

Stabilité des prix et stratégie de politique monétaire unique

Christian Bordes¹ et Laurent Clerc²

Décembre 2003

Résumé

Cet article porte sur l'objectif de stabilité des prix dans le cadre de la stratégie de politique monétaire unique. En premier lieu, il revient sur la signification de cet objectif qui est commun à toutes les banques centrales. En deuxième lieu, l'attention se porte sur l'ancrage des anticipations à court / moyen terme. En s'appuyant sur plusieurs mesures, on montre que cet ancrage est bien assuré. La théorie néo-keynésienne moderne est un cadre approprié pour analyser les conséquences de cet ancrage sur la détermination du taux d'inflation à court et moyen termes. De ce point de vue, l'évolution de la hausse des prix observée dans la zone euro apparaît conforme aux enseignements de la théorie et l'efficacité de l'action de la BCE semble bien assurée. En troisième lieu, on s'attache à l'autre aspect de la stabilité monétaire : le degré d'incertitude sur l'évolution du niveau général des prix et l'ancrage des anticipations à moyen / long terme. Bien que cette évaluation soit plus difficile que celle effectuée sur le court - moyen terme, les différents indicateurs utilisés et directement issus de l'analyse théorique donnent une image plutôt rassurante de l'efficacité du cadre adopté par la BCE.

Abstract:

This paper focuses on the price stability objective within the framework of the single monetary policy strategy. It starts by reviewing what this objective, which is common to all central banks, means. Secondly, this paper will focus exclusively on the anchoring of short- to medium-term inflation expectations (Part 2). Several measures show that this anchoring is effective. Modern New Keynesian theory is an appropriate framework for analysing the impact that this anchoring of expectations has on the determination of the short- to medium-term inflation rate. From this point of view, observed inflation in the euro area seems to be in line with the theory and the ECB's action seems to be very effective. Thirdly, we will focus on the other aspect of monetary stability: the degree of price-level uncertainty and the anchoring of inflation expectations in the medium to long term. Even though this assessment is more difficult than it is in the short to medium term, since we only have a track record covering five years, various indicators from the theoretical analysis paint a fairly reassuring picture of the effectiveness of the device used by the ECB.

J.E.L. : E52, E58, E31.

Mots clés : Politique monétaire, Banque Centrale Européenne, Inflation.

¹ Université de PARIS I – Panthéon - Sorbonne. E-mail : christian.bordes@univ-paris1.fr

² Banque de France. E-mail : laurent.clerc2@banque-france.fr

Les opinions exprimées dans cet article sont de la seule responsabilité des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles des institutions auxquelles ils sont rattachés. Nous remercions les participants au séminaire de recherche de la Banque et plus particulièrement notre discutant Massimo Rostagno (BCE).

Résumé non technique

I

- La stabilité des prix doit être examinée à l'aune de deux critères : a) la stabilité des anticipations d'inflation à court et moyen termes ; b) l'absence d'incertitude sur le niveau général des prix à long terme. En pratique, l'évaluation des stratégies monétaires est malheureusement trop souvent limitée au premier aspect.
- Une stratégie de ciblage de l'inflation est incomplète : si elle permet d'assurer la stabilité du taux d'inflation à court / moyen terme, elle ne garantit pas la stabilité monétaire à long terme. Elle doit donc être complétée par un autre dispositif.
- Les banques centrales ayant adopté une stratégie de ciblage de l'inflation n'ont pas précisé la nature exacte de ce dispositif, même si certaines l'ont évoqué. En revanche, dans le cas de la BCE, dont la stratégie peut être qualifiée de mixte, c'est la valeur de référence pour la croissance monétaire qui doit permettre de régulariser l'évolution du niveau général des prix à long terme.

II

- Depuis la mise en œuvre de la politique monétaire unique, la dynamique à court terme de l'inflation a été largement perturbée par une série de chocs transitoires sur les prix, sans que, pour autant, cela vienne affecter l'ancrage des anticipations d'inflation, qui sont restées remarquablement stables dans un intervalle compris entre 1,5 et 2 %.
- A court / moyen terme, le cadre d'analyse « néo-keynésien » est pertinent : une politique d'ancrage des anticipations d'inflation est un instrument efficace pour assurer la stabilité monétaire ; accessoirement, la monnaie peut fournir des informations utiles sur l'évolution future de l'activité économique et, dans une moindre mesure, sur l'évolution des prix.
- L'évolution de l'inflation à court / moyen terme dans la zone euro est conforme aux principaux enseignements de la théorie économique. Ainsi, une première caractérisation empirique montre que : 1) il semble exister un fort degré de persistance de l'inflation qui paraît néanmoins s'atténuer sensiblement depuis la mise en œuvre de la politique monétaire unique ; 2) le changement de régime monétaire ne s'est pas accompagné d'une plus grande incertitude relative à la dynamique de court terme de l'inflation, si ce n'est transitoirement au moment du passage à l'euro fiduciaire ; 3) dans ses décisions de politique monétaire, la BCE a semblé moins agressive que ne le recommande la théorie néo-keynésienne (principe de Taylor) : cependant, la réaction de la BCE peut s'expliquer par une attention particulière portée aux anticipations d'inflation de long terme.

III

- A moyen / long terme, les faits saillants qui se dégagent de l'analyse empirique de la dynamique de l'inflation dans la zone euro sont les suivants : 1) le taux d'inflation annuel moyen dans le régime permanent serait de l'ordre de 1,9 %, soit « un niveau proche mais inférieur à 2 % » ; le retour à ce régime permanent à la suite d'un choc transitoire sur l'inflation est encore à ce jour relativement long, environ sept ans, du fait du fort degré d'inertie de l'inflation ; 2) les différentes mesures des anticipations d'inflation à long terme sont concordantes et stables dans un intervalle également compris entre 1,5 et 2 %. Cette stabilité des anticipations à long terme n'a pas rendu nécessaire une agressivité marquée de la BCE.
- L'explication de l'ancrage des anticipations d'inflation à long terme proposée par la seule analyse néo-keynésienne n'est pas satisfaisante. A cet horizon, la monnaie joue un rôle décisif. De ce point de vue, l'affichage par la BCE d'une valeur de référence pour la progression monétaire a des fondements théoriques solides.
- Il reste difficile, après seulement quatre ans d'exercice, d'évaluer l'efficacité à moyen et long terme de la stratégie de politique monétaire de la BCE. Toutefois, d'une analyse empirique

préliminaire se dégagent des indications plutôt rassurantes : 1) un choc affectant les anticipations d'inflation de court terme n'est généralement pas répercuté sur les anticipations d'inflation à plus long terme ; 2) depuis 1999, on ne peut rejeter l'hypothèse de stationnarité des prix autour d'une tendance déterministe, signe de stabilité à long terme du taux d'inflation et d'absence d'incertitude sur l'évolution du niveau général des prix.

IV

- En termes de stratégie de politique monétaire, la clarification apportée à l'issue du Conseil des gouverneurs de la BCE du 8 mai 2003 est, au vu des conclusions de ce rapport, utile à double titre :
- la distinction entre « analyse économique », qui renvoie au cadre d'analyse néo-keynésien, et « analyse monétaire » est pertinente car elle permet l'ancrage simultané des anticipations d'inflation à court / moyen terme et à long terme ;
- elle résout une difficulté de communication, voire de mise en œuvre, de la stratégie de politique monétaire unique qui reposait sur une présentation des deux « piliers » comme explications alternatives du phénomène inflationniste, faisant éventuellement jouer à la monnaie un rôle dans la stabilisation des anticipations de court terme qu'elle ne saurait avoir. Or, loin d'être alternatives, ces deux approches sont en réalité complémentaires, la monnaie jouant un rôle décisif dans l'ancrage des anticipations d'inflation à long terme tandis que le cadre néo-keynésien est suffisant à court terme. De ce fait, le changement de présentation adopté lors de la déclaration introductive du Président de la BCE à l'issue de chaque réunion du Conseil des gouverneurs reflète tout à fait la complémentarité des deux cadres d'analyse.
- Enfin, l'ancrage des anticipations d'inflation, qui découle de l'annonce de la valeur de référence et de la crédibilité de la banque centrale, garantit l'absence d'incertitude sur le niveau général des prix à long terme. Ainsi, la politique monétaire n'a pas nécessairement à compenser à court terme un écart au sentier d'évolution des prix, le retour à ce sentier d'équilibre devant être assuré par le canal des anticipations.

Introduction

Cet article porte sur l'objectif de stabilité des prix dans le cadre de la stratégie de politique monétaire unique. En premier lieu, il revient sur la signification de cet objectif qui est commun à toutes les banques centrales (Première partie). Il recouvre deux caractéristiques bien distinctes (Ireland, 1993) : a) l'ancrage des anticipations inflationnistes à court / moyen terme ; b) l'absence d'incertitude sur l'évolution à long terme du niveau général des prix. La stratégie monétaire adoptée par la BCE est orientée vers leur réalisation simultanée dans l'économie de la zone euro. En deuxième lieu, l'attention se porte exclusivement sur l'ancrage des anticipations à court / moyen terme (Deuxième partie). En s'appuyant sur plusieurs mesures, on voit que cet ancrage est bien assuré. La théorie néo-keynésienne moderne est un cadre approprié pour analyser les conséquences de cet ancrage sur la détermination du taux d'inflation à court et moyen termes. De ce point de vue, l'évolution de la hausse des prix observée dans la zone euro apparaît conforme aux enseignements de la théorie et l'efficacité de l'action de la BCE semble bien assurée. En troisième lieu, on s'attache à l'autre aspect de la stabilité monétaire : le degré d'incertitude sur l'évolution du niveau général des prix et l'ancrage des anticipations à moyen / long terme (Troisième partie). La démarche adoptée est la même que celle utilisée dans la partie précédente. Là aussi, on commence par une analyse empirique dont l'objectif est de dégager la valeur du taux d'inflation en régime permanent et qui passe en revue différentes mesures de la hausse des prix anticipée à long terme dans la zone euro. Ensuite, le cadre théorique utilisé dans la deuxième partie est complété en mettant l'accent sur le rôle joué par l'affichage d'une valeur de référence pour le taux de croissance de l'offre de monnaie, destiné à ancrer les anticipations d'inflation à long terme. Il sert, enfin, à évaluer l'efficacité de l'action de la BCE pour assurer la stabilité monétaire à long terme. Même si cela est plus difficile que pour le court / moyen terme – on ne dispose pas d'un recul suffisant après seulement quatre ans et demi d'expérience –, différents indicateurs issus de l'analyse théorique donnent une image plutôt rassurante de l'efficacité du dispositif adopté.

Comme on le voit, l'analyse de la stabilité monétaire dans la zone euro est articulée ici autour de la distinction entre d'un côté le court / moyen terme, de l'autre le moyen / long terme. En effet, l'analyse ne peut être complète que si on l'aborde successivement à ces deux niveaux même si, trop souvent, la plupart des travaux disponibles se limite au premier. Que recouvre en pratique cette distinction ? La BCE y fait explicitement référence quand elle affiche sa volonté de contrôler l'inflation à moyen terme dans la zone euro. Certains regrettent parfois qu'elle ne propose pas de définition opérationnelle de ce terme, tout en ajoutant qu'il n'est pas sûr qu'une telle définition puisse être proposée (Gali, 2003). Ce point de vue est sans doute excessif. Cette définition ressort clairement des travaux sur le sujet. À partir des études empiriques sur les relations entre la monnaie, l'activité économique et les prix, on s'accorde sur le découpage suivant (Issing *et al*, 2000 ; Jaeger, 2002) : le court terme est une période de un an et demi à deux ans – où la monnaie influence principalement l'activité économique - ; le moyen terme correspond à un cycle complet de l'activité économique – quatre ou cinq ans - ; le long terme est une période de huit à dix ans, au moins, où se manifeste la neutralité de la monnaie, celle-ci influençant uniquement le niveau général des prix.

1. Stabilité monétaire et stratégie de la BCE

1.1. Qu'est ce que la stabilité monétaire ?

Au sens strict, la stabilité du niveau général des prix est définie par deux conditions : a) l'absence d'incertitude quant à son évolution à long terme ; b) un taux d'inflation anticipé nul (Ireland, 1993). En pratique, la définition retenue est souvent moins exigeante. La seconde condition est assouplie : en raison des problèmes soulevés pour mesurer correctement la hausse des prix, une valeur légèrement positive du taux d'inflation anticipé – à condition qu'elle soit à peu près constante – est jugée suffisante. Certains vont même plus loin en se contentant de cette dernière exigence et en abandonnant la première. La stabilité des prix est alors définie comme une situation où « les variations attendues du

niveau moyen des prix sont suffisamment faibles et graduelles pour ne pas influencer sensiblement sur les décisions financières des entreprises et des ménages » (Greenspan, 1989).

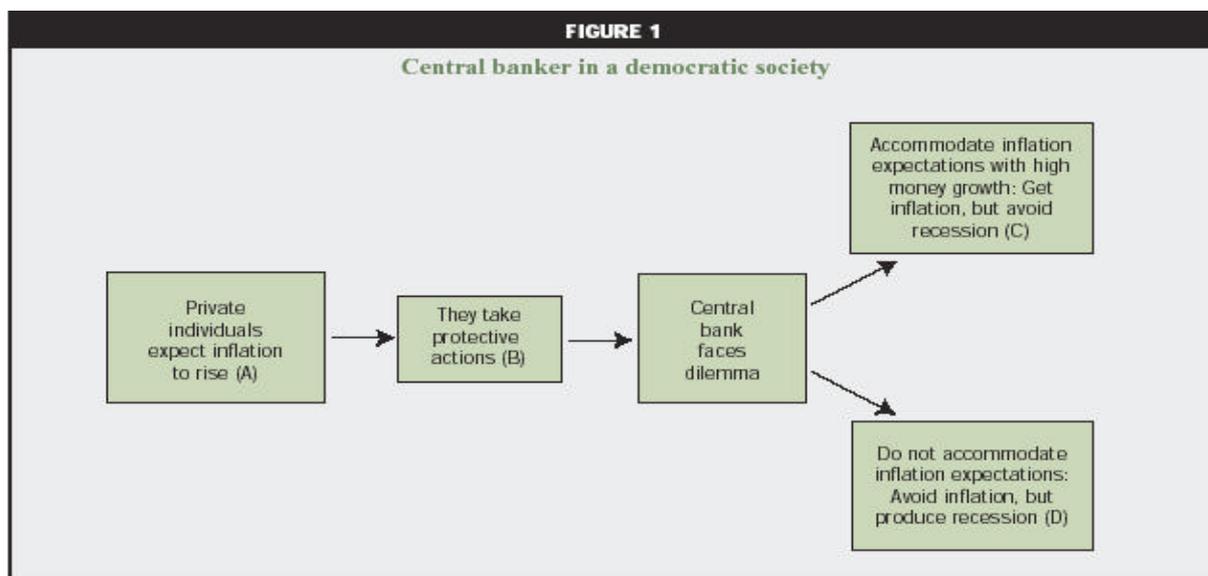
La condition b) – dans sa forme pure ou dans sa version amendée – est justifiée par l’approche institutionnelle qui insiste sur la vulnérabilité des banques centrales dans les sociétés démocratiques. Initialement proposée par Kydland et Prescott (1977) et développée ultérieurement par Barro et Gordon (1983), elle prend aujourd’hui la forme de l’hypothèse de la trappe à anticipations pour expliquer la dynamique de l’inflation (Christiano et Gust, 2000 ; Christiano et Fitzgerald, 2003). Si les agents économiques anticipent un taux d’inflation élevé, ils cherchent à se protéger contre elle ; les autorités monétaires se trouvent alors face au dilemme suivant (Graphique 1) :

- valider les anticipations par une accélération de la croissance monétaire ; l’avantage est d’éviter une récession ; mais en contrepartie la hausse des prix est plus forte ;
- ne pas modifier la croissance monétaire ; on évite l’accélération de l’inflation mais il y a une récession de l’activité économique.

Pour éviter ce piège et assurer la stabilité monétaire, la banque centrale doit montrer clairement que le premier scénario est à exclure. C’est beaucoup plus facile si elle est indépendante que si elle est sous la tutelle de l’Etat. Mais, dans le cadre de ses statuts, tout dépend aussi de sa stratégie. Une réaction immédiate et prononcée à une modification sensible des anticipations de prix – aussi bien en direction de l’inflation que dans le sens contraire – empêche le déclenchement d’enchaînements qui pourraient devenir très vite incontrôlables. En la matière, un suivi permanent des indicateurs disponibles s’impose. L’efficacité de l’action des autorités peut être évaluée en examinant l’évolution du taux d’inflation anticipé mesuré au moyen d’enquêtes ou d’indicateurs construits à partir d’informations tirées des marchés de capitaux. Le taux d’inflation observé étant égal à moyen et long terme au taux d’inflation anticipé, la vérification de la condition a) se traduit par la stationnarité du niveau général des prix (en *logs*) autour d’une tendance linéaire.

Graphique 1

Stratégie de politique monétaire et ancrage des anticipations



Source : Christiano et Fitzgerald (2003) p. 24.

La condition a) indique que l’évolution à long terme du niveau général des prix doit être aussi régulière que possible³. Les avantages de la stabilité des prix à long terme sont nombreux : élimination

³ À ce stade, la définition du long terme reste assez vague : une décennie au moins ; une vingtaine d’années en moyenne. Cette définition est précisée dans le 2.1.

des transferts arbitraires de richesse ; réduction des coûts de calcul et d'étiquetage ; renforcement du rôle des prix dans le mécanisme d'affectation des ressources ; élimination des distorsions dues à un régime fiscal applicable à des valeurs nominales (voir, par exemple, Barnett et Engineer, 1999). « Quand les anticipations d'inflation à long terme sont fermement ancrées, la variabilité des taux d'intérêt à long terme est plus faible, et il est plus facile pour les entreprises et les investisseurs de s'engager dans des contrats à long terme » (Rogoff, 2003). Toute incertitude dans ce domaine rend plus difficile la prise de décisions. La monnaie joue moins bien son rôle d'unité de compte et cela pénalise les agents économiques : les ménages qui veulent épargner pour leur retraite ; les entreprises contraintes de s'endetter à plus court terme, le financement à long terme étant plus cher en raison des primes de risque, etc... Par conséquent, les écarts mesurés par rapport à la tendance - correspondant à l'ancrage des anticipations à une valeur donnée - ne doivent pas être trop importants sous peine de voir s'instaurer dans l'économie un climat d'incertitude dommageable pour l'investissement et la croissance.

Comme on l'a déjà mentionné, il est fréquent que cette dernière caractéristique de la stabilité monétaire soit ignorée. A priori, cela peut paraître justifié : si les anticipations d'inflation sont ancrées en permanence et si aucun choc ne frappe l'économie, il n'y a pas d'incertitude quant à l'évolution des prix. La réalité est bien sûr différente. Les banques centrales ne peuvent pas et ne souhaitent pas contrôler les prix de manière aussi stricte car, en cas de choc, il faudrait accepter des fluctuations importantes de l'activité économique. Par conséquent, sur des périodes plus ou moins longues, la hausse des prix enregistrée peut être supérieure ou inférieure à celle qui avait été prévue. Si l'on considère que ces écarts sont définitivement acquis -i.e. la banque centrale ne cherche pas à corriger les déviations passées- , l'évolution à long terme du niveau général des prix devient incertaine en dépit de la stabilité des anticipations d'inflation. Par conséquent, il est nécessaire d'apprécier la réussite d'une stratégie de stabilité monétaire à l'aune des deux critères énoncés au départ.

1.2. Programmes de stabilité monétaire : les options offertes

L'adoption d'une cible d'inflation – dans la forme retenue habituellement – peut permettre d'assurer un ancrage des anticipations mais pas la stabilité monétaire au sens plein du terme. Pour cela, il faut la compléter par un dispositif visant à réduire l'incertitude sur l'évolution à long terme du niveau général des prix. A l'opposé, l'adoption d'une règle monétaire « à la Friedman » limite cette incertitude mais peut ne pas assurer un ancrage suffisant des anticipations dans le court terme. En théorie, la solution la plus simple à ce problème est d'adopter un objectif portant sur l'évolution du niveau général des prix. Mais cela soulève d'autres difficultés (que l'on précisera plus bas). En pratique, la solution consiste à adopter une stratégie mixte ou hybride où la recherche de l'ancrage des anticipations est complétée par un dispositif qui est une force de rappel vers une évolution régulière du niveau général des prix (McCallum, 1997 ; Batini et Yates, 2001 ; Mishkin, 2000). Dans ce but, une révision périodique de la cible d'inflation ou bien le recours à une norme de référence pour la croissance monétaire sont envisageables⁴.

1.2.1. Stratégies incomplètes : cible d'inflation ou règle de croissance monétaire

Un grand nombre de banques centrales ont choisi d'adopter une cible d'inflation. Celle-ci consiste à faire varier le taux d'intérêt en fonction de l'évolution de l'inflation prévue à un horizon généralement compris entre dix-huit mois et deux ans. Cette stratégie est un moyen efficace d'ancrer les anticipations inflationnistes sur la période retenue. Mais elle peut s'accompagner d'une incertitude importante quant à l'évolution à long terme du niveau général des prix (voir Goodfriend, 1987). En effet, la hausse des prix enregistrée peut être supérieure ou inférieure à celle qui avait été prévue. Si l'on considère - ce qui est habituellement le cas - que ces écarts sont définitivement acquis, l'évolution du niveau général des prix peut être irrégulière à long terme, même si l'ancrage des

⁴ La liste des stratégies hybrides est plus longue. Mishkin (2000) en suggère deux autres : affichage d'une cible d'inflation avec un engagement de correction d'erreur selon lequel les écarts par rapport à la cible seront en partie corrigés à l'avenir ; poursuite d'une cible d'inflation dans des circonstances normales avec une clause de sortie consistant dans l'adoption d'une cible relative au niveau général des prix en cas de danger déflationniste, en particulier si les taux d'intérêt sont au voisinage de 0%.

anticipations d'inflation est bien assuré sur une période plus courte. Tout dépend alors de savoir si cette volatilité est ou non à l'origine d'une incertitude gênante qui pourrait perturber le fonctionnement de l'économie. Certains pensent que non. Ils se fondent sur les arguments suivants (McCallum, 1997, pp. 18-19) : a) il y a peu de décisions économiques où l'horizon retenu est supérieur à vingt ans ; b) à cet horizon, l'incertitude quant à la valeur du niveau général des prix est peu importante, même si son logarithme suit une marche au hasard : sa valeur est comprise dans un intervalle de confiance (défini au niveau habituel de 95%) de $\pm 8\%$, ce qui correspond à un niveau d'incertitude très faible comparé à celui observé des années soixante aux années quatre-vingt. Mais, même si l'on accepte – ce qui n'est pas toujours le cas – cette argumentation, l'adoption d'une stratégie hybride reste préférable car elle procure les avantages de la stationnarité du niveau général des prix autour d'une tendance (McCallum, 1997, p. 19).

