

Chapitre 2

Problèmes actuels de politique monétaire

Depuis 2000, l'inflation reste proche de la limite de 2 % – en se situant le plus souvent un peu au-dessus – malgré la faiblesse de la croissance économique et l'appréciation de l'euro. La politique monétaire ne peut être d'un grand secours pour stimuler l'économie de la zone euro : une baisse des taux d'intérêt n'est pas la panacée et des interventions sur le marché des changes ne paraissent pas souhaitables. Toutefois, la mise en œuvre de réformes structurelles permettrait de ménager plus de marge de manœuvre pour la politique monétaire. Une plus grande flexibilité du marché du travail, par exemple, réduirait le taux de sacrifice, c'est-à-dire le coût de la maîtrise de l'inflation en termes de production. En outre, un meilleur fonctionnement des marchés hypothécaires dans les grands pays de la zone euro, notamment si l'on facilitait les prêts hypothécaires utilisables à d'autres fins que l'acquisition d'un bien immobilier et le refinancement des emprunts à taux fixe, serait de nature à accélérer la transmission de la politique monétaire.

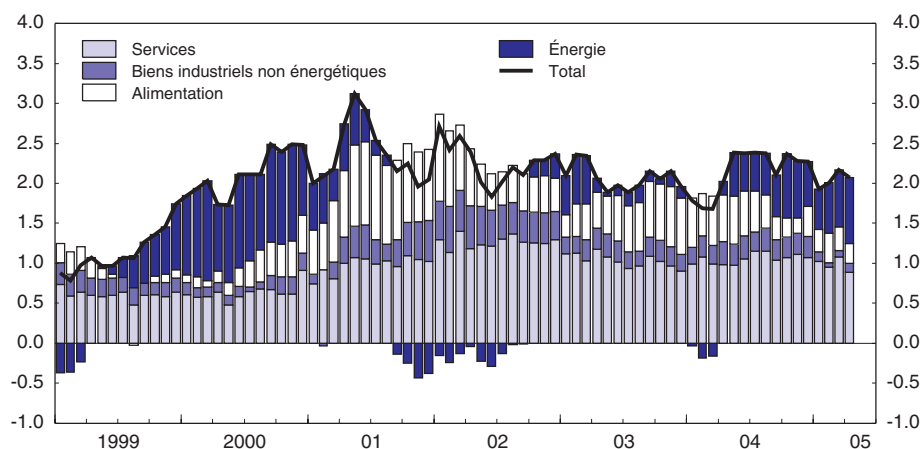
On examinera tout d'abord dans ce chapitre l'orientation de la politique monétaire dans la zone euro au regard de l'évolution récente des marchés financiers, de l'inflation et de la sphère réelle de l'économie, en se demandant également comment la politique monétaire soutient la reprise tout en préservant la stabilité des prix à moyen terme. Puis on analysera de façon plus approfondie les origines des problèmes de politique monétaire qui se posent actuellement avec le plus d'acuité : l'inertie de l'inflation, la transmission (insuffisante) de la politique monétaire à la consommation, malgré la forte hausse des prix immobiliers, et le risque d'une nouvelle appréciation substantielle de l'euro dans le contexte des déséquilibres mondiaux de balance courante.

L'orientation de la politique monétaire

L'activité économique, tout en se redressant, est encore faible, alors que l'inflation reste obstinément supérieure à la limite de 2 %, la forte hausse des prix de l'énergie compensant le tassement de l'inflation sous-jacente (graphique 2.1). De plus, l'inflation globale a été accentuée par les prix administrés et les impôts indirects, qui ont contribué pour 0.6 point à la hausse de l'IPCH en 2004. Les prix du tabac, pour lequel la fiscalité a été alourdie, surtout en Allemagne et en Italie, représentent à eux seuls 0.3 point de la hausse annuelle de 2.1 % de l'IPCH observée en 2004. Par ailleurs, la croissance de la monnaie et du crédit s'accélère sous l'effet de taux d'intérêt historiquement bas, qui contribuent à la montée des prix de l'immobilier dans certains États membres. Dans ce contexte, la politique monétaire, dont l'orientation actuelle soutient l'activité économique, devra rester vigilante face aux risques qui pourraient peser sur la stabilité des prix à moyen terme.

