0.347
i_t	T	-3.27	0.08	-2.82	0.19	0.09	0.119
p_t	T	-1.88	0.65	-1.86	0.67	0.19	0.119
y_t^1	-	-1.75	0.08	-2.18	0.03	-	-
y_t^2	-	-2.44	0.02	-2.74	0.01	-	-
y_t^3	-	-2.87	0.00	-2.01	0.04	-	-
y_t^4	-	-1.76	0.07	-2.17	0.03	-	-
y_t^1	C	-1.72	0.42	-2.15	0.22	0.07	0.347
y_t^2	C	-2.40	0.14	-2.70	0.08	0.07	0.347
y_t^3	C	-4.09	0.00	-2.21	0.21	0.14	0.347
y_t^4	C	-1.77	0.40	-2.16	0.22	0.09	0.347

^a: C : une constante est incluse , T : une constante et une tendance linéaire sont incluses

^b: une valeur du test supérieure au seuil signifie que l'on rejette l'hypothèse nulle de stationnarité

Tableau A.2

Tests de stationnarité 1985Q1 – 2003Q2							
	C/T/- ^a	ADF		PP		KPSS	
		Test	<i>Pvalue</i>	Test	<i>Pvalue</i>	Test ^b	Seuil de 10%
i_t	C	-0.87	0.79	-0.72	0.83	0.89	0.347
l_t	C	-0.95	0.77	-0.87	0.79	0.99	
p_t	C	-2.17	0.22	-2.38	0.15	0.61	0.347
i_t	T	-2.10	0.54	-1.77	0.71	0.16	0.119
l_t	T	-2.73	0.23	-2.13	0.52	0.15	
p_t	T	-3.37	0.06	-2.40	0.37	0.10	0.119
y_t^1	-	-1.53	0.12	-1.86	0.06	-	-
y_t^2	-	-2.03	0.04	-2.17	0.03	-	-
y_t^3	-	-2.37	0.02	-1.89	0.06	-	-
y_t^4	-	-1.63	0.10	-1.97	0.05	-	-
y_t^1	C	-1.51	0.52	-1.85	0.35	0.09	0.347
y_t^2	C	-2.01	0.28	-2.16	0.22	0.07	0.347
y_t^3	C	-3.47	0.01	-1.94	0.31	0.33	0.347
y_t^4	C	-1.61	0.47	-1.95	0.31	0.13	0.347

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

IV. Résultats détaillés des estimations par les MMG

Tableau A.3

Résultats des estimations par les MMG													
Instruments : retards des taux courts, de l'inflation et de l'écart de production													
	Écart de production	\bar{r}	a	t -student	b	t -student	r	t -student	\bar{R}^2	J -statistique	p -value [□]	Nb d'instruments	Début
Éq. A.3.1	y_t^1 HP 7000	3.70	1.24	7.39	1.60	3.46	0.87	43.45	0.97	11.37	0.27	17	1979:1
Éq. A.3.2	y_t^1 HP 7000	3.22	1.27	8.56	2.26	4.27	0.90	74.88	0.97	13.71	0.34	23	1979:1
Éq. A.3.3	y_t^2 HP 1600	3.73	1.16	6.41	3.14	3.29	0.88	38.54	0.97	10.65	0.46	17	1979:1
Éq. A.3.4	y_t^2 HP 1600	3.33	0.98	4.70	6.93	3.28	0.93	60.14	0.97	12.75	0.58	23	1979:1
Éq. A.3.5	y_t^3 FK	4.66	1.41	5.09	2.21	2.13	0.92	40.04	0.97	11.35	0.28	17	1979:1
Éq. A.3.6	y_t^3 FK	2.67	1.68	7.33	0.62	1.14	0.90	40.99	0.97	14.06	0.25	23	1979:1
Éq. A.3.7	y_t^4 Quad	3.90	1.25	6.39	1.20	2.94	0.88	43.24	0.97	11.69	0.26	17	1979:1
Éq. A.3.8	y_t^4 Quad	3.46	1.33	8.69	1.14	2.86	0.90	59.20	0.97	14.04	0.24	23	1979:1
Éq. A.3.9	y_t^1 HP 7000	5.40	7.01	1.64	-8.48	-1.02	1.03	28.89	0.97	11.51	0.05	17	1985:1
Éq. A.3.10	y_t^1 HP 7000	4.47	4.84	3.69	-5.32	-2.18	1.05	39.29	0.97	12.36	0.14	23	1985:1
Éq. A.3.11	y_t^2 HP 1600	5.60	-20.84	-0.24	56.53	0.27	0.99	33.31	0.97	10.51	0.20	17	1985:1
Éq. A.3.12	y_t^2 HP 1600	67.90	-166.12	-0.05	369.04	0.06	1.00	39.67	0.96	10.94	0.67	23	1985:1
Éq. A.3.13	y_t^3 FK	2.08	2.44	1.82	-6.56	-1.25	1.03	30.78	0.97	10.51	0.20	17	1985:1
Éq. A.3.14	y_t^3 FK	0.91	3.01	3.44	-5.88	-1.85	1.05	34.75	0.97	11.93	0.28	23	1985:1
Éq. A.3.15	y_t^4 Quad	3.78	4.57	3.54	-3.72	-1.69	1.06	24.55	0.96	11.29	0.05	17	1985:1
Éq. A.3.16	y_t^4 Quad	3.01	4.07	3.85	-3.70	-2.29	1.05	34.23	0.97	11.90	0.29	23	1985:1

□: la p-value est obtenue par *bootstrap* : pour chaque équation, le nombre d'itérations réalisées pour estimer la distribution de la J-statistique est de 400 (resp. 200) lorsque la période considérée est 1975 – 2003 (resp. 1985 – 2003).