Friedman (1960) propose une règle de croissance à taux constant de l'offre de monnaie. Celle-ci doit permettre une évolution à long terme régulière du niveau général des prix s'il existe une relation stable sur cette durée entre la masse monétaire et les prix. Pour qu'il en soit ainsi, il ne faut pas que la vitesse de circulation et le taux de croissance de l'économie soient affectés par des chocs permanents. À supposer qu'il en soit ainsi, la relation entre la monnaie et les prix n'est pas vérifiée sur une période plus courte. Aussi cette stratégie peut-elle avoir du mal à assurer en permanence un bon ancrage des anticipations. En outre, elle est en désaccord avec une réalité où l'action des banques centrales est orientée à court terme non pas vers le contrôle d'un agrégat de monnaie mais vers celui des taux d'intérêt.

1.2.2. Ciblage du niveau général des prix

La banque centrale peut choisir d'annoncer un sentier d'évolution du niveau général des prix, ce qui revient à se fixer un objectif pour la valeur moyenne du taux d'inflation calculée sur le long terme. Elle cherche ensuite à corriger les écarts entre l'évolution constatée et le sentier d'évolution souhaitée. La réussite de cette stratégie peut être mesurée par la stationnarité de la série du logarithme du niveau général des prix autour d'une tendance linéaire. Dans ce cas, les deux caractéristiques de la stabilité monétaire sont vérifiées en bloc. Un des principaux avantages de cette stratégie serait de mettre l'économie à l'abri du danger déflationniste en interdisant toute dérive des prix. En effet, en cas de baisse des prix, les anticipations d'inflation sont automatiquement revues à la hausse (Svensson, 1999). En contrepartie, la production et l'inflation seraient plus volatiles que dans un régime de cible d'inflation. La raison est simple : quand un choc pousse l'inflation au-dessus de sa moyenne, il faut que, par la suite, la hausse des prix tombe au-dessous de la moyenne ; s'il existe des rigidités nominales dans l'économie, la plus grande variabilité de l'inflation se traduit par une plus grande variabilité de la production. Toutefois, cette idée est remise en cause par des travaux récents qui montrent que, sous certaines conditions relatives à la formation des anticipations et au degré de persistance de la production, cette stratégie peut permettre de mieux assurer la stabilité à long terme des prix sans provoquer une plus grande volatilité de la production (voir Barnett et Engineer, 1999).

1.2.3. Combinaison d'une cible d'inflation et d'un objectif de prix

King (1996) propose une stratégie mixte où l'adoption d'une cible d'inflation – à un horizon de un an et demi ou deux ans – s'accompagne d'une évaluation régulière – tous les cinq ans ? – de l'évolution du niveau général des prix et de calculer la valeur moyenne du taux d'inflation sur la période sous revue. En pratique, cela revient à adopter une règle de taux d'intérêt où l'on cherche à corriger non seulement les écarts observés entre le taux d'inflation observé et l'objectif de hausse des prix sur le court-moyen terme, mais aussi les écarts entre les évolutions observée et souhaitée du niveau général des prix, la correction se faisant à ce niveau à un horizon plus éloigné - dix ans ou plus -. La fixation du taux d'intérêt obéit alors à la règle suivante :

$$i_t = i^* + I_1(y_t - y^*) + I_2(p_t - p^*) + I_3\left(\frac{P_t - P_t^*}{P_t^*}\right)$$

où : $\lambda_3 = \lambda_2 / H$ et H est l'horizon ; $y_t - y^*$ est l'écart de production ; $\pi_t - \pi^*$ est l'écart entre l'inflation observée et l'objectif d'inflation ; $P_t - P^*$ est l'écart entre la valeur observée du niveau général des prix et la valeur retenue comme objectif⁵.

1.2.4. Ancrage des anticipations inflationnistes et norme de référence pour la croissance monétaire

La proposition de Hetzel (1987, 1993) consiste à amender la stratégie recommandée par Friedman. Comme elle, elle est fondée sur la théorie quantitative de la monnaie qui en fournit le principe. Mais elle l'amende et la complète en partant du constat que, dans les économies modernes, la banque centrale ne contrôle pas directement la quantité de monnaie mais le taux d'intérêt. D'après la théorie quantitative de la monnaie, pour assurer la stabilité du niveau général des prix, la banque centrale doit maintenir le taux d'intérêt à sa valeur d'équilibre. Cela la conduit à : a) modifier son taux d'intérêt en fonction des variations du taux d'intérêt réel ; b) le fixer de sorte que le secteur privé puisse prévoir la valeur future du niveau général des prix. En pratique, les autorités monétaires font varier le taux d'intérêt en fonction de l'écart entre l'évolution souhaitée du niveau général des prix et l'évolution anticipée par le secteur privé – mesurée par exemple à partir des informations fournies par le marché des obligations indexées. Simultanément, elles surveillent l'évolution de la masse monétaire. La principale différence avec la stratégie précédente est que, si l'évolution monétaire précède celle du niveau général des prix, la force de rappel vers le sentier d'évolution à long terme souhaité pour ce dernier devrait s'exercer plus tôt. C'est ce type de stratégie qui a été choisi par la BCE.

1.3. Stratégie de la BCE

1.3.1. Stratégie hybride pour assurer la stabilité monétaire

La stratégie de politique monétaire de la BCE est axée sur la stabilité monétaire. Son objectif final est défini par le Traité de Maastricht qui précise, au titre de l'article 105 (1), que : « L'objectif principal du SEBC est de maintenir la stabilité des prix. Sans préjudice de l'objectif de stabilité des prix, le SEBC apporte son soutien aux politiques économiques générales dans la Communauté, en vue de contribuer à la réalisation des objectifs de la Communauté, tels que définis à l'article 2⁶. Le SEBC agit conformément au principe d'une économie ouverte où la concurrence est libre, en favorisant une allocation efficace des ressources et en respectant les principes fixés à l'article 4⁷. ».

A l'issue de sa réunion du 13 octobre 1998⁸, le Conseil des gouverneurs de la BCE décrivait les principaux éléments de sa stratégie de politique monétaire. Dès le départ, cette stratégie a été articulée autour de : a) une définition quantitative de l'objectif de stabilité des prix assigné à la BCE par le Traité de Maastricht : « une croissance annuelle de l'Indice des Prix à la Consommation Harmonisé (IPCH) de la zone euro inférieure à 2 % » ; b) une analyse conférant « un rôle prépondérant à la monnaie », signalé par l'annonce d'une valeur de référence⁹, et s'appuyant en outre sur « une appréciation de l'évolution future des prix fondée sur une large gamme d'indicateurs économiques et financiers ». L'éditorial du premier bulletin mensuel de la BCE de janvier 1999 officialise cette approche en « deux piliers ».

La définition du Conseil des gouverneurs précise par ailleurs que : a) la stabilité des prix doit être maintenue à moyen terme, reconnaissant ainsi l'existence d'une volatilité à court terme des prix qui ne

⁵ Batini et Yates (2001).

⁶ L'article 2 précise que « la Communauté a pour mission ...de promouvoir dans l'ensemble de la Communauté un développement harmonieux, équilibré et durable des activités économiques, un niveau d'emploi et de protection sociale élevé... une croissance durable et non inflationniste, un haut degré de compétitivité et de convergence des performances économiques, un niveau élevé de protection et d'amélioration de la qualité de l'environnement... ».

⁷ En particulier, l'article 4 mentionne que l'action des États membres et de la Communauté comporte « ...la définition et la conduite d'une politique monétaire et d'une politique de change uniques dont l'objectif principal est de maintenir la stabilité des prix et, sans préjudice de cet objectif, de soutenir les politiques économiques générales dans la Communauté, conformément au principe d'une économie ouverte où la concurrence est libre. ».

⁸ Cf. Communiqué de presse du 13 octobre 1998 : « A stability-oriented monetary policy strategy for the ESCB ».

⁹ Cf. Communiqué de presse du 1 décembre 1998 : « The quantitative reference value for monetary growth ».

peut être contrôlée par la politique monétaire ; b) l'accent est mis sur l'IPCH « de la zone euro », les décisions monétaires étant prises en fonction des évolutions relatives à la zone euro dans son ensemble et non régionales ou nationales ; c) que le plafond de 2% prolonge ceux de la plupart des banques centrales de la zone euro. Concernant ce dernier point et face aux critiques formulées sur le caractère asymétrique de cette définition, la BCE a par la suite précisé que l'expression de « croissance du glissement annuel des prix » excluait de fait les situations de baisse des prix, i.e. de déflation.

Bien que n'ayant fait l'objet d'aucune véritable mise en cause, si ce n'est par certaines critiques visant à lui substituer l'inflation sous-jacente, la pertinence du choix de l'IPCH comme indice de référence pour la définition quantitative de la stabilité des prix a été confirmée au cours de l'exercice d'évaluation interne conduit au sein de l'Eurosystème (Camba-Mendez, 2003). L'IPCH possède en effet de nombreux avantages : sa disponibilité, car c'est l'un des seuls indices harmonisés calculés pour l'ensemble de la zone euro, ce qui permet *de facto* une grande comparabilité des prix au sein de l'Union Monétaire ; sa crédibilité en temps que mesure reconnue et acceptée du changement du niveau général des prix ; sa fréquence, qui est mensuelle. Il souffre en revanche de quelques lacunes : sa mesure pourrait être améliorée par une mise à jour plus fréquente des pondérations utilisées au niveau national. En effet, seuls cinq pays sur douze révisent ces poids à une fréquence annuelle. En outre, il est impossible de mesurer, de façon précise, la marge d'erreurs commise sur la mesure des prix dans la zone euro.

Dans leurs rapports pour le Conseil d'analyse économique, Artus et Wyplosz (2002) estiment que le plafond de hausse des prix (2%) est trop bas et que la fourchette implicite est trop étroite. Ils recommandent de substituer à l'objectif retenu par la BCE une fourchette d'inflation de 1 à 4 %. Paul De Grauwe (cité par Le Monde, 29 janvier 2003, « La Banque centrale européenne s'interroge sur son rôle ») propose une fourchette moins large comprise entre 2 et 3 %. Dans une série de contributions, Svensson (2002 ; 2003) soutient que la définition de la stabilité des prix de l'Eurosystème est ambiguë et asymétrique et moins efficace pour ancrer les anticipations qu'un point focal. Pour lui, un objectif d'inflation symétrique explicite – 1,5%, 2% ou 2,5 % - serait préférable et permettrait un meilleur ancrage des anticipations. En outre, il considère qu'à partir du moment où la valeur retenue comme objectif est affichée clairement, peu importe de savoir si l'y a ou non un intervalle (Svensson, 2002).

Mais le plus important est que la stratégie de la BCE s'attache aux deux aspects de la stabilité monétaire. En ce sens, on peut la considérer comme une stratégie hybride qui vise à ancrer les anticipations d'inflation à moyen terme tout en cherchant à limiter l'incertitude sur l'évolution à long terme du niveau général des prix. Comme l'écrit très justement Jaeger (2002) : on peut la considérer « comme une version modifiée d'une cible d'inflation où, la banque centrale, d'un côté évite d'afficher une valeur ou une fourchette précises pour le taux d'inflation à moyen terme, de l'autre utilise une ancre nominale explicite pour le long terme (la valeur de référence de M3) pour fixer les anticipations d'inflation de long terme ».

1.3.1. Déterminants réels de l'inflation et ancrage des anticipations à court / moyen terme

À court / moyen terme, la stratégie monétaire de la BCE met l'accent sur le rôle des déterminants réels de l'inflation. Elle est fondée sur l'idée largement admise que la politique monétaire agit sur la hausse des prix de la façon suivante : l'action sur les taux d'intérêt directs influence les taux d'intérêt à court terme, les anticipations relatives à l'activité économique à court terme et, par ce biais, l'évolution du niveau général des prix. Il s'ensuit que « une évaluation, reposant sur une large gamme d'indicateurs des perspectives d'évolution des prix et des menaces pour la stabilité des prix joue un rôle essentiel dans la stratégie de l'Eurosystème » (BCE, 1999a, p. 52). Le caractère approprié de la politique monétaire est apprécié en prenant en compte les prévisions de hausse des prix réalisées à partir des salaires, des taux de change, des cours des obligations et de la courbe des rendements, de diverses mesures de l'activité réelle, d'indices de prix et de coûts et d'enquêtes auprès des entreprises et des consommateurs.

1.3.3. Déterminants monétaires de l'inflation et ancrage des anticipations à moyen / long terme

La stratégie monétaire de la BCE affiche aussi la volonté d'ancrer les anticipations à moyen et long termes : « Le fait que *la stabilité des prix doit être maintenue à moyen terme* traduit la nécessité, pour la politique monétaire, d'adopter une orientation anticipatrice, axée sur le moyen terme » (BCE, 1999 a, p. 49, c'est nous qui soulignons). Le choix de la méthode utilisée repose sur l'idée que les mécanismes de transmission de la politique monétaire via le secteur réel ne sont pas les seuls à travers lesquels la banque centrale influence les prix. « Il existe un large consensus, reposant sur des données empiriques solides, sur le fait que, *à moyen et long termes*, l'évolution du niveau des prix est un phénomène monétaire » (BCE, 1999b, p.29, c'est nous qui soulignons). Sur cette période, « *la monnaie constitue un point d'ancrage nominal* naturel, solide et fiable pour une politique monétaire axée sur le maintien de la stabilité des prix » (*ibidem*, p. 50, c'est nous qui soulignons). Cela conduit à lui accorder une place importante en affichant une valeur de référence pour la croissance d'un agrégat monétaire. En revanche, « le concept de valeur de référence n'implique pas un engagement de l'Eurosystème à corriger des écarts susceptibles d'apparaître à court terme entre la croissance monétaire et la valeur de référence » (*ibidem*, p.50).

La capacité de la BCE à ancrer les anticipations d'inflation de long terme a alimenté de nombreuses controverses. Les critiques s'attaquent en particulier au cœur de la stratégie de politique monétaire de la BCE pour y opposer généralement une stratégie alternative de ciblage d'inflation. Passant en revue la pratique et les résultats d'une quinzaine de banques centrales de pays de l'OCDE, Castelnovo et al.(2003) montrent que la plupart de ces banques centrales, à l'exception notable du Japon, sont parvenues à ancrer de façon croissante au cours du temps les anticipations d'inflation¹⁰ à long terme des agents. Ce résultat ne semble dépendre ni du cadre stratégique, ni de la façon dont l'objectif d'inflation est spécifié (i.e. sous la forme d'un point focal ou d'un intervalle). Dans une certaine mesure, ce travail confirme les conclusions de Ball et Sheridan (2003) qui mettent en doute la supériorité des stratégies de ciblage d'inflation en matière de stabilisation des prix, de la production et des taux d'intérêt.

A quel niveau doit-on cependant stabiliser ces anticipations d'inflation ? Pour l'essentiel, la littérature consacrée à la recherche du taux optimal d'inflation s'est scindée entre ceux qui considèrent que l'inflation introduit du sable dans les rouages de l'économie et ceux qui au contraire pensent qu'elle y met un peu de lubrifiant. Généralement, les travaux empiriques concluent à l'existence d'une liaison négative entre croissance et inflation, mais cette liaison prévaut pour des niveaux relativement élevés d'inflation. Une contribution récente de Rodriguez-Palenzuela *et al* (2003) indique cependant que, dans le cas de la zone euro, des niveaux modérés d'inflation produiraient également ces « effets de sable ». Pour autant, la zone euro semble caractérisée par d'importantes rigidités nominales, qui laissent à penser qu'un niveau même faible d'inflation pourrait favoriser la flexibilité des salaires réels et, partant, contribuer à l'ajustement des marchés du travail et des biens, c'est-à-dire *in fine* à la croissance. A partir d'un petit modèle macroéconomique structurel calibré sur la zone euro, Coenen (2003b) montre toutefois que l'impact de ces rigidités nominales est faible, et vraisemblablement non significatif pour des taux d'inflation supérieurs à 1%.

Le choix d'une cible d'inflation trop basse induit cependant le risque de se trouver confronté à la contrainte zéro sur les taux d'intérêt nominaux en cas de choc exogène marqué sur l'économie. Le contexte de faible inflation, dont le corollaire est le faible niveau des taux d'intérêt nominaux, limite les potentialités du principal instrument des banques centrales. En effet, ces dernières ne peuvent baisser suffisamment leurs taux directeurs, et donc le niveau des taux d'intérêt réels, pour contrer un choc défavorable sur l'activité. En outre, un choc déflationniste pourrait, dans un contexte de taux nominaux proche de zéro, induire une hausse du taux d'intérêt réel dommageable à l'économie. Les simulations effectuées à partir de modèles calibrés sur la zone euro tendent à montrer que la probabilité de butter contre la contrainte zéro sur les taux d'intérêt nominaux devient négligeable pour un objectif d'inflation supérieur ou égal à 1% (Klaeffling et Perez, 2003). Toutefois, ces résultats sont

¹⁰ Il s'agit des anticipations d'inflation à long terme (10 ans) issues du *Consensus Forecast*.

très dépendants des hypothèses relatives aux modalités de fixation des salaires. En particulier, lorsque les salaires sont fixés conformément au modèle de Taylor¹¹ (1979), la probabilité de heurter la contrainte zéro est faible (inférieure à 7%) pour un objectif d'inflation compris entre 1 et 2%. En revanche, elle devient néanmoins non négligeable lorsque les contrats salariaux sont fixés selon le modèle de Fuhrer et Moore¹² (1995) : de l'ordre de 30% pour un objectif d'inflation nulle, de 25% pour un objectif de 1% et 17% lorsqu'il est fixé à 2% (Coenen, 2003a). En effet, dans cette seconde spécification, du fait de l'existence de rigidités non plus sur les seuls prix mais également sur l'inflation, un ralentissement de cette dernière induit une baisse de l'activité tandis que dans le premier cas, la désinflation est sans effet sur la production.

Le 8 mai 2003, la BCE a présenté les conclusions d'un travail d'évaluation à ce sujet, justifiée par la volonté de faire un premier bilan après quatre ans d'exercice, par le souci de répondre aux interrogations et aux commentaires des observateurs extérieurs et, enfin, de prendre en compte des conclusions des travaux de recherche internes. S'agissant de l'objectif de stabilité des prix – qui seul nous intéresse ici –, le Conseil des gouverneurs a confirmé, au terme de sa réflexion, le plafond de 2% pour le taux d'inflation mesuré par l'IPCH, tout en ajoutant sa « volonté de maintenir les taux d'inflation proches de, mais inférieurs à, 2% sur le moyen terme », en prenant en compte les coûts de l'inflation et la nécessité d'une marge de sécurité suffisante pour établir une protection contre les risques de déflation (et aussi pour répondre à l'existence éventuelle d'un biais de mesure dans l'indice harmonisé des prix à la consommation ainsi qu'aux implications d'écarts d'inflation à l'intérieur de la zone euro).

2. Ancrage des anticipations à court / moyen terme et dynamique de l'inflation

Quelle a été l'influence exercée par la politique monétaire, à court / moyen terme, sur le taux d'inflation de la zone euro ? On ne peut pas répondre à cette question sans faire référence à un cadre d'analyse. Celui-ci est présenté après avoir rappelé les évolutions enregistrées en matière de hausse des prix – effective et anticipée - depuis 1999. Il est ensuite utilisé pour les interpréter en s'efforçant de faire ressortir la contribution de la BCE à la stabilité des prix et son influence sur la dynamique de l'inflation.

2.1. Hausse des prix et anticipations d'inflation à court terme dans la zone euro

2.1.1. Niveau de l'inflation : évolution de l'indice des prix harmonisé à la consommation

L'évolution de l'indice des prix harmonisé à la consommation est la mesure du niveau général des prix choisie par la BCE pour mesurer l'inflation dans la zone euro. Ce choix s'explique par : a) la forte harmonisation de cet indice dans les pays de la zone ; b) sa disponibilité ; c) son importance dans les décisions des agents économiques. Mais il peut être volatil dans les périodes où certaines de ses composantes – prix alimentaires ou prix pétroliers par exemple - sont affectées par des chocs transitoires qui n'influencent pas le rythme de la hausse des prix à moyen et long terme – qui est la préoccupation des autorités monétaires. Pour régler ce problème, on utilise parfois une mesure de l'inflation sous-jacente ou structurelle. C'est ainsi que la Banque du Canada utilise un indice des prix à la consommation corrigé de l'effet des modifications des impôts indirects (IPCHI). Pour la zone euro, on dispose d'un indice de l'inflation sous-jacente qui exclut les produits énergétiques et les produits alimentaires frais.

Le graphique 2 représente l'évolution des valeurs mensuelles du taux d'inflation – mesuré en le glissement annuel – sur la période 1993 :01-2003 :03. Trois phases y apparaissent clairement. Jusqu'en

¹¹ Dans ce modèle, les salaires sont fixés sur deux périodes et les prix déterminés par un taux de mark-up constant sur les salaires. Ce modèle induit une rigidité des prix mais non de l'inflation.

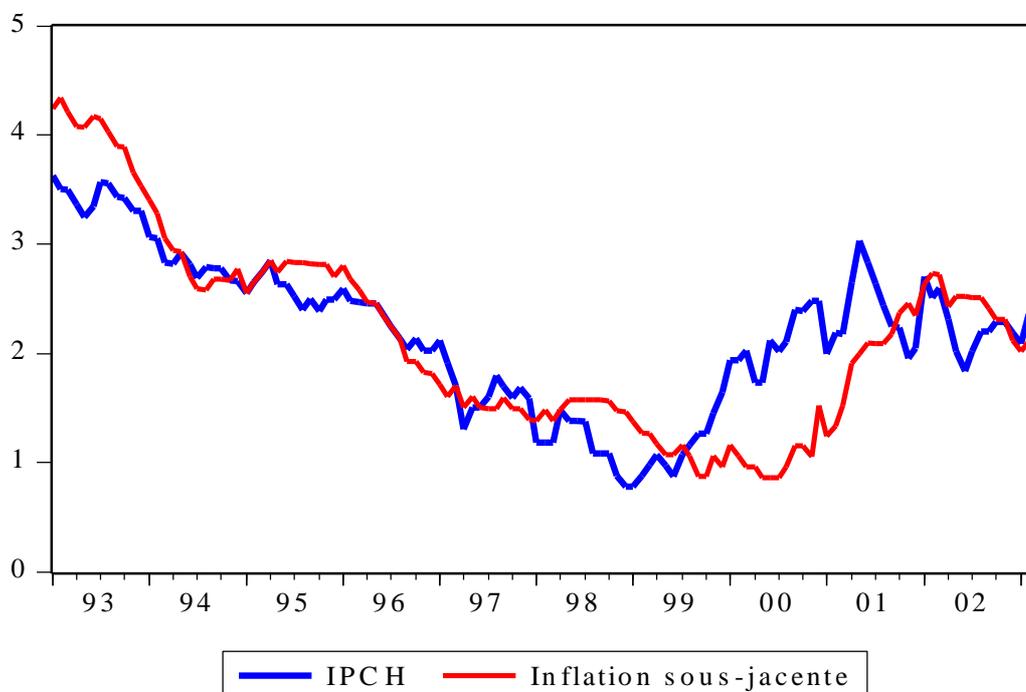
¹² Contrairement au précédent, ce modèle suppose qu'il existe également une rigidité de l'inflation.