Graphique 2.1. **Contributions à l'inflation**

Pourcentage de variation en glissement annuel dans l'indice des prix à la consommation harmonisé¹



1. Y compris la Grèce pour la période avant 2001.

Source : Eurostat.

Forte croissance de la masse monétaire et du crédit

Le rythme annuel de progression de la masse monétaire au sens large M3, de 6½ pour cent durant les trois premiers mois de 2005, est nettement supérieur à la valeur de référence de la BCE, 4½ pour cent (tableau 2.1)¹. Les composantes les plus liquides de la masse monétaire sont en forte augmentation. Cela tient dans une large mesure au faible coût d'opportunité de la détention de liquidités. Il semble aussi qu'une reconstitution de l'épargne thésaurisée se soit produite à l'intérieur de la zone euro et hors de celle-ci à la suite du passage à l'euro fiduciaire en 2002 (encadré 2.1). La forte demande de monnaie en circulation donne finalement des signes de ralentissement, mais elle atteignait encore 18 % en rythme annuel au cours des trois premiers mois de 2005.

Tableau 2.1. **Aggrégats monétaires et leurs contreparties**

Fin de période, croissance en pourcentage¹

	Niveau janvier 2000 (milliards d'euros)	2000	2001	2002	2003	2004	2005 mars
M0 ²	338.9	-0.9	-32.5	42.6	24.9	17.0	17.8
M1 ³	1 987.3	5.3	6.1	9.9	10.7	8.9	9.3
M2 ⁴	4 121.6	3.6	6.5	6.7	7.7	6.7	7.1
M3 ⁵	4 712.6	4.1	8.0	7.0	7.1	6.6	6.5
<i>Contribution à la croissance de M3 :</i>							
Crédit au secteur privé	6 264.8	14.1	9.6	6.4	7.7	9.4	10.0
Prêts pour les achats de logement	1 739.1	3.1	2.5	2.9	3.0	3.8	..
Crédit aux administrations publiques	2 066.2	-2.9	0.0	0.6	2.3	0.9	0.8
Avoirs extérieurs nets	168.7	-2.9	-0.2	3.2	1.7	2.6	1.6
Engagements financiers à long terme	-3 549.8	-3.5	-3.5	-3.4	-4.0	-5.6	-5.8
Autres engagements nets	-237.3	-0.8	2.2	0.2	-0.5	-0.7	-0.1

1. Données corrigées des variations saisonnières.

2. Monnaie en circulation.

3. Monnaie en circulation et dépôts à vue.

4. M1 et autres dépôts à court terme.

5. M2 et instruments négociables (pensions, titres d'OPCVM monétaires et titres de créance d'une durée initiale inférieure ou égale à deux ans).

Source : Calculs de l'OCDE à partir des données de la Banque centrale européenne.

Si l'on examine les sources de la création de liquidités, on constate que le crédit au secteur privé a fortement contribué à la croissance de M3 (tableau 2.1). En dehors d'un bref épisode de forte croissance du crédit au secteur des entreprises non financières lorsque l'essor spectaculaire des TIC approchait son point culminant, en 1999 et en 2000, le principal facteur a été la vive progression des prêts pour l'achat de logements. C'est seulement depuis le troisième trimestre de 2004 que la croissance du crédit a été également alimentée par un assouplissement des conditions de prêt pour le secteur des entreprises (BCE, 2005a). Les arbitrages de portefeuille aux dépens des actions et autres actifs non monétaires et au profit d'instruments du marché monétaire, qui avaient stimulé la croissance de M3 de 2001 à 2003 semblent s'être inversés depuis le milieu de 2003 et avoir freiné l'expansion de cet agrégat depuis lors. Néanmoins, l'effet modérateur que cette inversion des arbitrages de portefeuille produit sur la dynamique monétaire a été plus que compensé par l'effet stimulant des taux d'intérêt sur la croissance de M3 depuis le milieu de 2004.