Tableau A.4

Résultats des estimations par les MMG Instruments : retards des taux courts, de l'inflation, de l'écart de production et d'un taux forward allemand (5-10 ans)													
	<i>Écart de production</i>	\bar{r}	\mathbf{a}	t - <i>student</i>	\mathbf{b}	t - <i>student</i>	\mathbf{r}	t - <i>student</i>	\bar{R}^2	J - <i>statistique</i>	p - <i>value</i> [□]	<i>Nb d'instruments</i>	<i>Début</i>
Éq. A.4.1	y_t^1 HP 7000	2.96	1.37	9.97	1.26	3.38	0.88	66.41	0.97	13.79	0.34	23	1979:1
Éq. A.4.2	y_t^1 HP 7000	2.74	1.50	13.51	1.06	3.44	0.90	79.08	0.97	14.96	0.73	31	1979:1
Éq. A.4.3	y_t^2 HP 1600	3.59	1.16	8.30	3.53	4.43	0.89	62.01	0.97	11.81	0.78	23	1979:1
Éq. A.4.4	y_t^2 HP 1600	2.90	1.36	15.76	2.17	4.68	0.90	96.63	0.97	15.20	0.68	31	1979:1
Éq. A.4.5	y_t^3 FK	2.56	1.74	8.44	0.83	1.76	0.90	48.68	0.97	13.81	0.28	23	1979:1
Éq. A.4.6	y_t^3 FK	2.13	1.98	8.03	0.67	1.43	0.92	56.08	0.97	14.57	0.83	31	1979:1
Éq. A.4.7	y_t^4 Quad	2.78	1.46	9.39	0.68	2.26	0.89	58.03	0.97	14.27	0.18	23	1979:1
Éq. A.4.8	y_t^4 Quad	2.75	1.52	11.82	0.65	2.60	0.90	68.39	0.97	14.96	0.68	31	1979:1
Éq. A.4.9	y_t^1 HP 7000	5.90	4.22	3.24	-5.12	-2.00	1.04	48.02	0.97	11.33	0.53	23	1985:1
Éq. A.4.10	y_t^1 HP 7000	10.22	2.93	1.99	-5.25	-1.62	1.02	83.68	0.97	12.50	0.81	31	1985:1
Éq. A.4.11	y_t^2 HP 1600	-0.38	-3.03	-0.59	18.29	1.14	0.98	67.08	0.97	11.72	0.35	23	1985:1
Éq. A.4.12	y_t^2 HP 1600	3.23	1.71	6.64	2.47	4.74	0.91	105.24	0.97	12.72	0.71	31	1985:1
Éq. A.4.13	y_t^3 FK	3.45	1.92	2.62	-3.85	-3.16	1.05	53.32	0.97	10.67	0.74	23	1985:1
Éq. A.4.14	y_t^3 FK	3.12	1.60	3.09	-4.35	-4.29	1.06	77.30	0.97	12.40	0.77	31	1985:1
Éq. A.4.15	y_t^4 Quad	8.61	2.64	1.09	-5.33	-1.04	1.02	52.75	0.97	11.11	0.64	23	1985:1
Éq. A.4.16	y_t^4 Quad	7.49	2.23	1.76	-4.22	-1.94	1.02	87.27	0.97	12.48	0.78	31	1985:1

[□] : la p-value est obtenue par *bootstrap* : pour chaque équation, le nombre d'itérations réalisées pour estimer la distribution de la J-statistique est de 400 (resp. 200) lorsque la période considérée est 1975 – 2003 (resp. 1985 – 2003).