1999, la convergence des taux d'inflation nationaux vers les taux les plus faibles se traduit par une baisse régulière de l'inflation moyenne. Le démarrage de la politique monétaire unique se fait dans un environnement très favorable. Il coïncide avec un ralentissement de l'inflation. Celui-ci s'explique principalement par une baisse des prix de l'énergie, des coûts salariaux unitaires et des prix des matières premières sur les marchés mondiaux (voir, par exemple, Hayo, Neumann et von Hagen, 2002). Par la suite, la situation s'est inversée avec la dégradation des conditions de l'offre - ralentissement des gains de productivité, maladies animales et hausse des prix du pétrole et du prix relatif des services (voir Artus, 2002). Enfin, à partir de 2001, l'inflation retrouve une tendance orientée à la baisse mais caractérisée par des épisodes de volatilité accrue.

Sur le même graphique est retracée l'évolution de l'inflation sous-jacente – mesurée elle aussi en glissement. La comparaison avec l'IPCH fait bien apparaître l'impact des chocs temporaires enregistrés à la fin de l'année 1999 et au cours de l'année 2000.

Graphique 2

Glissement annuel des prix dans la zone euro (%)



2.1.2. Anticipations d'inflation à court terme

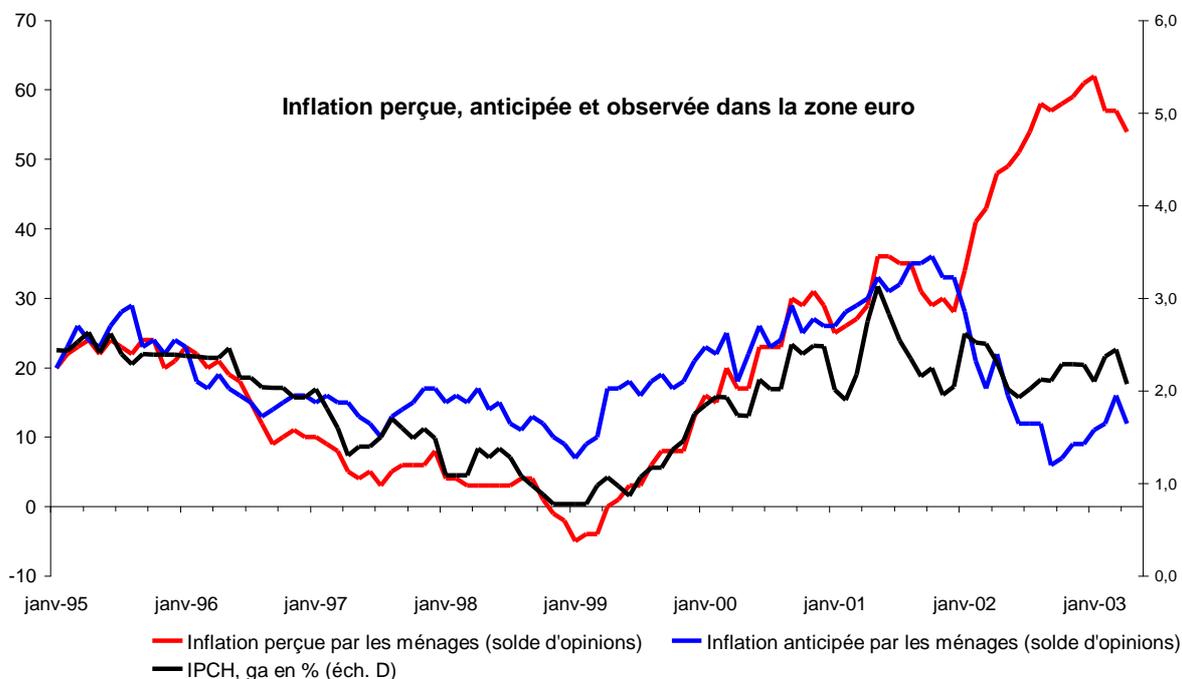
Les anticipations d'inflations peuvent être mesurées à différents niveaux : consommateurs ou producteurs, via les enquêtes de conjoncture ; économistes ou prévisionnistes, via des enquêtes ou questionnaires visant à centraliser leurs diagnostics sur la situation courante ou future de l'activité et des prix ; directement sur les marchés des capitaux, via l'extraction d'anticipations d'inflation à partir des rendements des obligations indexées.

Les anticipations d'inflation des consommateurs constituent un bon indicateur avancé (avec un décalage d'environ un an) de l'inflation future (cf. Forsells et Kenny, 2002).

Au niveau de la zone euro, les enquêtes d'opinions établissent la bonne tenue des anticipations d'inflation des ménages à très court terme, dont l'évolution apparaît très proche en tendance de celle de l'inflation observée. En revanche, il existe depuis le début de l'année 2002 un décalage entre

l'évolution de l'inflation telle que perçue par les ménages et l'inflation observée. La divergence des tendances relatives à l'inflation perçue d'une part et l'inflation prévue d'autre part témoigne néanmoins du bon ancrage des anticipations d'inflation à court terme des consommateurs européens. Mais elle montre également la difficulté à interpréter de façon claire l'opinion exprimée par ces mêmes consommateurs.

Graphique 3



Sources : Datastream (Eurostat, Commission européenne)

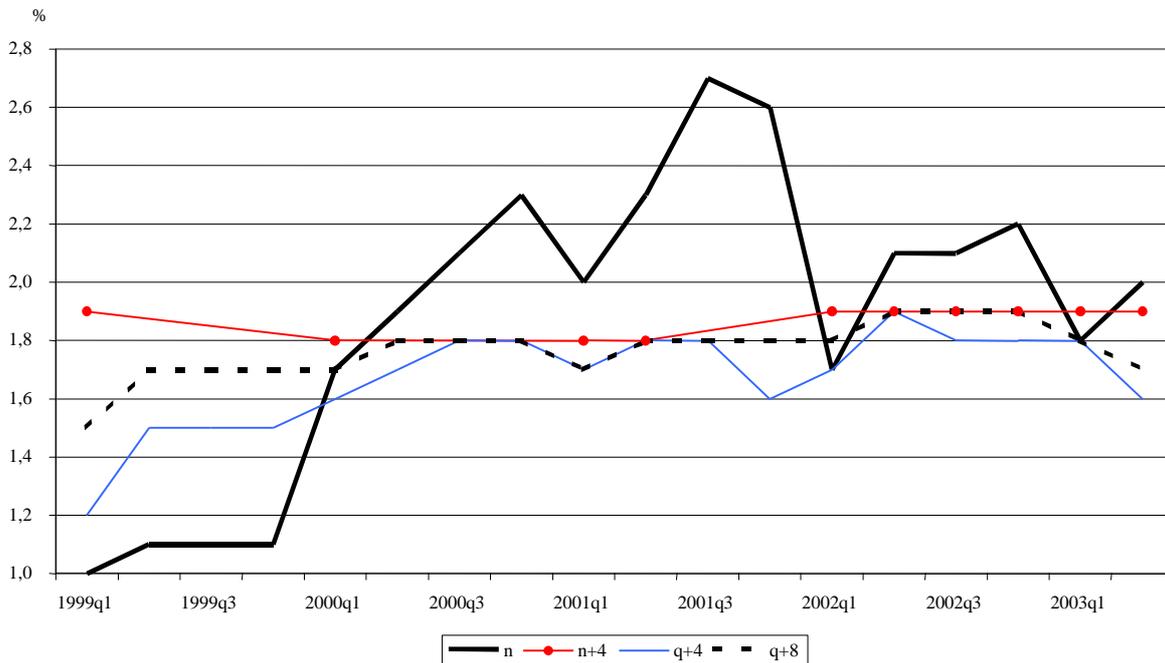
Une seconde source d'information provient des enquêtes conduites auprès d'économistes ou de prévisionnistes. Ainsi, depuis le début de 1999, les services de la BCE interrogent chaque trimestre un ensemble de prévisionnistes professionnels issus de la sphère privée¹³. L'une des particularités de cette enquête réside dans le fait que ces prévisionnistes sont directement interrogés sur la distribution de probabilités qu'ils assignent à différents taux futurs d'inflation dans la zone euro, à des horizons de prévisions allant de l'année en cours à l'année n+4. Les graphiques 4 et 5 ci-dessous présentent respectivement la prévision moyenne d'inflation de ces prévisionnistes à différents horizons et l'évolution de la moyenne des distributions individuelles de probabilités. Que l'on considère la moyenne des anticipations dans le Graphique 4 ou le mode de la distribution dans le Graphique 5, les anticipations d'inflation des prévisionnistes paraissent, à l'instar de celles des ménages, particulièrement bien ancrées à court / moyen terme dans la zone euro.

Comme le montre le graphique ci-dessous, si la prévision relative à l'année en cours reflète bien la prise en compte par les prévisionnistes des nombreux chocs d'offre qui ont ponctué ces quatre premières années d'exercice de la politique monétaire unique, on constate que leurs anticipations d'inflation ont progressivement tendance à se fixer à l'intérieur d'un intervalle qui se réduit à mesure que l'horizon de prévisions s'éloigne : ainsi, à un an (i.e. ici à quatre trimestres, série « q+4 »), l'inflation anticipée évolue dans un intervalle compris entre 1,2 % et 1,9 % du premier trimestre de 1999 à la dernière enquête disponible du second trimestre de 2003. Cet intervalle se réduit si l'on considère la prévision réalisée à 2 ans (série « q+8 ») à 1,5-1,9 % et à l'horizon de quatre ans (série n+4), les prévisions paraissent remarquablement stables et ancrées entre 1,8 % et 1,9 %.

¹³ Les résultats de cette enquête sont également disponibles sur le site de la BCE : www.ecb.int

Graphique 4

Enquête BCE "Professional Forecasters" : inflation moyenne



L'évolution de la moyenne des distributions individuelles de probabilités (Graphique 5) fait également ressortir cette tendance progressive à la stabilisation des anticipations d'inflation à court / moyen depuis la mise en œuvre de la politique monétaire unique.

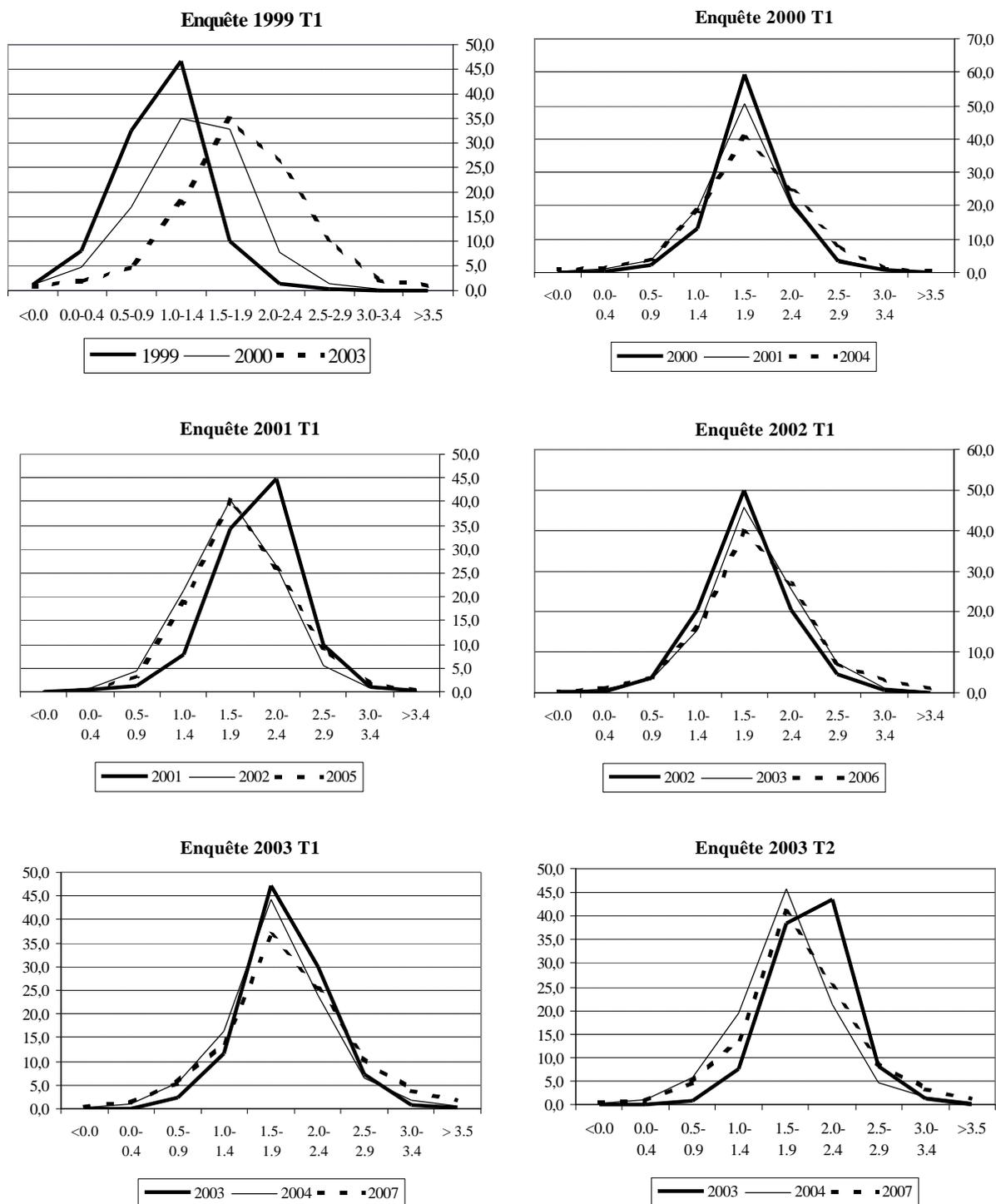
Concernant les prévisions relatives au court / moyen terme (4 ans), la distribution moyenne des probabilités paraît elle aussi remarquablement stable : son mode est depuis le début de l'enquête toujours compris dans l'intervalle 1,5-1,9 % et la probabilité moyenne que les prévisionnistes accordent à la réalisation de cet intervalle est pratiquement constante et proche de 40%.

Il en est de même en ce qui concerne les prévisions d'inflation à un an pour lesquelles les prévisionnistes attribuent à l'intervalle 1,5 – 1,9 % une probabilité de réalisation légèrement supérieure, suggérant peut être qu'ils anticipent de la BCE une réaction relativement rapide aux chocs courants sur les prix.

Seules les distributions relatives aux prévisions de l'année en cours sortent de l'intervalle 1,5 – 1,9 % du fait de la prise en compte de ces multiples chocs. Ainsi, les enquêtes des premiers trimestres de 1999 et 2001 ainsi que celle du second trimestre 2003 montrent bien que la dynamique courante des prix, qu'elle soit faible comme en 1999 ou élevée comme en 2001 et 2003, n'affecte pas sensiblement la distribution des anticipations d'inflation.

Graphique 5

Enquête BCE « *Professional Forecasters* » : moyenne des distributions de probabilités relatives aux prévisions d'inflation au cours de différentes enquêtes



L'environnement d'inflation faible que les économies des pays industrialisés ont connu au cours des années 1990 contribue très certainement à renforcer ce bon ancrage des anticipations qui n'est pas propre à la zone euro. Le tableau 1 ci-dessous, établi d'après les résultats de l'enquête *Consensus*

Forecast, montre ainsi une réduction significative de la révision des anticipations d'inflation relative à l'année en cours : son ampleur est comparable dans la zone euro à ce que l'on observe dans d'autres pays et ne paraît pas dépendre directement du cadre stratégique de politique monétaire.

Tableau 1 :
Anticipations d'inflation (en points de pourcentage)

Variation moyenne des anticipations d'inflation	Sur l'année en cours (1)
États – Unis	
1990 – 2003	42
1999 – 2003	32
Royaume – Uni	
1990 – 2003	53
1999 – 2003	22
Canada	
1990 – 2003	64
1999 – 2003	40
Zone euro	
1999 – 2003	28

Source : Consensus Economics – Calculs Banque de France. L'inflation anticipée pour la zone euro est approximée par la moyenne pondérée des anticipations d'inflation en Allemagne, France, Italie et Pays-Bas de 1999 à 2002.

2.2. Détermination et dynamique de l'inflation à court / moyen terme

Quelle est l'influence de la politique menée par la BCE dans la détermination de la valeur d'équilibre du niveau général des prix dans la courte période ? Comment influence-t-elle les propriétés dynamiques de l'inflation ? La théorie néo-keynésienne est le cadre approprié pour répondre à ces questions.

2.2.1. Cadre d'analyse

Sur la base des travaux – théoriques et appliqués – récents, on retient le modèle simplifié suivant pour représenter la structure de l'économie de la zone euro et le comportement des autorités monétaires¹⁴ :

- (1) $x_t = -j(i_{t-1} - E_{t-1}p_t) + qx_{t-1} + (1-q)E_{t-1}x_{t+1} + g_t$
- (2) $p_t = lx_{t-1} + fp_{t-1} + (1-f)E_t p_{t+1} + u_t$
- (3) $i_t^* = a + g_p(E_t p_{t+2} - p^*) + g_x x_t$
- (4) $i_t = ri_{t-1} + (1-r)i_t^*$
- (5) $x_t \equiv y_t - z_t$
- (6) $a = r^* + p^*$
- (7) $m_t - p_t = k_y y_t - k_i i_t + w_t$

où : x est l'écart de production ; i est le taux d'intérêt nominal ; E_t est l'espérance conditionnelle calculée à la date t ; p est le taux d'inflation ; g représente un choc sur la demande de produits ; u représente un choc d'offre ; p est le niveau général de prix ; m est l'offre de monnaie ; w est un choc

¹⁴ Le choix de la modélisation de la structure de l'économie s'appuie sur Clarida, Gali et Gertler (1999), Ball (1997) et Svensson (1997), celui du comportement de la BCE sur Gali (2003).

sur la demande de monnaie (toutes les variables, à l'exception du taux d'intérêt, sont exprimées en logarithmes).

La structure de l'économie est représentée par les équations (1) et (2). L'équation (1) est une courbe *IS* où la demande de biens et services dépend négativement du taux d'intérêt réel. L'équation (2) est une courbe de Phillips où l'inflation dépend positivement de l'écart de production. L'économie de la zone euro est caractérisée par des phénomènes de persistance (voir, par exemple, OCDE, 2002). Des rigidités nominales entravent l'ajustement de l'inflation au cours des périodes où l'activité économique est ralentie. Les origines de ces rigidités sont diverses : résistance à des réductions de salaires nominaux tenant à des facteurs psychologiques (forme d'illusion monétaire) et à des dispositifs institutionnels (processus de renégociation des contrats) ; existence de coûts d'étiquetage et comportements stratégiques des entreprises sur des marchés de concurrence imparfaite qui les conduit à attendre pour ajuster leurs prix qu'un de leurs concurrents prennent l'initiative, etc. Pour rendre compte de cette situation, la valeur retardée de l'écart de production figure dans l'équation de la courbe *IS* et l'inflation retardée apparaît dans l'équation de la courbe de Phillips. L'équation (7) représente l'équilibre sur le marché de la monnaie. La demande d'encaisses réelles y dépend du revenu et du taux d'intérêt nominal à court terme. Cette spécification suppose que les titres à court terme sont les seuls actifs substituables à la monnaie.

Compte tenu des retards d'ajustement existant dans l'économie, la politique monétaire agit sur l'inflation avec un retard de deux périodes : une variation du taux d'intérêt agit sur l'écart de production au bout d'une période ; il faut une période supplémentaire pour que la modification de l'écart de production agisse sur les prix. Le comportement de la banque centrale est représentée par les équations (3) et (4). L'équation (3) indique la valeur désirée du taux d'intérêt nominal pour la période courante (i^*). La volonté de la BCE d'ancrer les anticipations – à la valeur π^* - y est représentée par le premier terme. Plus précisément, le taux d'intérêt est ajusté à la hausse ou à la baisse en fonction de l'écart entre la valeur prévue du taux d'inflation deux périodes plus tard – puisqu'il n'est pas possible d'agir plus tôt sur la hausse des prix du fait des délais de transmission – et l'objectif fixé. L'écart de production influence aussi i^* même si la stabilité des prix est le seul objectif poursuivi. Il en est ainsi parce que, en raison des caractéristiques structurelles de l'économie incorporées dans les équations (1) et (2), l'inflation de la période courante est prédéterminée et répond à l'écart de production avec un retard d'une période (Rudebusch et Svensson, 1999 ; Gali, 2003). En outre, l'équation (4) introduit la possibilité d'une inertie dans le comportement des autorités monétaires qui se traduit par un lissage des taux d'intérêt.

Enfin, l'économie est frappée par des chocs exogènes soit du côté de la demande (g), soit du côté de l'offre (u). Le plus simple est de supposer l'absence, à ce niveau, de toute corrélation entre les chocs d'une période à l'autre. Mais il est sans doute plus réaliste d'introduire, là aussi, des phénomènes de persistance, par exemple en supposant :

$$(8) \quad g_t = m_g g_{t-1} + \hat{g}_t$$

$$(9) \quad u_t = r u_{t-1} + \hat{u}_t$$

2.2.2. Propriétés de l'inflation en relation avec la politique monétaire

Dans le régime permanent, en l'absence de chocs ($g=u=0$), les caractéristiques de l'économie sont les suivantes : l'équilibre du marché des produits est réalisé ($y=z$) et l'écart de production est nul ; l'objectif de la banque centrale en matière d'inflation est atteint ($\pi=\pi^*$) ; la hausse des salaires nominaux est alors égale aux gains de productivité. Pour qu'il en soit ainsi, la politique de taux d'intérêt de la banque centrale doit respecter le *principe de Taylor* : sa réaction à une modification des anticipations inflationnistes doit être forte ($\gamma_\pi > 1$) car il faut faire varier le taux d'intérêt réel *ex ante* pour stabiliser l'économie. Une propriété essentielle du modèle est que la valeur d'équilibre du taux d'inflation est indépendante de l'offre de monnaie. Celle-ci est endogène et s'ajuste automatiquement

aux valeurs d'équilibre du revenu national et du taux d'intérêt. Comme le note King (2002), « si le modèle fournit une description correcte de la réalité, il suffit de surveiller le taux d'intérêt. Suivre l'évolution de la masse monétaire n'apporte aucune information supplémentaire ».