Encadré 2.1. La monnaie en circulation et l'introduction de l'euro fiduciaire

La demande de monnaie en circulation a fortement diminué en 2001, puis s'est considérablement accélérée à la suite de l'introduction de l'euro fiduciaire le 1^{er} janvier 2002. On peut attribuer en partie ce phénomène à une reconstitution de l'épargne thésaurisée après le passage à l'euro fiduciaire en 2002. Fischer et al. (2004) ont fait observer récemment que les billets sont essentiellement utilisés comme réserve de valeur et qu'un tiers seulement de la monnaie en circulation sert à financer les transactions intérieures. Durant la période qui a précédé le passage à l'euro fiduciaire, l'euro s'est déprécié par rapport au dollar à un degré que la plupart des modèles avaient du mal à expliquer à partir des fondamentaux (voir l'*Étude économique* de 2001 sur la zone euro). Au moyen d'un modèle d'équilibre de portefeuille, Sinn et Westermann (2001) font valoir que la vente de billets libellés en monnaie nationale des pays de la zone euro par les non-résidents et les opérateurs de l'économie souterraine peut expliquer en grande partie la dépréciation de l'euro avant le basculement. Selon cette hypothèse, l'introduction de l'euro fiduciaire devait entraîner une forte croissance de la monnaie en circulation ($M0$) et une appréciation de l'euro à mesure que les non-résidents de la zone euro et l'économie souterraine reconstituaient leurs avoirs en euros. Même si cette explication peut quelque peu éclairer les fortes fluctuations de $M0$ et du taux de change depuis 2000, d'autres facteurs ont également joué (voir plus loin la section consacrée au taux de change).

La BCE interprète le dynamisme de $M3$ comme un signe d'aggravation des risques d'inflation à moyen terme (BCE, 2005b). Elle en arrive à cette conclusion à partir d'un large éventail d'indicateurs, dont l'écart cumulé par rapport à la valeur de référence et les résidus des modèles de demande de monnaie. La BCE a récemment complété son cadre d'analyse monétaire par un indicateur de $M3$ corrigé pour tenir compte des mouvements de portefeuilles (BCE, 2004a). Les indicateurs publiés utilisés par la BCE pour son analyse monétaire signalent tous un excès de liquidité dans la zone euro. Dans ces conditions, la BCE continue de considérer que la stabilité des prix pourrait être menacée.

De nombreux observateurs, de même que la BCE, expliquent l'excès de liquidité qui s'est accumulé depuis le début de 2001 par la conjonction de deux facteurs temporaires : i) une course à la liquidité avec l'aggravation de l'incertitude due au marasme boursier de 2000/2001 ; et ii) le niveau historiquement bas des taux d'intérêt et donc le faible coût d'opportunité de la détention de liquidités. Si ce raisonnement est correct, la croissance de $M3$ devrait revenir à la valeur de référence (voire tomber temporairement à un niveau inférieur à celle-ci) dès lors que l'incertitude dans le secteur boursier se sera atténuée et que les taux d'intérêt auront retrouvé leur niveau d'équilibre.

Mais la forte progression des prêts hypothécaires conduit à se demander si le boom de l'immobilier dans un grand nombre de pays de la zone euro ne pourrait pas être la cause – et non la conséquence – de la forte croissance de la masse monétaire (tableau 2.2). Il est manifeste que le bas niveau des taux d'intérêt a contribué aux deux phénomènes. Le fait que les taux des prêts hypothécaires aient convergé vers le niveau allemand avec l'introduction de l'euro a largement contribué à la hausse des prix immobiliers, surtout dans les pays qui avaient des antécédents de forte inflation. La libéralisation des marchés financiers et l'intensification de la concurrence sur le marché des prêts hypothécaires,