Tableau A.5

Résultats des estimations par les MMG													
Instruments : retards des taux courts, de l'inflation, de l'écart de production et des taux longs													
	Écart de production	\bar{r}	a	t -student	b	t -student	r	t -student	\bar{R}^2	J -statistique	p -value [□]	Nb d'instruments	Début
Éq. A.5.1	y_t^1 HP 7000	3.19	0.89	5.09	3.14	3.78	0.90	46.05	0.97	16.07	0.01	17	1979:1
Éq. A.5.2	y_t^1 HP 7000	3.45	1.28	11.13	2.22	5.07	0.92	86.00	0.97	16.85	0.10	23	1979:1
Éq. A.5.3	y_t^2 HP 1600	4.27	0.74	1.71	11.58	1.58	0.95	33.73	0.97	14.34	0.20	17	1979:1
Éq. A.5.4	y_t^2 HP 1600	2.76	1.14	9.47	5.28	5.01	0.93	83.85	0.98	17.34	0.03	23	1979:1
Éq. A.5.5	y_t^3 FK	2.82	1.97	7.21	1.41	2.13	0.90	37.42	0.96	15.45	0.06	17	1979:1
Éq. A.5.6	y_t^3 FK	3.03	1.48	10.56	0.69	1.75	0.89	51.92	0.97	16.63	0.16	23	1979:1
Éq. A.5.7	y_t^4 Quad	2.76	1.58	9.30	0.91	2.64	0.88	43.28	0.97	15.87	0.02	17	1979:1
Éq. A.5.8	y_t^4 Quad	3.42	1.31	10.25	1.17	3.60	0.91	71.75	0.97	16.73	0.14	23	1979:1
Éq. A.5.9	y_t^1 HP 7000	1.56	-0.39	-0.06	11.18	0.63	0.99	47.91	0.97	11.74	0.35	17	1985:1
Éq. A.5.10	y_t^1 HP 7000	4.36	0.58	0.70	4.65	2.36	0.96	71.76	0.97	12.63	0.70	23	1985:1
Éq. A.5.11	y_t^2 HP 1600	3.02	8.44	2.35	-13.13	-1.75	1.04	47.75	0.96	12.15	0.20	17	1985:1
Éq. A.5.12	y_t^2 HP 1600	11.53	-20.84	-0.61	56.38	0.67	0.99	73.00	0.96	12.72	0.57	23	1985:1
Éq. A.5.13	y_t^3 FK	3.81	3.44	8.56	0.91	1.19	0.91	41.22	0.97	11.96	0.33	17	1985:1
Éq. A.5.14	y_t^3 FK	1.95	3.39	19.01	-2.23	-9.49	1.20	36.54	0.94	13.23	∅	23	1985:1
Éq. A.5.15	y_t^4 Quad	3.18	2.17	0.84	5.35	0.77	0.98	45.02	0.97	11.53	0.41	17	1985:1
Éq. A.5.16	y_t^4 Quad	6.92	-0.69	-0.24	7.93	1.02	0.98	62.41	0.97	12.45	0.78	23	1985:1

∅ : non disponible, la valeur estimée de p étant de 1.20 pour l'équation A.5.14, la procédure de *bootstrap* ne peut être mise en œuvre.

□ : la p -value est obtenue par *bootstrap* : pour chaque équation, le nombre d'itérations réalisées pour estimer la distribution de la J -statistique est de 400 (resp. 200) lorsque la période considérée est 1975 – 2003 (resp. 1985 – 2003).

V. Tableaux de résultats de la partie 4

Tableau A.6

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

Tableau A.7

Estimation du système { (4.2)–(4.3) } (1985Q1 – 2003Q2)		
	MR [□]	GC
a	-1.97*** (0.74)	
b_l	0.93*** (0.16)	0.83***
b_p	0.60* (0.34)	0.90**
b_y	0.31* (0.17)	0.36*
r_1	1.31*** (0.10)	
r_2	-0.53*** (0.10)	
R^2 (de (4.3))	0.82	

*/**/** : paramètre significatif au seuil de 10/5/1%
[□] MR :Mésonnier Renne, GC : Gerlach-Kristen
écarts type entre parenthèses, la correction de Newey-West est appliquée.

Tableau A.8

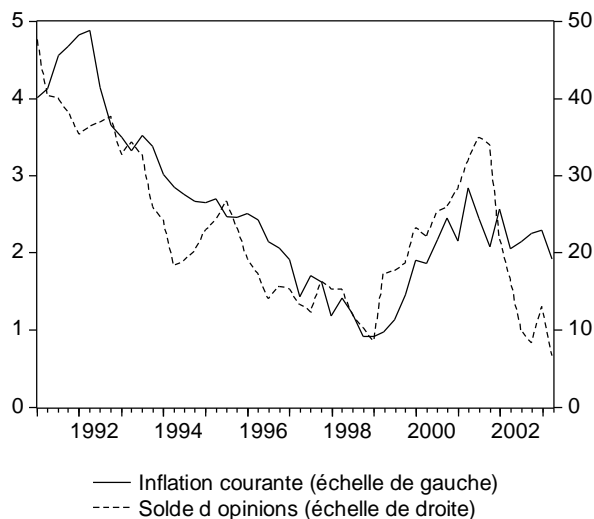
Estimation de (4.6) (1985Q1 – 2003Q2)	
c_{ce}	-0.13* (0.07)
c_i	0.29*** (0.06)
c_{l0}	0.49** (0.19)
c_{p0}	0.30 (0.25)
c_{y2}	0.18* (0.10)
R^2	0.55

*/**/** : paramètre significatif au seuil de 10/5/1%
écart-type entre parenthèses

VI. Construction de la série d'anticipations d'inflation par les ménages

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

Graphique A.7 : Solde d'opinion et inflation courante en glissement annuel.



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

Graphique A.8 : Inflation courante et inflation anticipée dérivée du solde d'opinions