A court terme, en cas de chocs transitoires sur les conditions de l'offre – par exemple, des modifications des gains de productivité ou des prix de l'énergie et des matières premières – ou de la demande – par exemple, des décisions de politique budgétaire -, le taux d'inflation peut s'écarter de l'objectif de la banque centrale. Sa dynamique est donnée par l'équation suivante :

$$(10) \quad p_t = a_0 + a_p p_{t-1} + a_u u_t$$

$$\text{avec: } 0 \leq a_p \leq 1 \quad \text{et} \quad p^* = \frac{a_0}{1 - a_p}$$

La persistance de l'inflation (mesurée par a_p) dépend des chocs et des caractéristiques structurelles de l'économie observées précédemment aussi bien du côté de l'offre que du côté de la demande. Elle dépend aussi du comportement des autorités monétaires. Le retour à l'objectif d'inflation p^* est d'autant plus rapide que : a) l'intensité de leur réaction aux modifications des anticipations inflationnistes (mesurée par g) est forte ; b) le lissage des taux d'intérêt (mesuré par r) est faible.

La variabilité de la hausse des prix est directement liée à l'importance des chocs d'offre car la politique monétaire a la possibilité de neutraliser les effets des chocs de demande¹⁵ :

$$(11) \quad s_p = \frac{a_u}{1 - a_p} s_u$$

Si cette représentation est correcte, « une fois atteinte une situation où l'on anticipe largement que la politique monétaire a la possibilité et la volonté d'atteindre un faible taux d'inflation, tous les contrats nominaux sont fondés sur cette caractéristique de sorte que les hausses de prix et de salaires sont faibles. A l'évidence, un tel mécanisme a tendance à se stabiliser de lui-même. Si le public est convaincu qu'il a en face de lui une banque centrale dont l'action est orientée vers la stabilité des prix, des écarts transitoires par rapport à l'objectif d'inflation ne sont pas considérés comme une marque d'incompétence ou d'une action délibérée. Par conséquent, les anticipations ne sont pas modifiées ce qui permet de retrouver le taux d'inflation optimal initial » (Bofinger, 2000).

En pratique, les choses sont beaucoup plus compliquées et l'ancrage des anticipations d'inflation n'est pas sans risques. Ils viennent des difficultés rencontrées pour déterminer la nature – transitoire ou permanente – des chocs. Par exemple, en cas de choc de demande dans une situation où la crédibilité est assurée, il est possible que des tensions apparaissent sur le marché du travail sans qu'il y ait d'accélération de l'inflation. Les salariés ne demandent pas de hausses des salaires nominaux parce qu'ils sont persuadés que les firmes n'augmenteront pas leurs prix. De leur côté, celles-ci sont incitées à ne pas modifier leurs prix même en cas de hausse des coûts salariaux et l'on observe que la baisse du taux d'inflation s'accompagne d'une baisse du pouvoir de marché des firmes (Taylor, 2000). Les uns et les autres pensent que l'excès de demande sera temporaire et éliminé par une hausse des taux d'intérêt. Mais l'ancrage des anticipations peut conduire la banque centrale à la repousser. De même, en cas de choc d'offre favorable, quand la crédibilité et l'ancrage des anticipations sont assurés, il est possible que le niveau de la production potentielle soit sous-estimé aussi bien par le secteur privé que par la banque centrale. Là aussi, on court le risque d'un relèvement insuffisant des taux d'intérêt et d'un boom insoutenable de l'économie en général et des marchés des actifs en particulier - comme ce fut le cas aux Etats-Unis entre 1996 et 1999 – suivi d'un ajustement douloureux. La banque centrale est en quelque sorte victime de sa crédibilité et de l'ancrage des anticipations qui l'accompagne (Goodfriend, 2001, 2002). Le danger est d'autant plus grand que, dans ces périodes, les indicateurs sur lesquels les autorités fondent leur action peuvent devenir moins fiables (Orphanides, 2001). L'erreur

¹⁵ Si l'on suppose que la banque centrale dispose de toutes les informations nécessaires pour les identifier au moment où ils surviennent.

consiste à croire que les comportements des agents économiques – des salariés en matière de revendications salariales et des entreprises en matière de fixation des prix – sont indépendants de l’environnement inflationniste. Or, ils se modifient dès que le secteur privé ne croit plus que la banque centrale est bien déterminée à relever les taux pour maintenir une faible inflation. Par exemple, en cas de boom de la demande, le taux de marge des entreprises peut rester anormalement faible jusqu’au moment où les firmes n’ont plus confiance dans la volonté de la banque centrale de ne pas accommoder l’inflation (Taylor, 2000).

2.3. Politique monétaire et inflation dans la zone euro

Le cadre théorique présenté ci-dessus est utilisé pour analyser l’évolution à court / moyen terme du taux d’inflation dans la zone euro en s’attachant successivement à ses différentes caractéristiques (niveau ; variabilité ; persistance). Il sert aussi à analyser la contribution de la politique monétaire dans ce domaine.

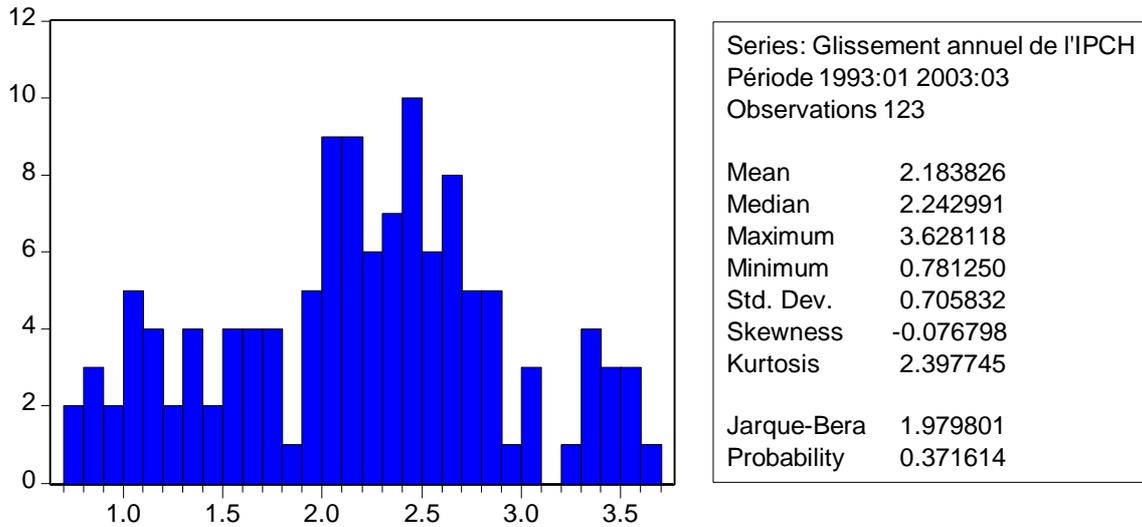
2.3.1. Méthode retenue pour l’analyse empirique

L’analyse théorique montre que le niveau d’équilibre du taux d’inflation et ses propriétés dynamiques sont le résultat des interactions entre les chocs qui frappent l’économie, ses caractéristiques structurelles et le comportement des autorités monétaires. Seule une analyse effectuée avec le modèle complet de l’économie de la zone euro permettrait d’isoler les différentes influences qui s’exercent sur l’évolution des prix, notamment celle de l’action de la BCE. La méthode retenue ici est plus fruste puisque l’expérience de la zone euro est étudiée en se fondant sur les estimations de deux équations : celle qui explique la dynamique des prix ; la fonction de réaction de la banque centrale. Cette méthode – utilisée par Adolfson et Söderstrom (2003) et par Crawford (2001) pour analyser les conséquences de l’adoption d’un régime de cible d’inflation sur la dynamique à court / moyen terme de l’inflation en Suède et au Canada - est acceptable et l’on peut en tirer des conclusions fiables si l’on s’assure, à chaque fois, que les termes d’erreur de l’équation estimée ont les bonnes propriétés statistiques – absence de corrélation, normalité et stabilité de la variance.

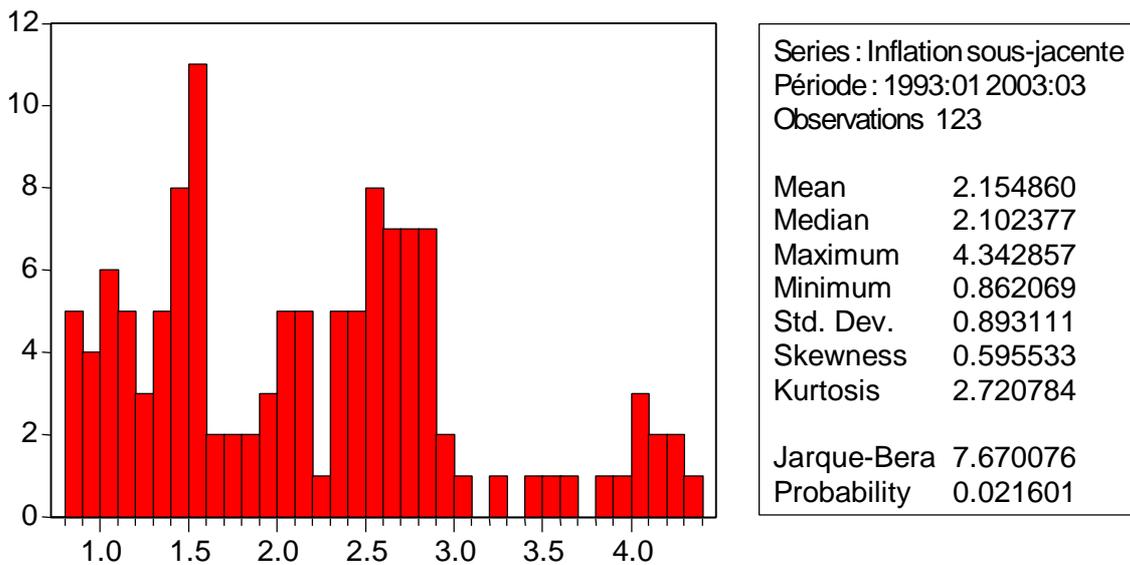
2.3.2. Variabilité de l’inflation

L’analyse de la variabilité de l’inflation est faite en s’appuyant sur l’équation (10). Conformément au modèle théorique, « (on note) une instabilité à court terme des prix, résultant de chocs de nature non monétaire s’exerçant sur le niveau des prix, et sur lesquels la politique monétaire n’a aucune prise » (BCE, 1999 a, p. 49) La distribution des taux de variation de l’IPCH sur la période 1993 :01-2003 :03 est représentée sur le Graphique 6. Celle des taux de variation de l’inflation sous-jacente fait l’objet du Graphique 7. Les deux graphiques font ressortir, une nouvelle fois, l’effet des chocs temporaires, notamment lorsque l’on considère la fréquence relativement importante des glissements de prix situés aux deux extrêmes des distributions. Mais, paradoxalement, les taux de variation de l’inflation totale sont mieux regroupés autour d’une valeur moyenne voisine de 2,2 % que ceux de l’inflation sous-jacente qui paraît plus volatile sur l’ensemble de la période. Il en est de même lorsque l’on restreint l’échantillon à la période 1999-2003 : la moyenne de l’IPCH avoisine 2% avec un écart-type proche de 0,56% tandis que la moyenne de l’inflation sous-jacente est de 1,7% pour un écart-type de 0,64%.

Graphique 6
Distribution des glissements annuels de l'IPCH



Graphique 7
Distribution des glissements annuels de l'inflation sous-jacente¹⁶



Par la suite, on se concentrera sur l'évolution de l'IPCH qui est la mesure privilégiée par la BCE.

2.3.3. *Persistence et autocorrélation du taux d'inflation*

L'autocorrélation des taux d'inflation dépend du comportement des autorités monétaires (équation 10). Par exemple, si elles ramènent le taux d'inflation au point médian d'une fourchette cible sur un horizon compris entre un an et demi et deux ans, les chocs qui affectent la valeur courante du taux d'inflation seront inversés sur cette période. Il n'y aura pas de corrélation entre l'inflation actuelle et le taux d'inflation à l'horizon retenu (si l'horizon retenu est plus long – par exemple deux ans –, le

¹⁶ IPCH hors énergie et produits alimentaires frais.

premier coefficient d'autocorrélation peut être positif ; dans cette situation, l'intervalle de confiance défini pour le taux d'inflation diminue avec le temps).

En revanche, dans le cas où les autorités monétaires ne s'engagent pas à maintenir un objectif de stabilité des prix, une accélération de l'inflation présente tend à être persistante et on observe une corrélation positive entre les inflations actuelle et future. Dans cette situation, l'intervalle de confiance s'élargit et l'incertitude quant à l'inflation future augmente.

Une façon simple d'évaluer le degré d'autocorrélation des taux d'inflation consiste à estimer l'équation (9) avec des données mensuelles. Pour tenir compte de cette périodicité, on s'attache à la relation entre le taux d'inflation courant sur douze mois et les taux d'inflation passés calculés sur des périodes de douze mois qui ne se chevauchent pas (voir, par exemple, Crawford, 2001) :

$$(10') \quad p_t = a_0 + f_1 p_{t-12} + f_2 p_{t-24} + e_t$$

Les résultats se trouvent dans le tableau 2. Les valeurs estimées des paramètres relatifs aux variables d'inflation retardée sont significativement différents de zéro. Plus précisément, le premier coefficient d'autocorrélation – mesuré à l'horizon d'un an - est positif, alors que le second – mesuré à l'horizon de deux ans – est négatif. Ce profil correspond à une situation où la BCE cherche à ramener l'inflation vers l'objectif à un horizon de deux ans. Cet objectif peut être estimé en réécrivant l'équation comme suit :

$$(10'') \quad p_t = (1 - f_1 - f_2) p^* + f_1 p_{t-12} + f_2 p_{t-24} + e_t$$

où π^* est le taux d'inflation dans le régime permanent, qui peut aussi être interprété comme étant l'objectif d'inflation à moyen terme.

Sa valeur estimée¹⁷, au vu des résultats présentés dans le tableau 2, est égale à 1,94 %¹⁸, ce qui correspond bien à l'annonce faite par la BCE de maintenir le taux d'inflation à un niveau proche de, mais inférieur à, 2%.

Tableau 2

Variable expliquée : π				
Méthode: MCO. Période d'estimation : 1995:01 2003:03				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
π_{t-12}	0.679282	0.098028	6.929496	0.0000
π_{t-24}	-0.257614	0.080719	-3.191476	0.0019
C	0.011270	0.001627	6.926164	0.0000
R-squared	0.348351	Mean dependent var		0.019550
Adjusted R-squared	0.334775	S.D. dependent var		0.005681
S.E. of regression	0.004634	Akaike info criterion		-7.881039
Sum squared resid	0.002061	Schwarz criterion		-7.802399
Log likelihood	393.1114	F-statistic		25.65932
Durbin-Watson stat	0.359047	Prob(F-statistic)		0.000000

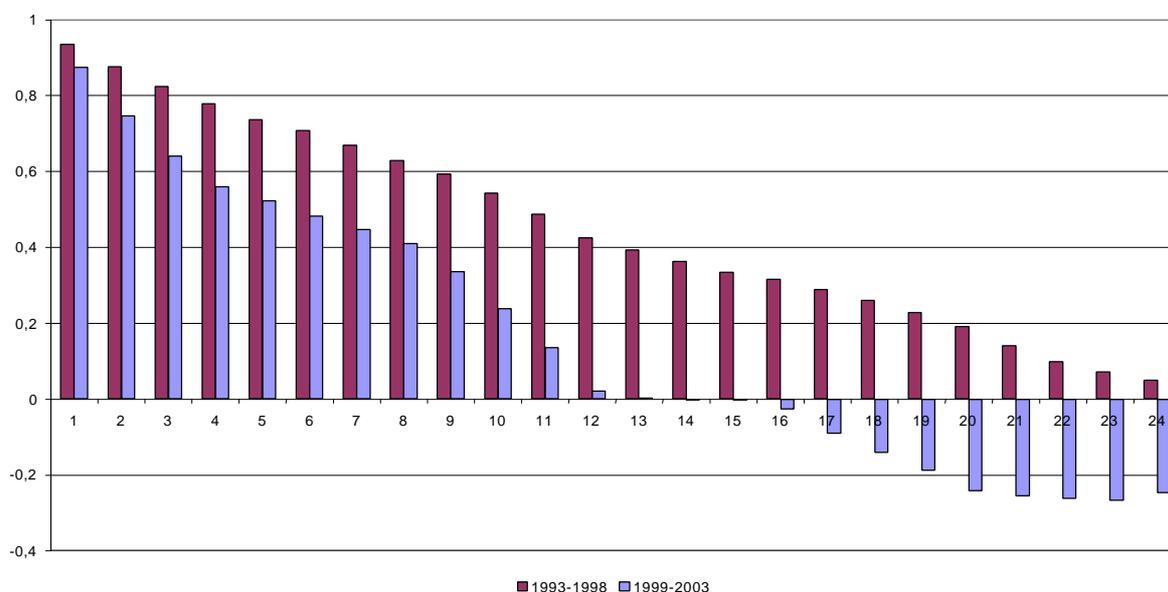
¹⁷ p^* , le taux d'inflation dans le régime permanent est donné par : $p^* = \frac{C}{1 - j_1 - j_2}$

¹⁸ En tenant compte de la marge d'erreur sur la seule constante, l'intervalle de confiance à 95% est de [1,4 % , 2,5 %].

Les études empiriques portant sur un certain nombre de pays montrent que la persistance varie dans le temps en fonction de la nature de la politique monétaire¹⁹. Qu'observe-t-on dans la zone euro ? La création de la BCE et la mise en place de la stratégie de politique monétaire orientée vers la stabilité des prix ont-elles eu des conséquences sur l'autocorrélation des taux d'inflation ? Une comparaison entre la période 1993-1998 et la période 1999-2003 peut donner quelques informations utiles à ce sujet même si les limites sont évidentes : il est réducteur d'imputer l'intégralité d'éventuels changements à l'instauration d'un nouveau régime monétaire car d'autres facteurs – comme la modification des chocs exogènes qui affectent la hausse des prix - ont pu jouer ; les agents économiques avaient anticipé ce changement de régime bien avant que celui-ci soit effectif, etc. Deux changements apparaissent sur le Graphique 8 où l'autocorrélation des taux d'inflation est représentée sur chacune des deux périodes. Dans l'ensemble, la persistance semble avoir diminué : pour chaque retard, le coefficient d'autocorrélation est plus faible. Pour des retards compris entre un an et demi et deux ans, le coefficient d'autocorrélation est devenu négatif sur la période récente. Cela confirme une observation déjà faite précédemment et renforce l'interprétation qui en a été donnée, à savoir la volonté de la BCE de ramener le taux d'inflation vers l'objectif à un horizon de deux ans.

Graphique 8

Autocorrélation (glissement annuel de l'IPCH zone euro)



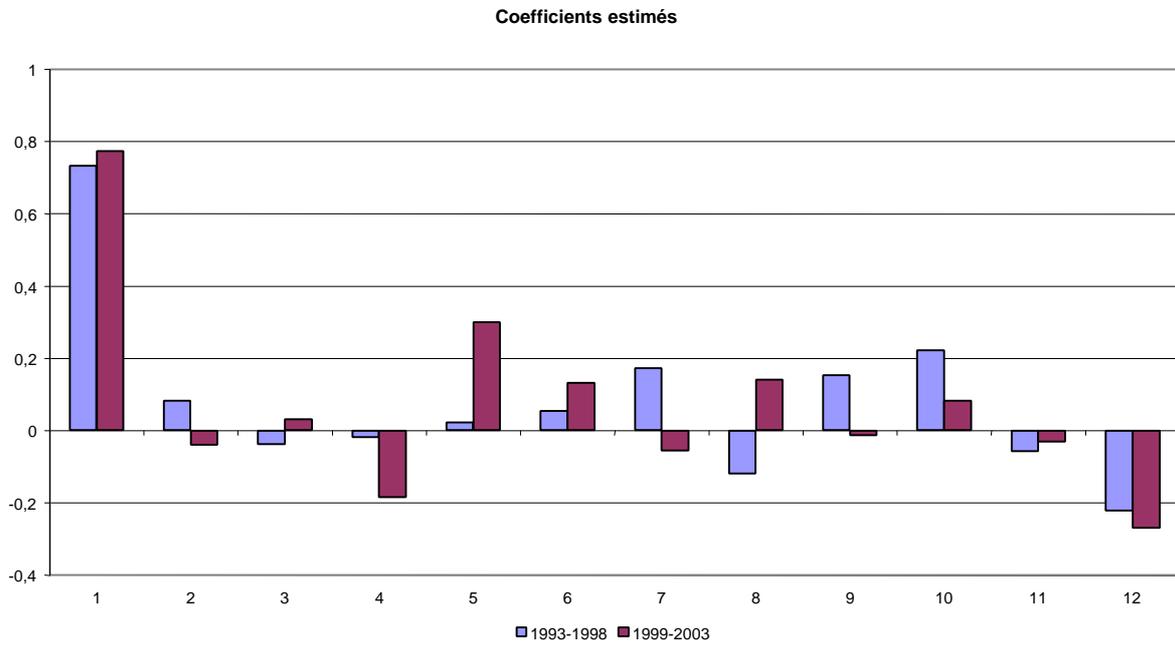
Afin de s'assurer du caractère significatif de ce résultat, on compare sur les deux sous-périodes la valeur des coefficients sur les retards successifs du taux d'inflation (Graphique 9) ainsi que les intervalles de confiance à 95% autour de la valeur estimée de ces coefficients (Graphique 10).