**Tableau 2.2. Évolution des prix des logements
et prêts hypothécaires par pays**

Variation annuelle moyenne, en pourcentage, 1998-2004

	Prix des logements	Encours des prêts hypothécaires
Autriche	0	14
Belgique	7	10
Finlande	6	14
France	10	9
Allemagne	0	4
Grèce	8	29
Irlande	12	24
Italie	9	20
Pays-Bas	9	13
Portugal	6	14
Espagne	15	18

Source : Banque centrale européenne, European Mortgage Federation, The Economist et Royal Institution of Chartered Surveyors.

surtout en France, en Grèce et en Italie, ont également contribué à faciliter l'accès des ménages à l'emprunt en vue de l'achat d'un logement, car elles ont incité les banques à offrir de plus longues durées de remboursement. Depuis le lancement de l'euro, les prix de l'immobilier ont augmenté à un rythme supérieur à 10 % en Grèce, en Irlande, aux Pays-Bas et en Espagne². Les prix des logements ont également progressé à un rythme rapide, largement supérieur à la hausse des prix à la consommation, en Belgique, en France et en Italie. En revanche, les prix de l'immobilier sont restés quasiment stationnaires en Autriche et en Allemagne. Des études empiriques montrent que la hausse des prix immobiliers et des actions augmente la demande de monnaie (encadré 2.2).

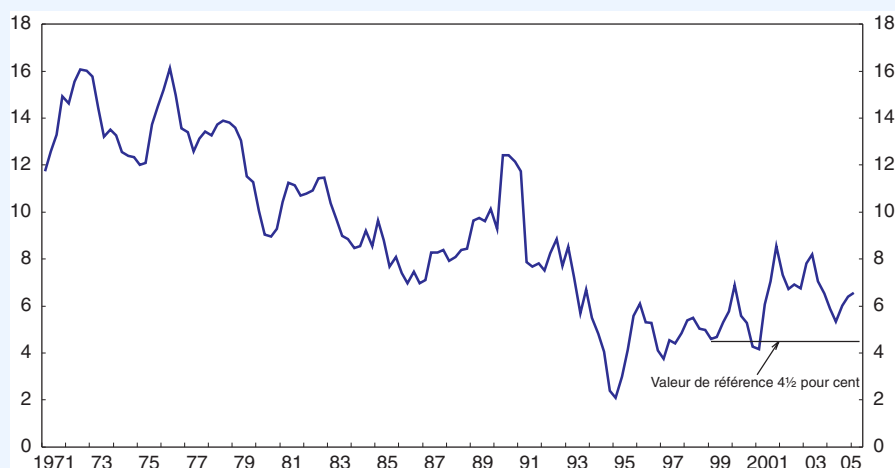
Si la forte progression récente de la demande de monnaie est due en partie à des effets de patrimoine résultant de la hausse des prix des logements, le volume élevé de M3 ne se répercutera pas nécessairement à l'avenir sur l'inflation dans son intégralité, car ce phénomène pourrait disparaître lorsque le boom de l'immobilier prendra fin. Il faut néanmoins analyser soigneusement l'évolution des prix des logements. En général, les fluctuations des prix des actifs ne sont pas un sujet de préoccupation pour les autorités monétaires puisqu'elles échappent à l'indice global des prix. Le prix des actifs financiers n'influe pas directement sur la valeur de la monnaie, qui est définie par le volume de biens et services pouvant être acquis avec une unité monétaire. Les actifs financiers constituent une créance sur des ressources futures : le prix des actifs financiers est la valeur actualisée du prix futur de ces ressources ; l'actualisation correspondante est le taux d'intérêt réel dans le cas des actifs réels et le taux d'intérêt nominal dans le cas des actifs nominaux. Puisque les autorités monétaires prennent déjà en compte l'inflation anticipée, elles n'ont pas besoin de cibler les prix des actifs, même si elles peuvent les utiliser pour mieux apprécier l'évolution future du niveau des prix (Bean, 2003). Mais le cas du logement est tout à fait différent, puisqu'une grande partie des services en rapport avec les prix des logements influent effectivement sur le pouvoir d'achat pour la consommation courante, même s'ils ne sont actuellement pas pris en compte dans l'indice des prix (annexe 2.A2).