Ainsi que le montrent ces deux graphiques, il est extrêmement difficile de distinguer au plan statistique ces deux sous-périodes : à quelques exceptions près, la valeur des coefficients ne diffère pratiquement pas d'une période à l'autre et les intervalles de confiance à 95 % sont pratiquement confondus. En outre, ces coefficients ne sont pas statistiquement différents de zéro.

¹⁹ Par exemple, Longworth (2002) montre que le comportement dynamique de l'inflation canadienne a subi des changements fondamentaux avec l'adoption d'une cible d'inflation à partir de 1991. L'un des principaux changements est la diminution de l'autocorrélation des taux d'inflation.

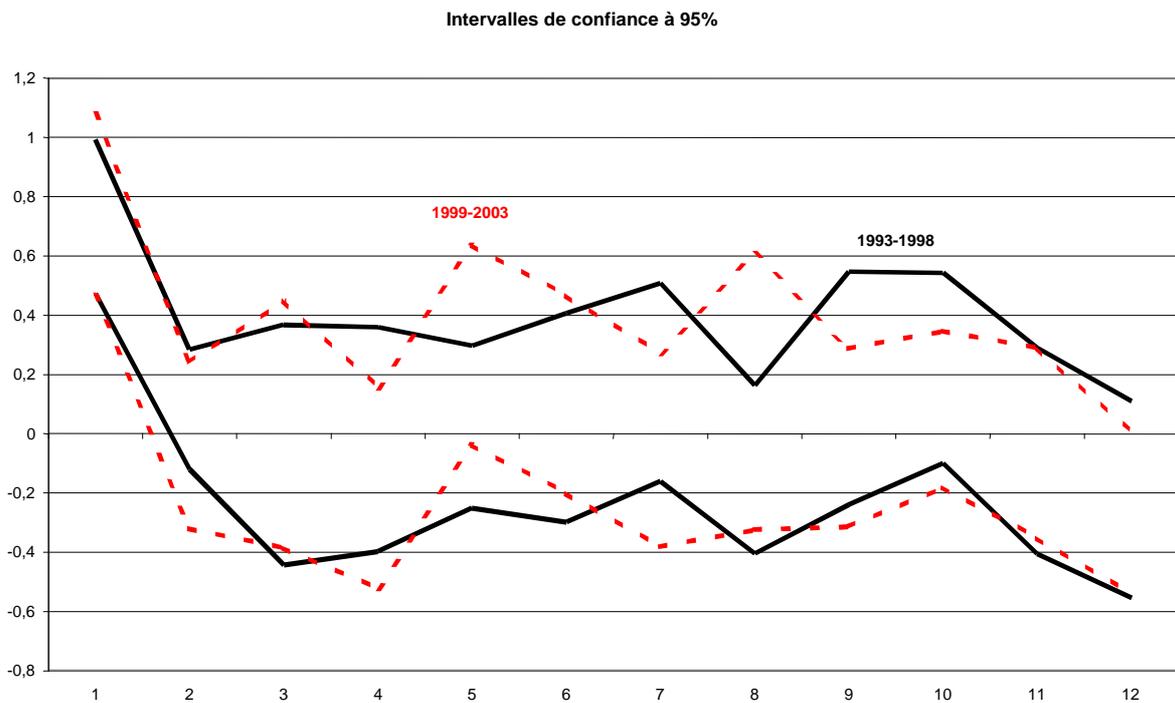
Graphique 9

Coefficients estimés par régression linéaire (inflation courante sur inflation passée)



Graphique 10

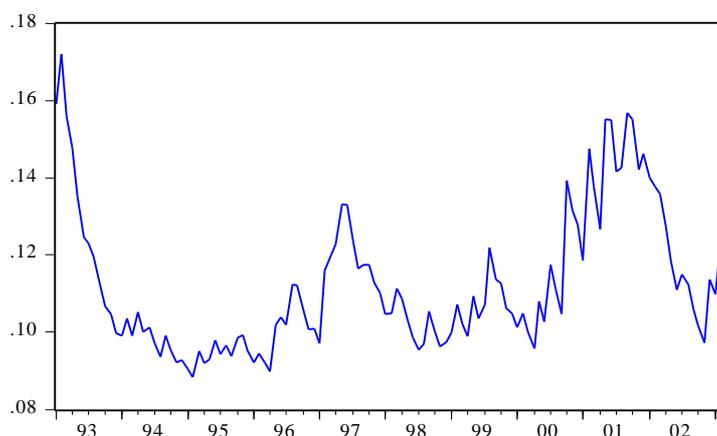
Intervalles de confiance autour des coefficients



2.3.4. Incertitude sur l'évolution à court terme des prix

L'incertitude entourant l'évolution à court terme de l'inflation peut tout d'abord être mesurée par la variance conditionnelle des erreurs de prévision tirées d'un modèle d'inflation autorégressif²⁰ avec hypothèse d'hétéroscédasticité conditionnelle généralisée des erreurs²¹ (Crawford et Kasumovich, 1996 ; Jenkins et O'Reilly, 2001 ; Longworth, 2002). Une telle mesure, construite pour la zone euro à partir d'un modèle GARCH(1,1) estimé sur la période 1993 – 2003, délivre les résultats suivants :

Graphique 11
Incertitude entourant l'inflation (IPCH)
(variance conditionnelle)



Sur la période étudiée, l'incertitude entourant l'inflation paraît se stabiliser à de bas niveaux à la fin des années 1990. Elle s'accroît ensuite fortement, concomitamment aux chocs sur les prix de l'énergie et l'alimentation non transformée, puis dans le contexte du passage à l'euro. En toute fin de période, alors qu'elle paraît se résorber et retrouver ses niveaux antérieurs, la remontée des cours du pétrole s'accompagne d'une nouvelle résurgence de l'incertitude. Par ailleurs, l'estimation de ce modèle GARCH met en évidence le degré élevé de persistance des chocs sur la volatilité de l'inflation, la racine autorégressive correspondant à la somme des coefficients sur les termes ARCH et GARCH, étant proche de l'unité (0,88).

On peut recourir à un deuxième type d'indicateur, reposant lui sur la dispersion des prévisions d'inflation en fonction de l'horizon de cette prévision. Le Graphique 12 ci-dessous présente cet indicateur dérivé de l'enquête réalisée par la BCE auprès des prévisionnistes professionnels, déjà mentionnée précédemment. Ainsi que le montre le Graphique 12, la dispersion a naturellement tendance à s'accroître à mesure que l'horizon de prévisions s'éloigne : la variance des prévisions à quatre ans ($n+4$), 2 ans (ou ici 8 trimestres, notées $q+8$) et 1 an est généralement supérieure à la variance des prévisions relative à l'année en cours. Cependant, on observe une tendance continue à la réduction de la dispersion des prévisions d'inflation à un horizon de quatre ans, que l'on peut

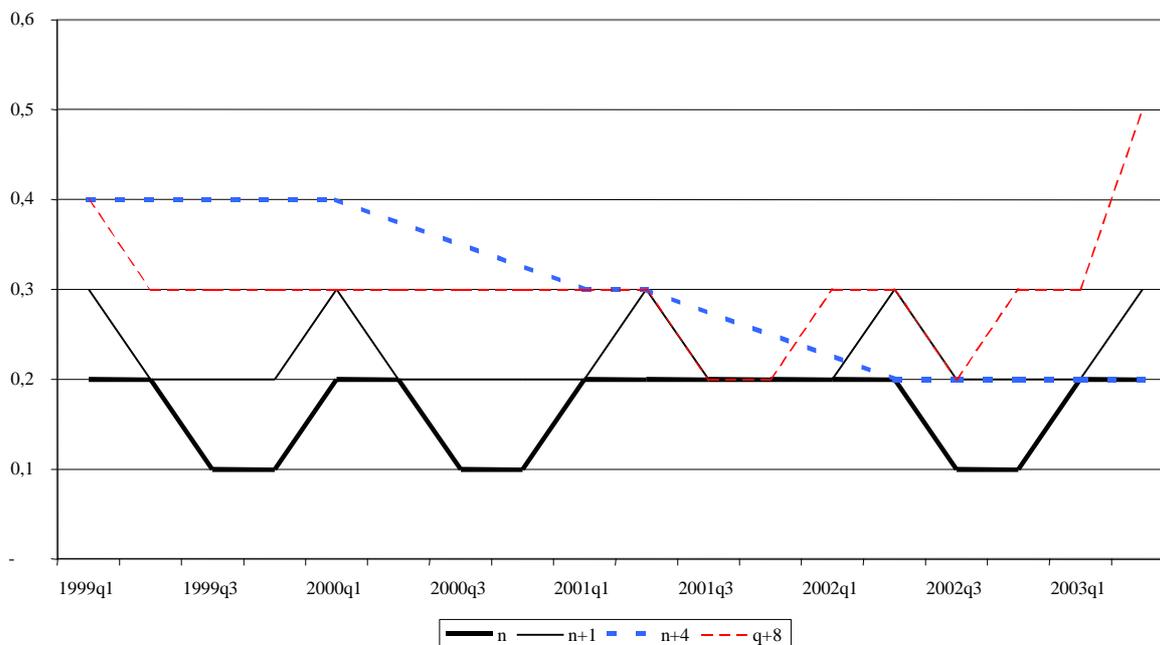
²⁰ Le choix de ce modèle provient directement de l'équation (10'). La mesure de l'incertitude qui en découle est fragile car on ne peut exclure l'hypothèse d'un changement de régime en 1999. Toutefois, les tests présentés dans le graphique 10 ne semblent pas détecter de rupture significative sur les coefficients de ce modèle.

²¹ Dans ce type de modélisation, la variance anticipée de l'inflation pour la période suivante, aussi appelée variance conditionnelle, est supposée dépendre de trois termes : l'inflation moyenne, de l'information nouvelle sur la volatilité obtenue au cours de la période précédente et mesurée par l'erreur de prévision élevée au carré, de la prévision passée de la variance.

interpréter comme un signe de réduction de l'incertitude sur le taux d'inflation à court / moyen terme corroborant dans une certaine mesure les conclusions tirées à partir de l'indicateur précédent.

Graphique 12

Enquêtes des "Professional Forecasters" de la BCE : écart - type



2.3.5. Informations fournies par la monnaie

Si le cadre d'analyse néo-keynésien paraît accorder un rôle limité à la monnaie, cette dernière peut cependant être utile pour la prise de décision monétaire en raison de son contenu en information sur l'activité et l'inflation futures.

Les tableaux 3 et 4 ci-dessous présentent quelques résultats empiriques obtenus à partir d'une analyse fondée sur l'approche initialement proposée par Stock et Watson (2001), où sont évaluées les capacités prédictives d'une cinquantaine d'indicateurs avancés potentiels –comprenant notamment le prix de certaines matières premières, une vaste gamme de prix d'actifs et de variables financières, une mesure de l'écart de production et enfin les agrégats de monnaie – sur l'activité et l'inflation futures dans la zone euro. Les estimations sont réalisées sur la période 1980-2002. La qualité d'un indicateur avancé est mesurée à l'aune de ses capacités prédictives aux horizons de 2, 4 et 8 trimestres. Les tableaux présentent le rapport des racines carrées de la moyenne du carré des erreurs de prévisions (*Relative RMSE*) réalisées hors échantillons et obtenues respectivement à l'aide d'un modèle purement autorégressif de la croissance de l'activité ou de l'inflation²² et d'un modèle intégrant des valeurs courantes et passées de l'indicateur avancé considéré. Un rapport inférieur à 1 indique que cet indicateur contient de l'information sur l'activité ou l'inflation future dans la mesure où sa prise en compte permet d'améliorer la prévision de la variable d'intérêt. Seuls les indicateurs –parmi la cinquantaine testée - possédant cette propriété sont retenus. En outre, les tableaux présentent l'horizon

²² Dans cette étude, le modèle autorégressif apparaît très performant lorsqu'il s'agit de prévoir l'inflation à court terme. Cela contraste avec les résultats de Bruneau *et al.* (2003) selon lesquels un modèle de type courbe de Philipps fonctionnerait mieux après 1999. Dans nos estimations, la prise en compte de l'écart de production, calculé à l'aide d'un filtre de Hodrick-Prescott unilatéral (*one-sided*), n'améliore pas significativement la prévision d'inflation par rapport au modèle AR.

auquel est obtenu, pour chaque indicateur, la meilleure prévision. Ainsi, dans le tableau 3 ci-dessous, le taux à 3 mois permet d'améliorer de 10% (R-RMSE égale à 0,90) la prévision de la croissance de l'activité qui serait obtenue à partir d'un modèle purement autorégressif à un horizon de quatre trimestres. Figurent également entre parenthèses les résultats du test proposé par Diebold et Mariano (1994), qui mesure si la prévision obtenue à l'aide de l'indicateur avancé potentiel diffère statistiquement de celle issue du simple modèle autorégressif : une valeur élevée de la probabilité signifie qu'il est difficile de distinguer au plan statistique ces deux prévisions. Seuls sont présentés dans ces deux tableaux les indicateurs avancés les plus performants.

Au vu des résultats obtenus tout d'abord dans le tableau 3, l'agrégat monétaire M2 exprimé en termes réels possède, parmi tous les indicateurs avancés potentiels étudiés, les meilleures qualités prédictives à l'horizon d'un an, suivi de près par M1, exprimé également en termes réels.

Le contenu en information de ces agrégats de monnaie en matière de croissance de l'activité dépasse ainsi assez largement celui des prix d'actifs et autres variables financières retenus dans le cadre de cette étude.

Tableau 3

Meilleurs indicateurs avancés de la croissance de l'activité dans la zone euro

Indicateur avancé	RMSE relative	(<i>p-values</i>)	Horizon (en trimestres)
Taux à trois mois	0,90	(0,38)	4
Taux à deux ans des titres d'État	0,95	(0,60)	4
Spread (10 ans – 3 mois)	0,99	(0,99)	2
Prix des matières premières	0,99	(0,88)	2
Capitalisation boursière réelle	0,96	(0,29)	8
Cours des actions en termes réels	0,99	(0,87)	8
Taux à 3 mois détrendé	0,92	(0,42)	8
Prix de l'or en termes réels	0,98	(0,89)	2
M1 réel	0,92	(0,54)	4
M2 réel	0,86	(0,17)	4

Source : Clerc (2002)

Ces deux agrégats de monnaie possèdent également, mais dans une moindre mesure, de bonnes propriétés prédictives en matière d'inflation. Toutefois, leur contenu en information paraît concerner les horizons les plus longs, ici de 8 trimestres. Ils sont en outre dominés par des prix d'actifs ou variables financières et les prix du pétrole.

Tableau 4

Meilleurs indicateurs avancés de l'inflation dans la zone euro

Indicateur avancé	RMSE relative	(<i>p-values</i>)	Horizon (en trimestres)
Taux à deux ans des titres d'État	0,89	(0,58)	8
Taux à cinq ans des titres d'État	0,96	(0,58)	8
Prix de l'or (nominal)	0,98	(0,74)	4
Prix de l'or en termes réels	0,87	(0,46)	8
Prix du pétrole en termes réels	0,87	(0,17)	4
M1 réel	0,90	(0,76)	8
M2 réel	0,96	(0,89)	8

Source : Clerc (2002)

Qu'il s'agisse de la croissance de l'activité ou de l'inflation futures, l'agrégat monétaire M3, qui faisait partie de nos indicateurs avancés potentiels, ne semble pas posséder, à un horizon inférieur à deux ans, un contenu en information particulièrement marqué. Cependant, il est vrai que l'ampleur des mouvements de portefeuille constatés dans la zone euro, notamment en ce qui concerne les fortes acquisitions de titres d'OPCVM monétaires dans un contexte de fortes fluctuations boursières, a sans doute contribué à affaiblir ce contenu en information²³.

2.3.6. Respect du principe de Taylor et limites de l'analyse de court / moyen terme

Le « principe de Taylor », condition théoriquement nécessaire pour assurer la stabilisation de l'économie, est-il vérifié empiriquement dans la zone euro ? À ce sujet, la politique de taux de la BCE a pu susciter, sinon des inquiétudes, du moins des interrogations. Sur la période janvier 1999 – avril 2002, Gali (2003) compare les valeurs observées du taux d'intérêt à des valeurs de référence calculées au moyen d'une version modifiée de l'équation (3) :

$$(3') \quad i_t^* = a + \mathbf{g}_p(p_t - p^*) + \mathbf{g}_x x_t$$

avec $\mathbf{g}_p = 1,5$, $a = p^* + r^*$, $r^* = 2,5$, $\pi^* = 1,5$ et en supposant l'absence de lissage des taux ($\rho=0$). Il apparaît que « si ce n'est au tout début de la période examinée, le taux d'intérêt fixé par la BCE est resté nettement inférieur au niveau correspondant à la règle de référence ». Cette conclusion est confirmée par une estimation – effectuée quasiment sur la même période (janvier 1999 à mars 2002) – de l'équation (3') par Artus (2002a). Elle donne les résultats suivants :

$$i_t = -26,4 + 0,65 p_t + 0,35 x_t ; R^2 = 0,87 ; DW = 0,49$$

(6,4) (7,6) (6,8)

$$i_t = -11,7 + 0,16 p_t + 0,15 x_t + 0,70 i_{t-1} ; R^2 = 0,98 ; DW = 1,71$$

(6,0) (3,3) (6,1) (14,0)

(t de Student)

Une sous-indexation du taux d'intérêt au taux d'inflation apparaît ($\gamma_\pi < 1$). Au vu de ces résultats, la BCE se montrerait peu réactive à l'évolution de l'inflation, le taux court étant sous-indexé sur la hausse des prix. S'il en était ainsi, on aurait tout lieu d'être inquiet. Par exemple, Artus en conclut que si cette caractéristique était avérée, le taux d'inflation d'équilibre dans la zone euro serait supérieur à 2,5%, valeur observée au moment où son étude a été effectuée²⁴.

L'analyse de la politique de taux de la BCE ne doit pas en fait être fondée sur la valeur effective du taux d'inflation – comme dans l'équation (3') – mais sur sa valeur anticipée – comme dans l'équation (3). Gali (2003) montre que, dans ce cas, les valeurs observées du taux d'intérêt sont plus proches des valeurs de référence (Graphique 13). Mais un certain nombre d'épisodes restent, selon lui, difficiles à expliquer : l'absence de resserrement de la politique monétaire à partir de mai 1999 alors que l'on observe une hausse significative du taux d'inflation anticipé (le développement d'anticipations inflationnistes au début de l'année 1999 est un phénomène international qui n'a pas suscité de réaction rapide de la part des banques centrales concernées²⁵); la série de hausses de taux décidée à partir du mois de novembre de la même année alors qu'il n'y a aucune modification notable de ce taux.

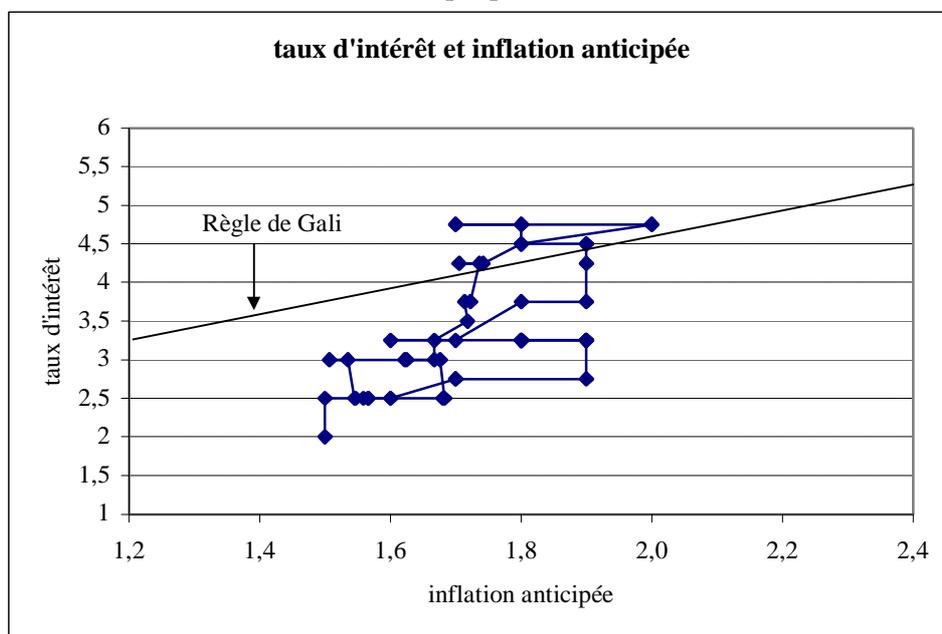
²³ En particulier, nos résultats diffèrent quelque peu de ceux plus anciens de Trecoci et Vega (2000) qui utilisaient cependant des indicateurs d'excès réels de liquidités construits à partir de M3.

²⁴ Il reste que ces équations estimées délivrent des résultats étonnants. En particulier, au vu de l'équation (3'), la constante de la régression correspond à l'expression $r^* + (1-\gamma_\pi) \pi^*$, où r^* correspond au taux d'intérêt réel. Compte tenu de la faible valeur estimée de γ_π , la forte valeur négative de la constante implique un taux d'intérêt réel très largement négatif dans la zone euro !

²⁵ On revient sur cet épisode dans le 3.1.

Cependant, sur le Graphique 13, la droite qui traverserait au mieux le nuage de points – i.e. la droite de régression entre taux d'intérêt et inflation anticipée - aurait une pente égale à trois, suggérant une forte réaction des taux d'intérêt directeurs de la BCE à l'inflation anticipée à l'horizon d'un an.

Graphique 13



Contrairement à ce que suggère ce dernier point, le non-respect du principe de Taylor ressort par ailleurs d'une autre estimation de l'équation (3') – sur la période janvier 1999-avril 2002 – toujours proposée par Artus (2002) dans son rapport pour le Conseil d'Analyse Économique²⁶ :

$$i_t = -13,7 + 0,06 E_t P_{t+1} + 0,17 x_t + 0,76 i_{t-1} ; R^2 = 0,98 ; DW = 1,73$$

(5,2) (1,8) (5,3) (11,2)

avec i_t taux repo et $E_t P_{t+1}$ inflation prévue consensus

Ce résultat peut s'expliquer par l'extrême simplicité des méthodes utilisées dans les études citées pour estimer la valeur de γ_π et par des problèmes économétriques. Par exemple, le petit nombre d'observations disponibles depuis l'entrée en fonction de la BCE rend extrêmement fragile toute tentative d'estimation de sa fonction de réaction²⁷. Mais, plus fondamentalement, il amène à évoquer les limites du type de modélisation théorique adopté jusqu'ici. Cela est bien mis en évidence par des travaux théoriques où certaines hypothèses sont levées et où l'on montre que le respect du principe de Taylor ne garantit pas à lui seul l'unicité de l'équilibre à anticipations rationnelles. En premier lieu, la contrainte budgétaire de l'État ne doit pas être ignorée. Or, le respect du principe de Taylor dans une situation où les autorités budgétaires sont non-ricardiennes – i.e., ne tiennent pas compte *ex ante* de cette contrainte – peut déboucher sur une évolution explosive du niveau général des prix : en cas de choc inflationniste, le relèvement du taux d'intérêt réel par la banque centrale conduit à une hausse de la charge d'intérêt sur la dette publique, qui entraîne une nouvelle hausse de l'inflation, à laquelle la banque centrale réagit en relevant une nouvelle fois les taux, et ainsi de suite (Asselain *et al*, 2002 ;

²⁶ Estimation qui implique, comme les précédentes, un taux d'intérêt réel négatif pour la zone euro.

²⁷ Par exemple, Gerdesmeier et Roffia (2003) conduisent un exercice similaire sur la période supérieure à l'UEM (1985-2001). Ils estiment une fonction de réaction d'une pseudo-BCE par les GMM dont différentes spécifications respecteraient le principe de Taylor. Il convient toutefois d'interpréter ces résultats avec précaution car les valeurs élevées du coefficient sur l'endogène retardée, généralement supérieures à 0,95, et celles des R^2 , proches de 0,99, suggèrent la présence d'éventuelles racines unitaires.

Leeper, 1991 ; Loyo, 1999). Dans cette situation, une valeur de γ_π inférieure à l'unité est préférable. Il en est de même si l'on tient compte des contraintes de liquidité auxquelles sont confrontés les agents économiques. (Masuch *et al.*, 2003). Ces résultats sont l'illustration d'une conclusion plus générale : pour assurer la stabilité monétaire la stratégie monétaire ne doit pas se préoccuper uniquement de l'ancrage des anticipations à court / moyen terme, elle doit aussi se soucier de leur ancrage à moyen / long terme.

3. Ancrage des anticipations et stabilité de l'évolution du niveau général des prix à moyen / long terme

La stratégie de la BCE doit être analysée maintenant sur le moyen / long terme défini comme une période allant de la durée moyenne d'un cycle économique (quelques années) jusqu'à l'horizon temporel des agents économiques quand ils prennent des décisions intertemporelles (entre vingt et trente ans). Au niveau empirique, l'analyse est nécessairement délicate ; elle ne peut s'appuyer que sur quelques années d'expérience pour essayer de dégager la valeur du taux d'inflation de la zone euro en régime permanent. Au niveau théorique, la modélisation adoptée jusque là doit être complétée pour rendre compte explicitement du rôle attribué par la BCE à la monnaie dans l'ancrage des anticipations d'inflation à long terme. L'interprétation des évolutions observées dans le cadre ainsi défini devrait permettre d'évaluer la contribution de la politique monétaire à la stabilité de l'évolution à long terme des prix dans la zone euro.

3.1. Inflation en régime permanent et ancrage des anticipations à moyen / long terme

On a vu que, dans la zone euro, la dynamique de l'inflation à court terme a été dominée, depuis 1999, par des chocs transitoires sans que cela nuise à la stabilité des anticipations d'inflation à court terme. Qu'en est-il dans le régime permanent de l'économie ? Quelle y est la valeur du taux d'inflation d'équilibre ? Les anticipations d'inflation à long terme sont-elles aussi stables qu'à court terme ?

3.1.1. Stabilité du taux d'inflation à moyen terme

L'incertitude sur le niveau général des prix a tendance à se réduire à des horizons supérieurs à un an lorsque la politique monétaire cherche à orienter de façon systématique l'inflation vers un objectif final quantifié. Formellement, en effet, le taux d'inflation moyen sur n années est donné par :

$$\bar{p}_{(n)} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i}{n} \quad \text{où } p \text{ correspond au taux d'inflation d'une année donnée.}$$

Lorsque les taux d'inflation ne sont pas corrélés d'une année à l'autre, l'écart-type du taux d'inflation annuel moyen calculé sur n années est alors donné par :

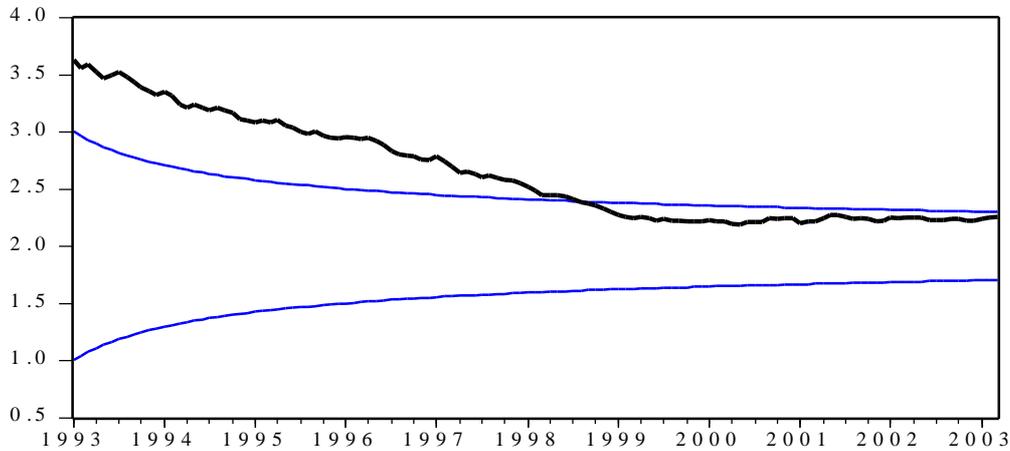
$$s_{\bar{p}} = \frac{s}{\sqrt{n}} \quad \text{où } s \text{ représente l'écart-type du taux d'inflation sur 12 mois.}$$

L'écart-type de l'inflation moyenne apparaît donc comme inversement proportionnel au nombre d'années n considéré lors du calcul de la moyenne. La construction d'un intervalle de confiance relatif aux glissements successifs de l'IPCH de la zone euro calculés à partir de janvier 1992 est représenté dans le Graphique 14 en supposant que les autorités monétaires ont un objectif proche de 2%, et que les limites de l'intervalle sont fixées à +/- 1 point autour de la cible en janvier 1992.

Comme le montre le graphique, le taux d'inflation moyen n'entre dans l'intervalle de confiance qu'à la toute fin des années 1990 pour se stabiliser à un niveau proche de 2,5%. Toutefois, la période sous-

revue est sans doute affectée par le processus de convergence et on ne peut considérer que la dynamique des prix y soit illustrative de la politique monétaire unique. En outre, l'inflation dans la zone euro est corrélée sur cette période comme l'indique les estimations présentées dans le tableau 2 p. 33.

Graphique 14
Glissement annuel moyen depuis janvier 1992 (en %)

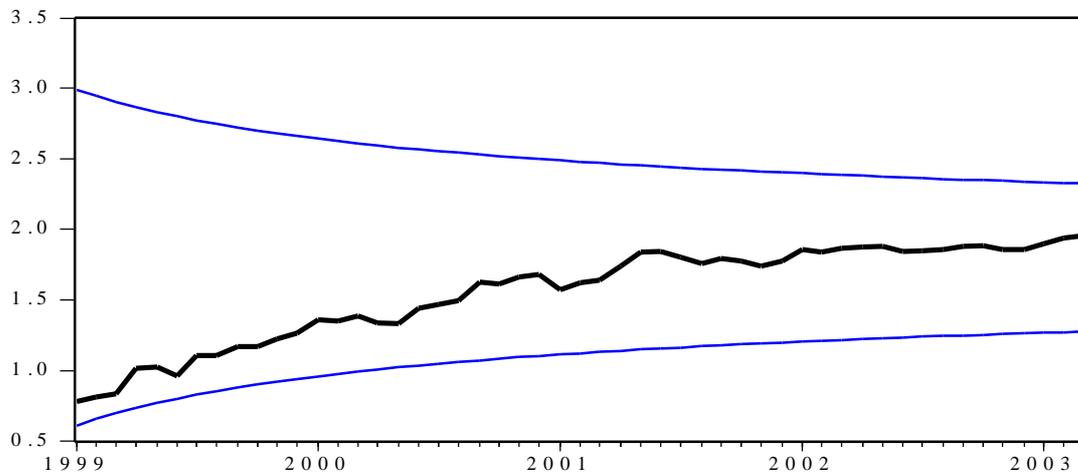


En présence d'autocorrélation, l'écart-type du taux moyen d'inflation calculé sur n années devient (cf. Crawford, 2001) :

$$s_{\bar{p}} = \frac{s \sqrt{1 + r_1 + r_2 + \dots + r_{n-1}}}{n} \text{ où } r_i \text{ mesure la corrélation entre le taux d'inflation courant mesuré en glissement annuel et le taux d'inflation en glissement annuel retardé de } i \text{ années.}$$

En tenant compte de cette autocorrélation de l'inflation dans la zone euro, on peut représenter l'intervalle de confiance et l'évolution du glissement annuel des prix calculé à partir de janvier 1998, en supposant un objectif « proche mais inférieur à 2% » (fixé conventionnellement à 1,8%).

Graphique 15
Glissement annuel moyen centré sur 1,8% depuis janvier 1998

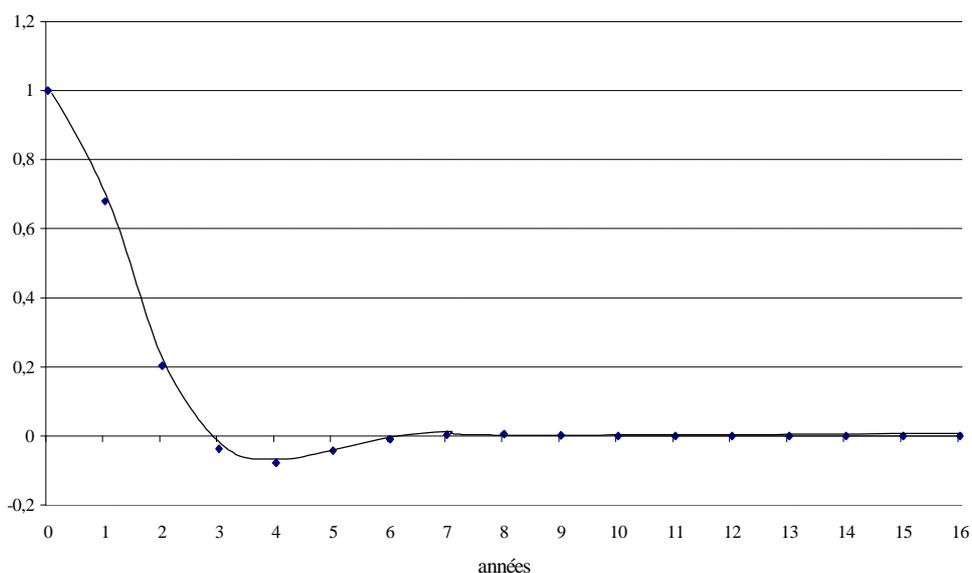


Cette fois, le taux d'inflation moyen reste toujours contenu dans l'intervalle de confiance et converge progressivement vers un niveau légèrement inférieur à 2%. Ce niveau, qui correspond au taux d'inflation en régime permanent, est égal à 1,94%, comme établi précédemment.

Du fait de ces caractéristiques, un choc même transitoire sur le niveau de l'inflation dans la zone euro aura une influence durable sur la dynamique des prix. Ainsi, si l'on suppose que cette dernière est donnée par l'équation (10') présentée page 32, alors un choc d'un écart-type sur le niveau de l'inflation ne se résorberait qu'à un horizon d'environ sept ans comme l'illustre le Graphique 16 ci-dessous.

Graphique 16

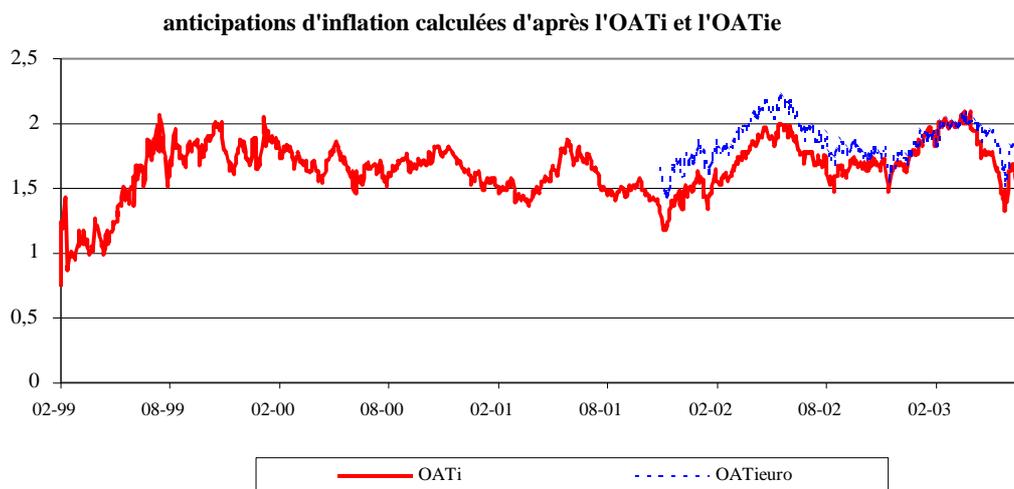
Choc d'un écart-type sur le glissement annuel des prix



3.1.2. Anticipations d'inflation à long terme

La création par l'État français d'obligations assimilables du Trésor indexées sur l'inflation française (OATi), puis sur l'inflation de la zone euro (OATie), permet à partir des « points -morts » d'inflation – calculés comme la différence entre rendements nominaux et rendements indexés à une même échéance – d'obtenir une mesure approchée de l'inflation moyenne anticipée à long terme par les agents économiques. Le Graphique 17 ci-dessous illustre l'évolution de cette inflation moyenne à 10 ans. Bien que cette mesure soit affectée par un certain nombre de biais, en particulier liés à la présence de primes de liquidité, les anticipations d'inflation à long terme paraissent contenues, en ce qui concerne tant l'inflation française que l'inflation de la zone euro. L'une comme l'autre évoluent dans un intervalle compris entre 1,5% et 2%, ne dépassant qu'à de rares occasions le plafond de 2% que s'est fixé la Banque Centrale Européenne.

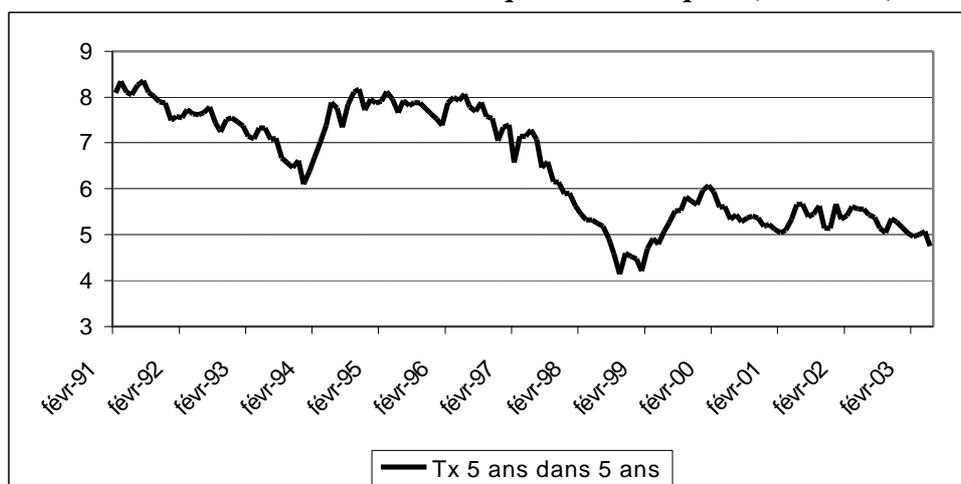
Graphique 17



Source : Banque de France

L'évolution des taux d'intérêt *forward* à long terme sur les obligations d'État est une autre mesure de l'évolution des anticipations inflationnistes à moyen / long terme. En particulier, elle donnerait de meilleures informations que les mouvements des taux longs, ceux-ci pouvant être influencés par des variations des taux courts indépendantes des anticipations inflationnistes (Kohn, 2003). Le taux d'intérêt à cinq ans dans cinq ans (noté $i_{5,5}$) est retenu ici²⁸. Son évolution entre 1991 et aujourd'hui est représentée sur le Graphique 18. Les taux *forward* à long terme ont baissé sur l'ensemble de la période de trois points de pourcentage environ. On observe une évolution similaire – plus ou moins accentuée – dans tous les pays (voir le Graphique tiré de Kohn, p. 37). Dans ce mouvement de baisse, on distingue deux épisodes de hausse significative – environ deux points de pourcentage - en 1994 et en 1999. Eux aussi ne sont pas propres à la zone euro : en 1994 et en 1999, les taux *forward* ont augmenté dans tous les pays industriels avec plus ou moins d'intensité. En particulier, la hausse observée en 1999 ne semble pas imputable à des inquiétudes suscitées par le démarrage de la politique monétaire unique. Quoi qu'il en soit, la stabilité de l'évolution de $i_{5,5}$ depuis 1999 est remarquable : elle se situe dans un intervalle compris entre 5 et 6%.

Graphique 18
Évolution du taux d'intérêt à cinq ans dans cinq ans (1991-2003)



²⁸ On utilise le taux à cinq ans et le taux à 10 ans sur les obligations publiques allemandes. Le taux d'intérêt à cinq ans dans cinq ans est calculé par la formule suivante : $((1+i_{10})^{10}/(1+i_5)^5)^{0.2}-1$. Source : Bloomberg, calculs des auteurs.

3.2. Rôle de la monnaie pour ancrer les anticipations à long terme

Comment expliquer la stabilité du taux d'inflation et des anticipations d'inflation observée à moyen / long terme dans la zone euro ? L'annonce d'une valeur de référence pour le taux de croissance de la masse monétaire a-t-elle contribué à cette stabilité ? À cette dernière question, on répond fréquemment par la négative en s'appuyant sur les enseignements du modèle théorique d'inspiration néo-keynésienne utilisé jusqu'ici. Mais, si la monnaie n'y joue aucun rôle dans la détermination du taux d'inflation à court terme, il n'en est pas de même à moyen et long termes : le taux d'inflation d'équilibre est alors déterminé par la réalisation de l'équilibre monétaire et dépend du taux de croissance de l'offre de monnaie. Avant de voir cela plus précisément, il n'est pas inutile de revenir sur l'analyse des comportements de demande de monnaie.

3.2.1. Retour sur la demande de monnaie

La fonction de demande de monnaie retenue jusque là suppose qu'il existe une seule catégorie d'actifs substituables à la monnaie : des titres arrivant à maturité dans une période. Cette hypothèse est beaucoup trop restrictive et, en réalité, un grand nombre d'actifs réels et financiers – obligations, actions, capital physique, etc. – ont cette propriété (Friedman 1956 ; Nelson, 2002). Afin de prendre cela en compte, on peut supposer que la demande de monnaie dépend à la fois du taux court et du taux long et remplacer l'équation (7) par la spécification suivante, dite « à la Friedman-Meltzer » (Nelson, 2002) :

$$(7') \quad m_t - p_t = \kappa_y y_t - \kappa_i [i_t^l - i_t] + w_t$$

où i^l est le taux long ; κ_y est l'élasticité-revenu ; κ_i est la semi-élasticité au spread entre le taux long et le taux court. L'équation (7) peut être réécrite en utilisant la relation de Fisher selon laquelle :

$$\begin{aligned} \text{à long - terme :} & \quad i_t^l = r_t^l + E_t(\mathbf{p}_t^l) \\ \text{à court - terme :} & \quad i_t = r_t + E_t(\mathbf{p}_t) \end{aligned}$$

Soit :

$$(7'') \quad m_t - p_t = \kappa_y y_t - \kappa_i [(r_t^l - r_t) + (E_t(\mathbf{p}_t^l) - E_t(\mathbf{p}_{t+1}))] + w_t$$

où r^l est le taux d'intérêt réel à long terme ; r est le taux d'intérêt réel à court terme ; $E_t(\mathbf{p}^l)$ est le taux d'inflation anticipé à long terme (*i.e.*, entre la date t et la date $t+l$).

C'est la spécification habituellement retenue pour la zone euro dans les travaux économétriques portant sur l'agrégat large M3 (voir Avouyi-Dovi *et al.*, 2003 ; Coenen et Vega, 1999 ; Gerlach et Svensson, 1999). Ces travaux mettent en évidence une spécificité de la zone euro où la demande de monnaie apparaît beaucoup plus stable que dans les économies comparables (États-Unis, Royaume-Uni et Japon). Les valeurs estimées de κ_y sont généralement comprises entre 1,1 et 1,5 indiquant une baisse tendancielle régulière de la vitesse de circulation²⁹. Celles de κ_i se situe au voisinage de - 0,8 (Coenen et Vega, 1999).

3.2.2. Inutilité d'une norme de croissance monétaire

Une opinion très répandue est que le passage du court / moyen terme au moyen / long terme ne modifie pas l'analyse de la détermination du taux d'inflation d'équilibre. Dès lors, l'affichage d'une norme de croissance monétaire serait inutile pour assurer la stabilité des prix à long terme. Ce résultat est démontré en analysant le régime permanent de l'économie au moyen des équations (1) à (6) et de

²⁹ Avouyi-Dovi *et al.* (2003) est une exception. Dans leur estimation, ils imposent la contrainte $\kappa_y = 1$.

l'équation (7'). On suppose un environnement où la banque centrale assure l'ancrage des anticipations à court terme, où sa crédibilité est assurée et où les marchés des capitaux sont efficients. Dans le régime permanent de l'économie, la valeur anticipée des encaisses réelles est égale à :

$$(12) \quad E[m_t - p_t] = k_y E[y_t] - k_i [E(r_t' - r_t) + E[p_t'] - E[p_{t+1}]]$$

où E [.] correspond à la valeur moyenne calculée sur le long terme. En supposant pour simplifier: 1° le taux d'intérêt réel constant ; 2° l'ancrage des anticipations à court terme assuré à la valeur correspondant à l'objectif d'inflation de la banque centrale, (12) s'écrit :

$$(12) \quad E[m_t - p_t] = k_y E[y_t] - k_i [E[p_t'] - p^*]$$

En supposant la crédibilité de la banque centrale et l'efficacité des marchés on a :

$$(13) \quad E[p_t'] = p^*$$

D'où, en variations :

$$(14) \quad E[\Delta m_t] - E[p_t] = k_y E[\Delta y_t]$$

Dans cette expression, la croissance monétaire est la seule variable endogène si l'on suppose que le taux de croissance à long terme de l'économie est constant (g_y) :

$$(15) \quad E[\Delta m_t] = k_y \cdot g_y + p^*$$

Le taux de croissance du PIB réel et l'objectif d'inflation déterminent le taux de croissance à long terme de la masse monétaire. De ce point de vue, le passage du court / moyen terme au moyen / long terme ne change rien : suivre l'évolution monétaire est aussi inutile dans un cas que dans l'autre ; *a fortiori*, il est inutile d'afficher la croissance monétaire calculée à partir de (15) comme valeur de référence pour guider les agents du secteur privé dans la formation de leurs anticipations : « la robustesse du lien entre la croissance monétaire et l'inflation et le consensus qui l'entoure ne justifient pas d'accorder à un agrégat monétaire un rôle spécial dans la stratégie de politique monétaire d'une banque centrale, y compris dans le cas où celle-ci a pour objectif prioritaire la stabilité des prix. La raison est simple : (l'équation 15) est une relation d'équilibre à long terme vérifiée quel que soit le régime monétaire en vigueur. Autrement dit, pour atteindre le taux d'inflation désiré, il n'est pas nécessaire d'accorder une attention particulière à l'évolution des agrégats monétaires" (Gali, 2003). Ou, pour le dire autrement : sous les hypothèses faites, « la quantité de monnaie est endogène (et) le ciblage de l'inflation est un dispositif institutionnel qui (permet d'assurer) l'intégrité de l'unité de compte dans le temps » (Aglietta , 2002).