Encadré 2.2. Patrimoine et demande de monnaie

Depuis l'introduction de la monnaie unique, le rythme de croissance de la masse monétaire au sens large (M3) a été supérieur en glissement annuel à la « valeur de référence » de 4½ pour cent que la BCE retient comme critère d'une expansion prudente et non inflationniste de la masse monétaire (graphique 2.2). Hormis une brève période entre le milieu de 2000 et le milieu de 2001, où la croissance de M3 a été inférieure à la valeur de référence, le dépassement par rapport à cette valeur a oscillé entre 2 et 4 points de pourcentage par an. On peut donc craindre que l'excès de liquidité ne déclenche tôt ou tard une accélération de l'inflation (BCE, 2004a).

Graphique 2.2. Croissance de M3 dans la zone euro

Variation en pourcentage en glissement annuel



Source : OCDE, Principaux indicateurs économiques.

La spécification classique des équations de demande de monnaie fait intervenir le revenu nominal et un assez petit nombre de variables de coût d'opportunité :

$$(1) \quad M = M(P, Y, \overset{+}{irs}, \overset{+}{irl})$$

Dans cette spécification classique, la demande de monnaie (M) varie en fonction du volume de l'activité ou des transactions (Y) et du niveau des prix (P) selon la théorie quantitative de la monnaie. De plus, la demande de monnaie est censée s'accroître si les taux d'intérêt à court terme (irs) augmentent, du fait du rendement plus élevé des dépôts à court terme, et elle est censée diminuer si les taux d'intérêt à long terme (irl) augmentent, parce que le coût d'opportunité de la détention de liquidités s'accroît par rapport à celui de la détention d'obligations.

On utilise souvent cette spécification comme point de départ pour estimer les équations de demande de monnaie lorsqu'on veut expliquer l'évolution de M3 dans la zone euro. Parmi les variantes, on citera celles de Fagan et Henry (1998) ainsi que de Coenen et Vega (2001), qui proposent de faire entrer dans l'équation la différence entre irs et irl (c'est-à-dire la courbe des rendements), de sorte que les coefficients de irs et irl sont identiques. Dans une étude plus récente, Brand et Cassola (2004) éliminent irs et retiennent uniquement irl, alors que Avouyi-Dovi et al. (2003) ainsi que Bruggeman et al. (2003) soulignent l'importance d'irs comme indicateur du « taux d'intérêt spécifique monétaire »,

Encadré 2.2. Patrimoine et demande de monnaie (suite)

c'est-à-dire le rendement de la quasi-monnaie comprise dans M3. Artis et Beyer (2004) éliminent *irs* et retiennent également *irl*, mais font valoir qu'*irl* devrait représenter le taux des obligations allemandes, taux de référence dans la zone euro. L'inflation est souvent introduite dans l'équation comme variable indicatrice de la perte en capital due à la détention de monnaie et aussi de l'impact de l'inflation sur les taux d'intérêt réels.

On peut aussi expliquer l'évolution de M3 par les variables de coût d'opportunité de la détention de monnaie, en dehors du « taux d'intérêt spécifique monétaire », en prenant en compte un certain nombre de rendements et de prix d'actifs pouvant être considérés comme un substitut de la liquidité (Nelson, 2003). L'idée fondamentale est qu'un gain patrimonial influera sur la demande de monnaie de deux façons. La première correspond à l'effet de substitution (Friedman, 1988). Une hausse des prix des actifs, si elle est associée à l'anticipation de nouvelles augmentations, rend ceux-ci plus attrayants comme autre possibilité d'investissement par rapport à la monnaie. L'autre facteur est l'effet de revenu : lorsque le patrimoine augmente, une partie de la richesse supplémentaire peut être placée en instruments liquides. En outre, comme le montant des transactions financières augmente lorsque les prix des actifs sont en hausse, la demande de monnaie à des fins de transaction augmente elle aussi. L'effet de substitution qui s'exerce sur la demande de monnaie est négatif et l'effet de revenu est positif, de sorte qu'*a priori* le signe de l'impact net du patrimoine sur la demande de monnaie est indéterminé. On a donc la spécification suivante :

$$(2) \quad M = M(Y^+, P^+, irs^+, irl^-, W^?)$$

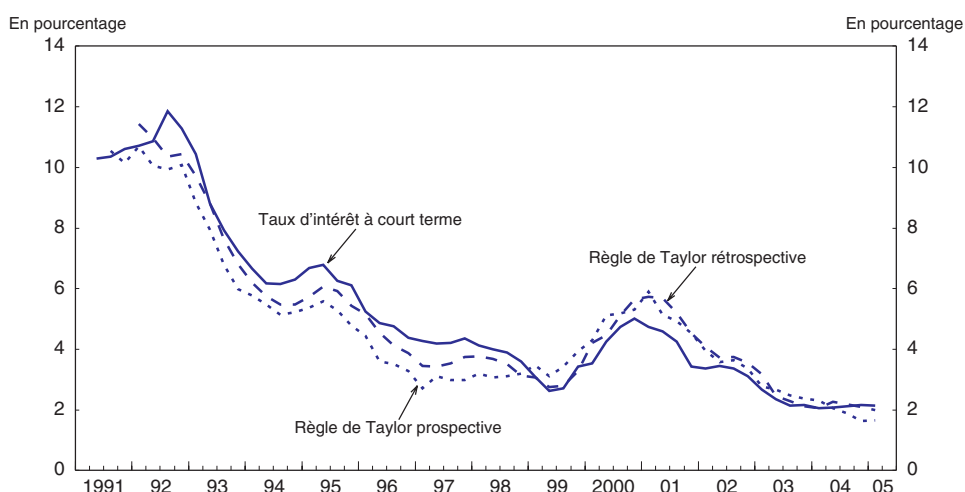
Fase et Winder (1998) concluent à partir d'analyses empiriques que la variable de patrimoine est de signe positif dans cette équation lorsqu'on considère l'Union européenne avant l'adoption de l'euro en 1999, le patrimoine financier net étant obtenu à partir de données de bilans. Dans une étude plus récente, Bruggeman *et al.* (2003) écartent l'existence d'une relation entre la demande de monnaie et le cours des actions dans la zone euro, en prenant en compte les observations effectuées après l'adoption de la monnaie unique. Ils considèrent en outre que les taux d'intérêt ne sont pas bien déterminés. D'autres études récentes tentent d'estimer l'impact de l'instabilité des cours des actions. L'Institut für Weltwirtschaft (2003), par exemple, conclut à une corrélation positive avec M3, la volatilité et l'incertitude accrues qui en résultent conduisant à la recherche d'actifs liquides à faible risque compris dans M3. Néanmoins, on n'a pas encore à ce jour vérifié la pertinence d'une variable plus large de patrimoine incluant à la fois les prix de l'immobilier et les cours des actions.

L'effet des prix des actifs peut être évalué en conjonction avec les déterminants plus traditionnels de la demande de monnaie : la production, les prix et les taux d'intérêt à court et long terme. Boone *et al.* (2004) estiment une équation de cointégration entre M3 et les variables qu'on vient de citer pour la période 1971-2003, à partir des données du n° 75 des *Perspectives économiques de l'OCDE* et de l'indice de patrimoine calculé par la Banque des règlements internationaux (BRI) et commenté dans Borio et Lowe (2002). L'indice de patrimoine de la BRI fait intervenir des informations de prix à la fois pour les actions et l'immobilier (résidentiel et commercial). Des tests économétriques incitent à penser que la relation est restée stable sur l'ensemble de la période ; on n'observe en particulier aucune rupture décelable au début de 1999 et il existe une relation positive entre l'augmentation du patrimoine et celle de la demande de monnaie. La relation estimée prenant en compte l'effet de patrimoine pourrait expliquer environ la moitié de la croissance excédentaire de M3 entre 1999 et 2003, mais les marges d'incertitude sont considérables.