3.2.3. Nécessité d'un affichage d'une norme de croissance monétaire

La critique de l'approche néo-keynésienne de la détermination du taux d'inflation d'équilibre conduit à souligner l'importance de la monnaie pour assurer la stabilité monétaire à long terme (McCallum, 2001 ; Nelson, 2002).

Cette critique repose sur l'idée suivante : contrairement à ce que suppose la démonstration précédente, l'influence exercée par la banque centrale sur le taux d'intérêt nominal ne s'exerce pas de la même façon dans le court terme et dans le long terme. A court terme, la banque centrale peut agir sur le taux d'intérêt nominal ($i_t = r_t + E_t p_{t+1}$) en augmentant la quantité de monnaie, ce qui accroît le montant des encaisses réelles et fait baisser le taux d'intérêt réel r et, par conséquent, le taux d'intérêt nominal i par un effet-liquidité. Dans le long terme, l'effet - liquidité ne joue plus. Puisqu'elle ne peut agir sur le

taux d'intérêt réel, la banque centrale dispose d'un seul moyen d'action sur le taux nominal : influencer les anticipations inflationnistes. Dans le régime permanent on a :

$$(16) \quad E(i_t) = E(r_t) + E(p_t')$$

L'action de la banque centrale passe nécessairement par $E(p_t')$. Quels sont les déterminants du taux d'inflation anticipé dans le régime permanent ? L'équation de la courbe de Phillips et l'équation de IS ne sont ici d'aucune utilité³⁰. En revanche, l'équation d'équilibre du marché de la monnaie donne la relation entre la valeur moyenne du taux d'inflation et la valeur moyenne du taux de croissance de l'offre de monnaie que la banque centrale influence :

$$(17) \quad E[m_t - p_t] = k_y E[y_t] - k_x [E(r_t' - r_t) + E[p_t'] - E[p_{t+1}]]$$

Contrairement à ce que suppose l'analyse néo-keynésienne, c'est la valeur moyenne du taux d'inflation à long terme qui détermine la valeur moyenne du taux d'inflation anticipé à court terme :

$$(18) \quad E(p_{t+1}) = E(p_t')$$

Et, au lieu de (15), on a :

$$(15') \quad E[\Delta m_t] = k_y \cdot g_y + E(p_t')$$

Pour ancrer les anticipations à long terme au niveau souhaité, la banque centrale doit afficher une norme de croissance de la masse monétaire déterminée conformément à l'équation (15'). Pour que la cohérence de l'ensemble de la stratégie monétaire soit assurée – *i.e.*, qu'il y ait cohérence entre l'ancrage des anticipations à court / moyen terme qui a fait l'objet de la deuxième partie et l'ancrage des anticipations à moyen / long terme – il faut que :

$$(19) \quad E[\Delta m_t]^* = g_M^* = k_y \cdot g_y + p^*$$

Si toutes les conditions énoncées ci-dessus sont vérifiées, l'incertitude quant à l'évolution à long terme du niveau général des prix est réduite : il est stationnaire autour d'un trend. La stabilité monétaire est alors assurée aussi bien à court terme qu'à long terme. Pour la zone euro, la valeur retenue pour g_M^* est de 4,5 %. Elle est calculée en multipliant la valeur estimée de $k_y - 1,3$ en moyenne – par la tendance à moyen terme de la croissance du PIB ($2\% < g_y < 2,5\%$) et en ajoutant la définition de la stabilité des prix (hausse des prix de l'IPCH inférieure à 2 %) (Bulletin mensuel de la BCE, mai 2001, p. 45). Il est important de noter que si la valeur de référence affichée est bien relative à la croissance des encaisses nominales, pour que la stationnarité autour d'un trend de l'évolution du niveau général des prix (en logarithmes) soit assurée, il faut que la demande d'encaisses réelles ($m-p$ dans l'équation 17) soit stable.

3.3. Essai d'évaluation de la stabilité monétaire à long terme dans la zone euro

La stratégie monétaire adoptée par la BCE pour assurer la stabilité monétaire à long terme peut être évaluée en s'attachant soit à ses résultats – en mesurant la qualité de l'ancrage des anticipations à long terme – soit à la méthode utilisée – en mesurant la contribution de la monnaie à cet ancrage. À l'évidence, cette évaluation est difficile à faire aujourd'hui – plus particulièrement sur le second point – puisque l'on ne dispose pas encore du recul suffisant, après quatre ans et demi seulement de fonctionnement de la BCE.

³⁰ Du moins, si dans l'équation (2), on a $\beta=1$ et $\phi=0$.

3.3.1. Qualité de l'ancrage des anticipations à long terme

La capacité d'une banque centrale à ancrer les anticipations d'inflation peut être mesurée par l'ampleur avec laquelle les anticipations d'inflation à long terme réagissent aux modifications des anticipations d'inflation formulées à très court terme par les agents économiques (Kohn, 2003).

Une faible réaction indiquera qu'en dépit des révisions parfois importantes des anticipations à court terme, consécutives notamment aux multiples chocs affectant la dynamique des prix, la banque centrale garde un contrôle effectif des prix à moyen / long terme et, partant, parvient à ancrer fermement les anticipations à long terme à un niveau compatible avec son objectif final.

Une telle mesure peut être obtenue à partir des données fournies par le *Consensus Forecasts*, en considérant la façon dont les révisions des anticipations d'inflation relatives à l'année en cours sont reportées sur les anticipations formulées à un horizon de 5 à 10 ans.

Tableau 5
**Modification des anticipations à long terme en cas de choc
sur les anticipations à court terme**

Variation moyenne des anticipations d'inflation	Sur l'année en cours (1)	Horizon de 5 à 10 ans (2)	Ratio (2)/(1)
États – Unis			
1990 – 2003	42	10	0,24
1999 – 2003	32	10	0,31
Royaume – Uni			
1990 – 2003	53	17	0,32
1999 – 2003	22	10	0,45
Canada			
1990 – 2003	64	18	0,28
1999 – 2003	40	12	0,30
Zone euro			
1999 – 2003	28	10	0,35

Source : Consensus Economics – Calculs Banque de France. L'inflation anticipée pour la zone euro est approximée par la moyenne pondérée des anticipations d'inflation en Allemagne, France, Italie et Pays-Bas de 1999 à 2002.

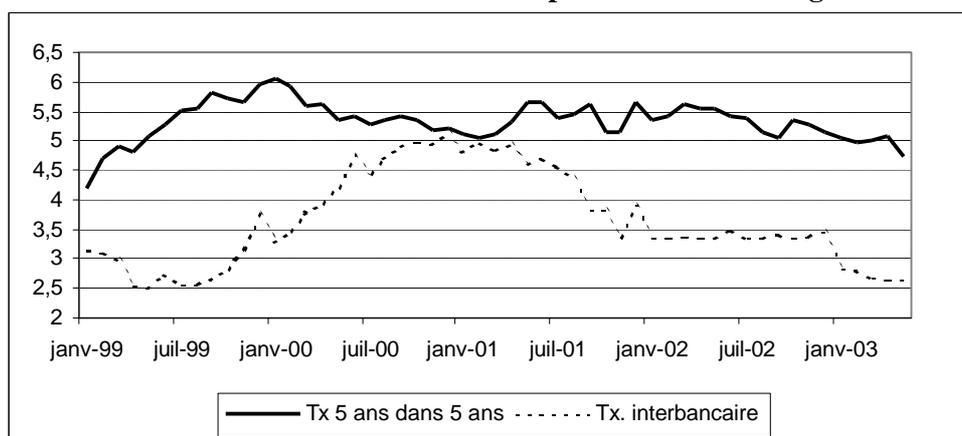
Ainsi que le montre le tableau ci-dessus, seul un tiers des révisions à court terme est répercuté en moyenne sur les anticipations d'inflation à long terme. Dans ce domaine, la capacité de la BCE à ancrer les anticipations d'inflation paraît comparable à celle des autres grandes banques centrales.

Il est intéressant de relier l'évolution du taux d'intérêt à cinq ans dans cinq ans – présentée ci-dessus - à celle de la politique monétaire appréciée au moyen du taux court (Graphique 19). A la fin de l'année 2000, les deux taux étaient quasiment égaux. Aujourd'hui, le taux court est inférieur de deux points de pourcentage alors que le taux à cinq ans dans cinq ans est quasiment à sa valeur initiale. Cela montre que la BCE a pu assouplir les conditions monétaires sans modification notable des anticipations d'inflation à long terme³¹.

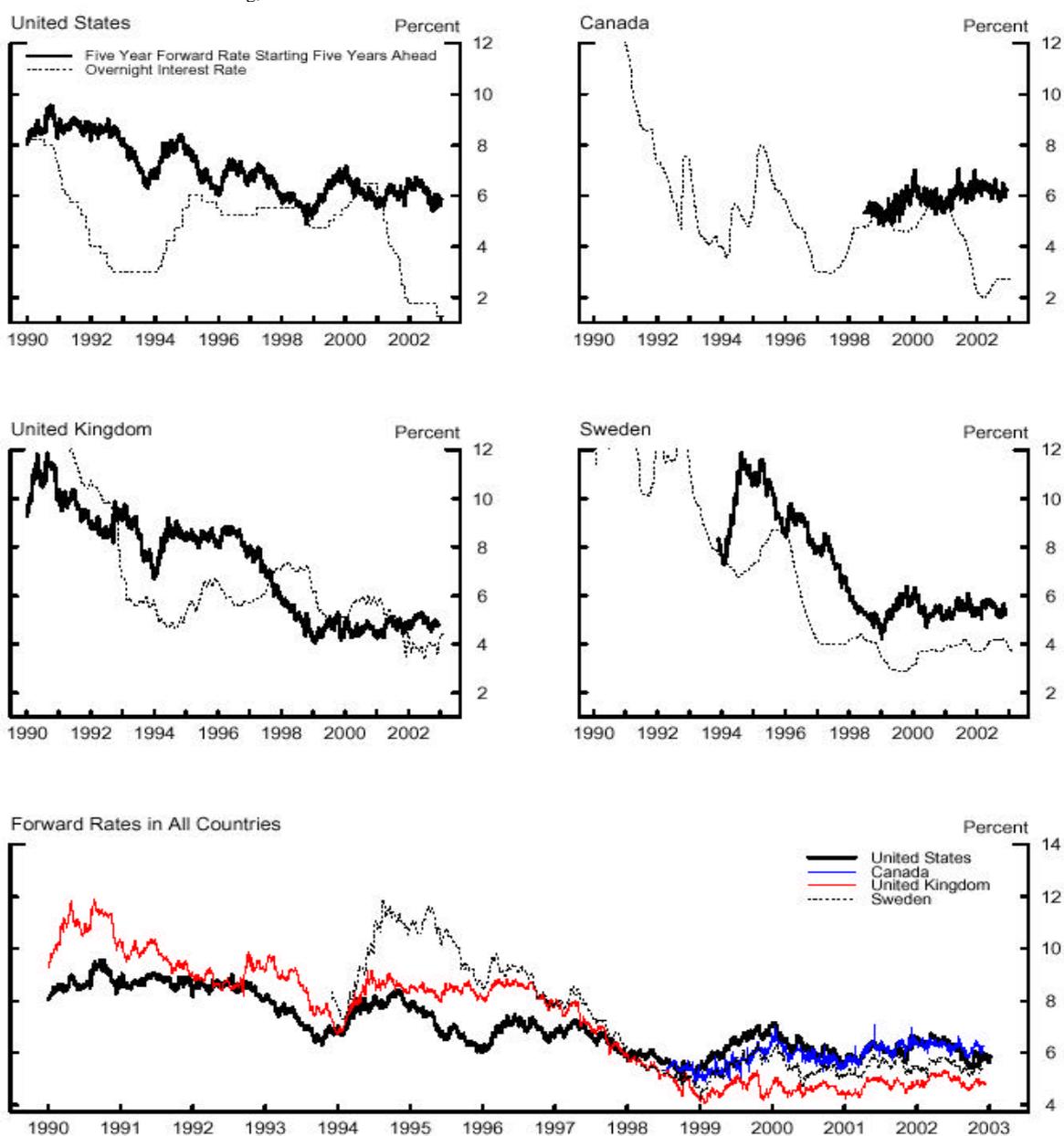
³¹ Au passage, notons que la valeur de $i_{5,5}$ supérieure à celle du début de l'année 1999 ne fait apparaître aucun risque de spirale déflationniste à moyen terme.

Graphique 19

Taux d'intérêt interbancaire et anticipations de taux à long terme



Source : Bloomberg, calculs : les auteurs



Source : Kohn, 2003.

3.3.2. Contribution de la monnaie à l'ancrage des anticipations à long terme

Bordo, Choudhri et Schwartz (1990) proposent un indicateur du degré d'incertitude quant à l'évolution à long terme du niveau général des prix construit au moyen de la décomposition de Beveridge-Nelson. En désignant par P_t^T la valeur tendancielle du niveau général des prix à la date t, cet indicateur est égal à (Cochrane, 1988) :

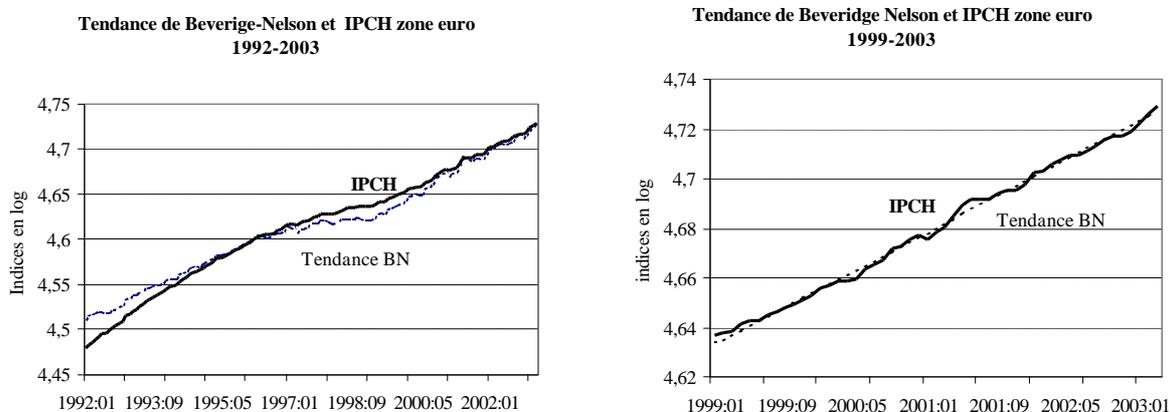
$$V_n(P^T) = \frac{\text{var}(P_t^T - P_{t-n}^T)}{n}$$

où n est une constante dont la valeur est élevée. Cette grandeur a une variance asymptotique qui peut être estimée par $(4n / 3T) V_n(P^T)$.

L'application d'une telle démarche dans le cas de la zone euro est délicate, principalement en raison de la très faible taille des échantillons disponibles. La valeur tendancielle, obtenue à partir de la décomposition de Beveridge - Nelson³² ne capte que de façon médiocre l'évolution du niveau général des prix (cf. Graphique 20 ci-dessous). Cependant, si l'on restreint l'estimation à la période d'exercice de la BCE, la tendance de Beveridge - Nelson devient alors très proche d'une tendance linéaire. Bien que fragile, ce résultat tend à corroborer la réduction de l'incertitude sur le niveau général des prix depuis 1999 déjà mise en évidence précédemment. En effet, l'indicateur de Bordo, Choudhri et Schwartz, qui mesure la variance de la prévision de la composante tendancielle de la décomposition de Beveridge-Nelson, se réduit fortement, passant de $6,4 \times 10^{-6}$ sur la période 1992-2003 à $6,9 \times 10^{-9}$ depuis 1999.

Graphique 20

Contribution de la monnaie à la stabilité monétaire à long terme



Une seconde mesure de la contribution de la monnaie à l'ancrage des anticipations d'inflation à long terme consiste à conduire des tests de stationnarités sur le niveau de l'IPCH ainsi que sur celui des encaisses réelles - mesurées ici par le rapport de M3 sur l'IPCH – afin d'évaluer dans quelle mesure ces deux séries peuvent être ou non considérées comme stables autour d'une tendance déterministe. Dans un tel cas, les prix ou les encaisses réelles ne s'écartent que temporairement de leur tendance de long terme lors de la survenance de chocs exogènes. Cette propriété statistique implique l'absence d'incertitude à long terme sur le niveau général des prix ou sur celui des encaisses réelles. En revanche, si les séries sont stationnaires en différence (I(1)), alors un choc exogène sur le niveau général des prix sera persistant et il existera toujours une incertitude quant à leur niveau à moyen ou à long terme. Dans le cas de la zone euro, ces tests conduisent aux résultats suivants :

³² Cette décomposition est obtenue à partir d'un modèle ARIMA(1,1,1) de l'indice des prix à la consommation harmonisé, estimé sur la période 1992 :01-2003 :03.

Tableau 6
Tests de stationnarité sur le niveau de l'IPCH et des encaisses réelles

Variable	Test utilisé	1992 :1 – 2003 :3	1999 :1 – 2003 :3
$\ln(ipch_t)$	ADF	-2,4	-3,36*
	Phillips-Perron	-3,04	-3,66**
$\ln\left(\frac{M3_t}{ipch_t}\right)$	ADF	-0.37	-2,62
	Phillips-Perron	-0.42	-2,77

* significatif au seuil de 10% ; ** significatif au seuil de 1%

Au vu de ces résultats, sur l'ensemble de la période 1992 – 2003, les tests ne permettent pas de retenir l'hypothèse de stationnarité du niveau général des prix ou de celui des encaisses réelles autour d'une tendance déterministe. Il existe donc une forte incertitude sur le niveau général des prix à long terme dans la zone euro. En outre, la non-stationnarité des encaisses réelles autour d'une tendance de long terme semble indiquer qu'une norme de progression des encaisses réelles, du type de celle considérée par Milton Friedman (1960), ne permettrait pas d'éliminer l'incertitude sur le niveau général des prix à long terme. Cette conclusion semble contredire les travaux conduits notamment par la BCE sur la stabilité de la demande de monnaie dans la zone euro. On doit néanmoins noter que les indicateurs retenus dans le cadre de cette étude diffèrent de ceux considérés dans les travaux de la BCE qui sous-tendent la détermination de la valeur de référence.

En outre, ces tests, conduits sur la totalité de la période, sont très certainement biaisés par le processus de convergence qui a pu induire une dynamique particulière des prix au sein de la zone euro. De plus, on ne saurait considérer cette dynamique comme résultant de la mise en œuvre d'une politique monétaire unique, quand bien même il existait en Europe une très forte coordination des politiques monétaires nationales. Aussi est-il utile de reprendre ces tests sur la période d'exercice de la BCE, même si cela doit s'opérer au prix d'une réduction importante de la taille de l'échantillon et biaiser éventuellement les résultats du fait notamment de la faible puissance de certains de ces tests (ADF notamment). La seconde colonne du tableau 6 nuance quelque peu les résultats obtenus sur la totalité de la période. En particulier, les tests ne rejettent plus l'hypothèse de stationnarité des prix autour d'une tendance déterministe. Cela pourrait être interprété comme un succès de la BCE qui serait parvenue à réduire – sinon annuler - l'incertitude sur le niveau général des prix. En revanche, les tests conduisent toujours à considérer les encaisses réelles comme stationnaires en différence. Par conséquent, les informations disponibles à ce jour ne permettent pas de mesurer la contribution exacte de la norme de progression des agrégats monétaires à la réduction de l'incertitude sur l'évolution à long terme du niveau des prix.

La liaison empirique entre inflation et croissance monétaire peut également être estimée. Certaines études récentes, telle que celle conduite par De Grauwe et Polan (2001), mettent ainsi en cause l'existence d'une telle relation, rejetant le principe initialement énoncé par M. Friedman selon lequel « l'inflation est toujours et partout un phénomène monétaire ». En ce fondant sur l'estimation d'une telle relation dans la zone euro, il apparaît en effet que la relation entre inflation et croissance monétaire est faible et non significative, ainsi que le montre le tableau 7 ci-dessus. En particulier, le coefficient de la croissance monétaire est très différent de l'unité et non significativement différent de zéro.

Tableau 7

Variable expliquée: π_t
Méthode: MCO – HAC Newey-West - période 1992 :1- 2003 :3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
constante	0.016109	0.004432	3.634675	0.0004
$M3_t$	0.103449	0.070822	1.460704	0.1467
R-squared	0.061602	Mean dependent var		0.021838
Adjusted R-squared	0.053847	S.D. dependent var		0.007058
S.E. of regression	0.006866	Akaike info criterion		-7.108445
Sum squared resid	0.005704	Schwarz criterion		-7.062719
Log likelihood	439.1694	F-statistic		7.943222
Durbin-Watson stat	0.082471	Prob(F-statistic)		0.005640

Comme le rappelle E. Nelson (2002), un tel résultat ne saurait pour autant mettre en cause la pertinence de la relation entre croissance monétaire et prix. En effet, cette relation est avant tout une relation de long terme. Qui plus est, le contenu en information de la monnaie sur l'inflation ne paraît véritablement pertinente qu'à un horizon au moins égal à deux ans. Si, à la place de la croissance monétaire contemporaine, on considère la progression annuelle de M3 retardée de 2, 3 et 4 ans, on obtient alors des résultats radicalement différents :

Tableau 8

Variable expliquée: π_t
Méthode: MCO - Newey-West HAC – période 1997 :1 – 2003 : 3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.020273	0.009581	-2.115939	0.0379
$M3_{t-24}$	0.296537	0.082579	3.590947	0.0006
$M3_{t-36}$	0.308758	0.085243	3.622110	0.0005
$M3_{t-48}$	0.206557	0.074235	2.782467	0.0069
R-squared	0.370293	Mean dependent var		0.018034
Adjusted R-squared	0.343685	S.D. dependent var		0.005619
S.E. of regression	0.004552	Akaike info criterion		-7.894685
Sum squared resid	0.001471	Schwarz criterion		-7.771086
Log likelihood	300.0507	F-statistic		13.91693
Durbin-Watson stat	0.302000	Prob(F-statistic)		0.000000

Ainsi, dans le cas de la zone euro, non seulement les coefficients sur la croissance monétaire sont statistiquement différents de zéro, mais encore leur somme cumulée est égale à 0,81 et cette fois plus très éloignée de l'unité, conformément au principe de Friedman. Ce résultat est par ailleurs identique à celui obtenu par Nelson (2002) sur les États-Unis.

Conclusion

La stratégie de politique monétaire orientée vers la stabilité des prix adoptée par la Banque centrale européenne peut être qualifiée de mixte ou d'hybride : elle vise à ancrer les anticipations d'inflation à moyen terme – en s'assurant qu'elles restent dans une fourchette étroite, comprise entre 1,7 et 1,9% -, tout en cherchant à limiter l'incertitude sur l'évolution à long terme du niveau général des prix - au moyen de l'affichage d'une valeur de référence pour la croissance de l'agrégat monétaire M3. Une stratégie de cette nature est sans doute plus difficile à expliquer au public qu'une stratégie pure – cible d'inflation ou cible monétaire. Ceux qui privilégient une optique de court / moyen terme peuvent ne pas voir l'utilité de la norme de croissance monétaire, considérant que celle-ci ne fournit pas

d'informations intéressantes. Ceux qui se préoccupent uniquement de la stabilité des prix à long terme peuvent ne pas comprendre l'importance accordée aux évolutions de court terme, estimant qu'il s'agit largement de bruits difficiles à interpréter et dont il vaut mieux ne pas se soucier. En réalité, ces deux aspects de la stratégie monétaire sont complémentaires. L'analyse théorique et l'analyse empirique montrent qu'ils forment un tout cohérent.

Le cadre « néo-keynésien » est pertinent pour analyser la stratégie monétaire à court / moyen terme. Une politique d'ancrage des anticipations d'inflation y est un instrument efficace pour assurer la stabilité monétaire ; accessoirement, la monnaie peut fournir des informations utiles sur l'évolution future de l'activité économique et, dans une moindre mesure, sur l'évolution des prix. En revanche, l'explication de l'ancrage des anticipations d'inflation à long terme proposée par l'analyse néo-keynésienne n'est pas satisfaisante. À cet horizon, la monnaie joue un rôle décisif et l'affichage d'une valeur de référence pour la progression monétaire a des fondements théoriques solides. La construction de modèles théoriques assurant la cohérence entre l'analyse néo-keynésienne de court / moyen terme et l'analyse monétaire de long terme est depuis longtemps l'un des objectifs majeurs de la théorie économique. Des progrès importants ont été réalisés dans ce domaine. On dispose aujourd'hui de modèles où les anticipations d'inflation sont keynésiennes à court / moyen terme – *i.e.*, formées à partir d'une courbe de Phillips - et monétaristes à moyen / long terme – *i.e.*, établies sur la base de facteurs monétaires. Ils permettent de justifier l'adoption d'une stratégie de politique monétaire hybride qui conduit la banque centrale à s'intéresser à la fois aux déterminants réels et aux facteurs monétaires de l'évolution du niveau général des prix pour assurer un ancrage complet – à la fois à court terme et à long terme - des anticipations. Mais il faut bien reconnaître que l'analyse théorique des stratégies hybrides est moins avancée que celle des stratégies pures. Si l'on s'accorde sur l'efficacité d'un objectif d'inflation à court terme fondé sur des critères néo-keynésiens, quel est le dispositif complémentaire optimal pour assurer la stabilité de l'évolution à long terme du niveau général des prix ? La comparaison de l'efficacité des différentes solutions envisageables – affichage d'une valeur de référence pour la croissance monétaire ; clause de sortie ; mécanisme de correction d'erreur ; etc. - devrait constituer l'un des objectifs majeurs de la recherche au cours des prochaines années.

Dans la zone euro, depuis la mise en œuvre de la politique monétaire unique, la dynamique à court terme de l'inflation a été largement perturbée par une série de chocs transitoires sur les prix, sans que cela vienne affecter l'ancrage des anticipations d'inflation, qui sont restées remarquablement stables dans un intervalle compris entre 1,5 et 2 %. A moyen / long terme, se dégagent un certain nombre de faits saillants : 1) le taux d'inflation annuel moyen dans le régime permanent serait de l'ordre de 1,9 %, soit « un niveau proche mais inférieur à 2 % » ; le retour à ce régime permanent à la suite d'un choc transitoire sur l'inflation est encore à ce jour relativement long du fait du fort degré d'inertie de l'inflation ; 2) les différentes mesures des anticipations d'inflation à long terme sont concordantes et stables dans un intervalle également compris entre 1,5 et 2 %. D'une analyse empirique se dégagent des indications plutôt rassurantes quant à l'efficacité à moyen et long terme de la stratégie de politique monétaire de la BCE : 1) un choc affectant les anticipations d'inflation de court terme n'est généralement pas répercuté sur les anticipations d'inflation à plus long terme ; 2) Cette stabilité des anticipations à long terme n'a pas rendu nécessaire une agressivité marquée de la BCE ; 3) depuis 1999, on ne peut rejeter l'hypothèse de stationnarité des prix autour d'une tendance déterministe, signe de stabilité à long terme du taux d'inflation et d'absence d'incertitude sur l'évolution niveau général des prix. Mais cette analyse reste préliminaire après seulement quatre ans d'exercice et il faut attendre d'avoir un recul suffisant pour se prononcer avec plus de précision sur l'efficacité à long terme de l'action de la BCE.

En termes de stratégie de politique monétaire, la clarification apportée à l'issue du Conseil des gouverneurs de la BCE du 8 mai 2003 est, au vu des conclusions de ce rapport, utile à double titre :

- d'une part, la distinction entre « analyse économique », qui renvoie au cadre néo-keynésien, et « analyse monétaire » est pertinente car elle permet l'ancrage simultané des anticipations d'inflation à court / moyen terme et à plus long terme ;

- d'autre part, elle résout une difficulté de communication, voire de mise en œuvre, de la stratégie de politique monétaire unique qui reposait sur une présentation des deux « piliers » comme explications alternatives du phénomène inflationniste, faisant éventuellement jouer à la monnaie un rôle dans la stabilisation des anticipations de court terme qu'elle ne saurait avoir. Or, loin d'être alternatives, ces deux approches sont en réalité complémentaires, la monnaie jouant un rôle décisif dans l'ancrage des anticipations d'inflation à long terme tandis que le cadre néo-keynésien est suffisant à court terme.
- Enfin, l'ancrage des anticipations d'inflation, qui découle de l'annonce de la valeur de référence et de la crédibilité de la banque centrale, garantit l'absence d'incertitude sur le niveau général des prix à long terme. Ainsi, la politique monétaire n'a pas nécessairement à compenser à court terme un écart au sentier d'évolution des prix, le retour à ce sentier d'équilibre devant être assuré par le canal des anticipations.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Adolfson, M. et U. Söderström (2003) : « How does the inflation target affect the economy ? », Banque de Suède, *Economic Review*, N° 1, pp. 50-75.

Aglietta, M. (2002) : « Commentaire sur les rapports de P. Artus et C. Wyplosz La Banque centrale européenne », *Conseil d'Analyse économique*, La documentation française, pp. 125-33.

Artus, P. (2002) : « La Banque centrale européenne à l'épreuve des faits », *Conseil d'analyse économique*, La documentation française.

Artus, P. (?) : « High equilibrium inflation rate in euro zone ? », *EMU Monitor* – Press Release N° 9.

Asselain, J-C., Blancheton, B., Bordes, C. et M-A. Sénégas (2002) : “L’inflation française de 1922-1926 : les enseignements de la FTPL en perspective historique”, *Économies et Sociétés*, M, n°4, pp. 305-25.

Avouyi-Dovi, S., Diop, A., Fonteny, E-C., Jacquinot, P., Mésonnier, J-P. et J.G. Sahuc (2003) : « Estimation d’une fonction de demande de monnaie pour la zone euro : une synthèse des résultats », *Bulletin de la Banque de France*, N° 111, mars, pp. 47-72.

Ball, L. (1997) : « Efficient Rules for Monetary Policy », NBER working paper 5952, mars.

Ball, L. et N. Sheridan (2003) : « Does inflation targeting matter ? », NBER working paper 9577, mars.

Baltensperger, E. (2000) : “La Banque centrale européenne et sa politique monétaire”, *Banque nationale de Suisse*, Bulletin trimestriel, n°1, pp. 49-73.

Banque Centrale Européenne (1999a) : “La stratégie de politique monétaire axée sur la stabilité de l’eurosystème”, *Bulletin mensuel de la BCE*, janvier, pp. 41-53.

Banque Centrale Européenne (1999b) : “Les agrégats monétaires de la zone euro et leur rôle pour la stratégie de politique monétaire de l’Eurosystème”, *Bulletin mensuel de la BCE*, février, pp. 29-46.

Banque Centrale Européenne (2003a) : « Definition of price stability, range and point inflation targets : the anchoring of long term expectations », document interne.

Banque Centrale Européenne (2003b) : Conférence de presse du 8 mai, « The ECB’s monetary policy strategy », disponible à www.ecb.int .

Banque du Japon (2003) : « The role of money stock in conducting monetary policy », *Quarterly Bulletin*, May, pp. 151-202.

Barnett, R. et M. Engineer (2000) : « Quand convient-il de prendre le niveau des prix pour cible ? », in *La stabilité des prix et la cible à long terme de la politique monétaire*, Actes d'un séminaire tenu à la Banque du Canada en juin 2000

Batini, N. et A. Yates (2001) ! « Hybrid inflation and price level targeting », *Banque d'Angleterre*, Document de travail, n°135.

Bofinger, P. (2000a) : « Inflation targeting : much ado about nothing (new) », communication au colloque annuel Ausschuss für Geldtheorie und Geldpolitik des Vereins für Socialpolitik ».

- Bofinger, P. (2000b) : « What the ECB can learn from inflation targeting », *EMU Watch, Deutsche Bank Research*, April 14, No. 83.
- Bordo, M.D., Choudhri, E.U. et A.S. Schwartz (1990) : « Money stock targeting, base drift and price-level predictability », *Journal of monetary economics*, March, pp. 253-72.
- Brand, C., Reimers, H-E. et F. Seitz (2003) : « Narrow money and the business cycle: Theoretical aspects and euro area evidence », Banque Centrale Européenne, mai, disponible à www.ecb.int.
- Bruggeman, A., Donati, P. et A. Warne (2003) : « Is the Demand for Euro Area M3 Stable? », Banque Centrale Européenne, mai.
- Bruneau C., O. De Bandt et A. Flageollet (2003): “Forecasting Inflation in the Euro Area”, Notes d’Études et de Recherche de la Banque de France n° 102, mai.
- Bullard, J.B. et K. Mitra (2002) : “Learning About Monetary Policy Rules”, *Journal of Monetary Economics*, n°49, pp. 1105-1129.
- Camba-Mendez, G. (2003) : « The definition of price stability : choosing a price measure », BCE, disponible à www.ecb.int.
- Carlstrom, C.T. et T.S. Fuerst (2001) : “Monetary policy and self-fulfilling expectations: The danger of forecasts”, *Federal Reserve Bank of Cleveland*, Quarter 1, Vol. 37, N°1, pp. 9-19.
- Castelnuovo, E., Nicoletti Altimari et D. Rodriguez-Palenzuela (2003) : « Definition of price stability, range and point inflation targets : The anchoring of long-term expectations », BCE, disponible à www.ecb.int.
- Christiano and Gust (2000) : “The Expectations Trap Hypothesis”, *Federal Reserve Bank of Chicago*, Economic Perspectives, Second Quarter, pp. 21-39.
- Christiano, L.J. et T.J. Fitzgerald (2003) : “Inflation and monetary policy in the twentieth century”, *Federal Reserve Bank of Chicago*, Economic Perspectives, First Quarter, pp. 22-45.
- Clarida, R., Gali, J. et M. Gertler (1999) : “The science of monetary policy: A new keynesian perspective”, *NBER*, WP 7147.
- Clausen, J. R. (2002) : « Inflation forecast targeting : A monetary policy strategy without shortcomings ? », BCE, disponible à www.ecb.int.
- Clerc L. (2002) : “Do Asset Prices Tell us Something about Future Inflation and Output in the euro area”, *mimeo* BCE.
- Coenen, G. (2003a) : « Zero lower bound : Is it a problem in the euro area ? », BCE, disponible à www.ecb.int.
- Coenen, G. (2003b) : « Downward nominal wage rigidity and the long-run Phillips curve : Simulation-based evidence for the euro area », BCE, disponible à www.ecb.int.
- Coenen, G. et J-L. Vega (1999) : “The demand for M3 in the euro area”, ECB Working Paper n°6.
- Crawford, A. (2001) : « La prévisibilité du taux moyen d’inflation en longue période », *Revue de la Banque du Canada*, Automne, pp. 15-22.

Crawford, A. et M. Kasumovich (1996) : « Does inflation uncertainty vary with the level of inflation ? », document de travail n° 96-9, *Banque du Canada*.

De Grauwe, P. et M. Polan (2001) : « Is inflation always and everywhere a monetary phenomenon ? », *CEPR Discussion paper* N° 2841.

Diebold, F.X. et R.S. Mariano (1994) : « Comparing predictive accuracy », *NBER technical Working Paper* n° 169, Novembre.

Eijffinger, C.W. (2003) : « What are the prospects of a change in the ECB's monetary policy strategy ? », Briefing paper on « The conduct of monetary policy and an evaluation of the economic situation in Europe- 1st quarter 2003 for the European parliament », février.

Fitoussi, J.P. (2003) : « The ECB's monetary policy strategy and structural reforms », Briefing Paper, n° 2 – May 30, European Parliament, *Committee for Economic and Monetary Affairs*.

Forsells, M. et G. Kenny (2002) : « The rationality of consumers' inflation expectations: Survey based evidence for the euro area », *ECB Working Paper*, N°163.

Friedman, M. (1956) : «The quantity theory of money. A restatement», in M. Friedman (ed), *Studies in the quantity theory of money*, University of Chicago Press, pp.3-21.

Friedman, M. (1960) : *A Program for Monetary Stability*. New York : Fordham University Press, 1960.

Gali, J. (2003) : « Monetary policy in the early years of EMU », in *EMU and Economic Policy in Europe: the Challenges of the Early Years*, edited by M. Buti and A. Sapir, Edward Elgar, 2003.

Gerdesmeier D. et B. Roffia (2003): «Empirical estimates of reaction function for the euro area», working paper de la BCE, n° 206, janvier.

Gerlach, S. et L.E.O. Svensson (2002) : «Money and inflation in the euro area: A case for monetary indicators?», *CEPR Working Paper* n°3392.

Goodfriend, M. (1987) : «Interest rate smoothing and price level trend-stationarity», *Journal of Monetary Economics*, 19, pp. 335-48.

Goodfriend, M. (1993) : «Interest rate policy and the inflation scare problem: 1979-1992», *Federal Reserve Bank of Richmond, Economic Quarterly*, Winter, pp. 1-24.

Goodfriend, M. (2001) : « Financial stability, deflation and monetary policy », *Monetary and Economic Studies* (Special edition), Bank of Japan, pp. 143-66.

Goodfriend, M. (2002a) : « The phases of U.S. monetary policy », Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly*, Volume 88/4, Fall, pp. 1-17.

Goodfriend, M. (2002b) : Monetary policy in the new neoclassical synthesis: A primer», *International Finance*, 5:2, pp. 165-91.

Greenspan, A. (1989). « Statements to Congress », *Federal Reserve Bulletin*, vol. 75, pp. 272-277.

Hauser, A. et A. Bridgen (2002) : « Money and credit in an inflation targeting regime », *Bank of England Quarterly Review*, Autumn, pp. 299-307.

Hayo, B., Neumann, M. J.M. et J. von Hagen (2002 ?) : « EMU inflation : A detailed look », *EMU monitor*.

Hetzel, R.L. (1992) : "Indexed Bonds as an Aid to Monetary Policy," Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Review*, Vol. 78, January/February, pp. 13-23.

Hetzel, R.L. (1993) : "A Quantity Theory Framework for Monetary Policy", Federal Reserve Bank of Richmond, *Economic Quarterly* Volume 79/3 Summer 1993

Ireland, P.N. (1993) : « Price stability under long-run monetary targeting », FRB of Richmond, *Economic Quarterly*, Volume 79/1, Winter, pp. 25- 45.

Issing, O. (2003) Evaluation of the ECB's monetary policy strategy », *Banque centrale européenne*, 8 mai, disponible à www.ecb.int .

Issing, O., Gaspar, V., Angeloni, I. et O. Tristani (2001) : « Monetary policy in the euro area », *Cambridge University Press*.

Jaeger, A. (2002) : "The ECB's money pillar : An assessment", IMF working paper WP/03/82, Avril.

Jenkins, P. et B. O'Reilly (2001) : « Monetary policy and the well-being of Canadians », in *The longest decade : Canada in the 1990s, The review of economic performance and social progress*, sous la direction de K. Banting, A. Sharpe et F. St-Hilaire, Montréal, Institut de recherche en politiques publiques.

Kieler, M. (2003) : « The ECB's inflation objective », *IMF working paper*, WP/03/91.

King, M. (2002) : "No money, no inflation – The role of money in the economy", *Bank of England Quarterly Review*, Summer, pp. 162- 77.

Klaeffing, M. et V. Perez (2003) : « Inflation targets and the liquidity trap », BCE, disponible à www.ecb.int.

D. L. Kohn (2003) : "Comments on Marvin Goodfriend's "Inflation Targeting in the United States?" at the NBER conference on Inflation targeting", January 25, disponible à l'adresse : <http://www.federalreserve.gov/BoardDocs/Speeches/2003/20030324/link>.

Longworth, D. (2002) : « Inflation et macroéconomie : changements survenus entre les années 1980 et 1990 », *Revue de la Banque du Canada*, Printemps, pp. 3-19.

Loyo, E. (1999) : « Tight money paradox on the loose : A fiscalist hyperinflation », document de travail.

Masuch, K., Nicoletti-Altamari, S., Pill, H. et M. Rostagno (2003) : « The role of money in monetary policy making », *Banque centrale européenne*, mai.

McCallum, B.T. (1997) : « Issues in the design of monetary policy rules », *NBER*, WP 6016.

McCallum, B.T. (2001) : "Monetary policy analysis in models without money", *Federal Reserve Bank of St. Louis*, Review, July-August, pp. 145-59.

Mishkin, F. S. (2000) : "What does price stability mean? Price level or inflation target?", Document de travail, novembre, disponible à l'adresse : http://www.ecb.int/home/conf/cbc1/cbc_mishkin.pdf

Morgan Stanley (2003) : « The ECB's new strategy », *EuroTower Insights*, January 6.

Morgan Stanley (2003) : « New toys, same old game ? », *EuroTower Insights*, May 9.

Nelson, E. (2002) “The future of monetary aggregates in monetary policy analysis”, Carnegie-Rochester Conference, November 22-23, à paraître dans le *Journal of Monetary Economics*.

OCDE (2003) : “La persistance de l’inflation dans la zone euro”, disponible à l’adresse : <http://www.oecd.org/pdf/M00037000/M00037580.pdf>

Rodriguez-Palenzuela, D., Camba-Mendez et J.A. Garcia (2003) : « Relevant economic issues concerning the optimal rate of inflation », BCE, disponible à l’adresse www.ecb.int

Rogoff, K. (2003) : “A case for inflation transparency”, *Financial Times*, 23 avril.

Stock, J.H. et M.W. Watson (2001): “Forecasting output and inflation: the role of asset prices”, *NBER working paper*, n° 6702.

Svensson, L.E.O. (1997) : « Inflation forecast targeting : implementing and monitoring inflation targets », *European Economic Review*, June, pp. 1111-46.

Svensson, L.E.O. (1999) : “How should monetary policy be conducted in an era of price stability”, *New challenges for monetary policy*, Federal Reserve Bank of Kansas City.

Svensson, L.E.O. (2000) : « Forward-looking monetary policy, leading indicators, and the Riskbank’s Inflation report vs. The ECB’s Monthly Bulletin », présenté devant le *Comité des affaires économiques et monétaires du Parlement européen*, 5 septembre.

Svensson, L.E.O. (2002) : « A reform of the Eurosystem’s monetary- policy strategy is increasingly urgent », présenté devant le *Comité des affaires économiques et monétaires du Parlement européen*, mai.

Svensson, L.E.O. (2003a) : « How should the Eurosystem reform its monetary strategy », présenté devant le *Comité des affaires économiques et monétaires du Parlement européen*, février.

Svensson, L.E.O. (2003) : « Comments on Edward Nelson *The future of monetary aggregates in monetary policy analysis* », à paraître dans le *Journal of Monetary Economics*.

Taylor, J. (1999), *Monetary Policy Rules*, The University of Chicago Press, Chicago and London.

Taylor, J. (2000) : « Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms », *European Economic Review*, 44, pp. 1389-408.

Trecroci C. et J.L. Vega (2000) : “The information content of M3 for future inflation”, Working paper de la BCE n° 33, octobre.

Walton, D. et K. Daly (2003) : « The ECB’s monetary strategy review : Aligning words with actions », Goldman Sachs, *Global economics paper*, N° 92, May 6.

Walton, D. et K. Daly (2003) : « ECB aligns words with actions », Goldman Sachs, *European Weekly Analyst*, 9th May, Issue 2003/19.

Wyplosz, C. (2002) : « La Banque centrale européenne en quête de maturité », *Conseil d’analyse économique*, La documentation française.