Faible niveau des taux d'intérêt

Le niveau actuel des taux d'intérêt réels à court terme, proche de zéro, est inférieur à toute estimation plausible de taux d'intérêt neutres (encadré 2.3). Un moyen commode, bien que très imparfait, pour évaluer l'orientation de la politique monétaire consiste à appliquer les règles de Taylor au taux d'intérêt directeur à court terme, ces règles synthétisant l'évolution de la production et des prix. Le taux de soumission minimal des opérations principales de refinancement de la BCE – le principal taux directeur de la Banque – est pratiquement conforme au niveau correspondant aux règles de Taylor prospectives et rétrospectives, mais il faut reconnaître que l'on peut construire différentes règles de Taylor sur la base de différentes hypothèses et aboutir à des résultats très différents (graphique 2.3)³.

Graphique 2.3. Règle de Taylor et taux d'intérêt effectif



Source : Adema, Y. (2004), « A Taylor Rule for the Euro Area based on Quasi-Real Time Data », DNB Staff Reports, n° 114 et OCDE, base de données des *Perspectives économiques* n° 77.

Il faut néanmoins interpréter avec prudence les règles de Taylor. La règle qu'illustre le graphique 2.3 correspond au cadre originel de Taylor (1993) et est fonction du différentiel d'inflation par rapport à l'objectif, de l'écart de production et d'un taux d'intérêt réel à l'état stationnaire⁴. L'évaluation de deux derniers éléments fait intervenir de larges marges d'incertitude. Le différentiel d'inflation par rapport à l'objectif soulève la question de la façon dont l'inflation est mesurée. Pour éviter les fluctuations dues à des facteurs non fondamentaux, la règle de Taylor repose sur un indicateur de l'inflation sous-jacente, mais l'objectif de stabilité des prix de la BCE concerne l'inflation globale et l'objectif même n'est pas une valeur déterminée : c'est une inflation inférieure à 2 %, mais proche de ce niveau. De plus, on ne fait pas entrer en ligne de compte l'écart de production et, selon la méthode d'estimation, on obtient des résultats différents (Cotis et al., 2005). La marge d'incertitude pour les estimations de l'écart de production est maximale au point de retournement du cycle, précisément au moment où les décisions inadéquates fondées sur des indicateurs mal conçus sont le plus coûteuses (Orphanides et van Norden, 2002). Le taux d'intérêt réel à l'état stationnaire soulève également de délicates questions de définition et d'estimation ; il faut déterminer en particulier s'il doit être constant ou variable dans le temps, ce qui ouvre la possibilité d'une évolution à la baisse ces derniers temps (encadré 2.3).

Encadré 2.3. Le taux d'intérêt neutre est-il un concept opérationnel pour la politique monétaire ?

Défini comme le taux d'intérêt réel à court terme compatible avec la stabilité des prix et la pleine utilisation des capacités, le taux d'intérêt « neutre » (ou « naturel ») peut être un critère important pour apprécier l'orientation de la politique monétaire. Le taux d'intérêt naturel est égal au taux d'équilibre en termes réels du rendement du capital, c'est-à-dire le taux qui serait observé si les prix étaient totalement flexibles¹. Le signe de la différence entre le taux naturel et le taux réel à court terme effectif – l'écart de taux d'intérêt – indique si la politique monétaire est restrictive ou accommodante. De la même manière, le taux d'intérêt neutre est le terme constant des règles de Taylor, le but de ces règles étant d'évaluer le degré de déviation souhaitable par rapport à la neutralité lorsque l'inflation et la production s'écartent de l'équilibre.

La méthode la plus simple pour estimer le taux neutre consiste à utiliser une moyenne historique sur un ou plusieurs cycles économiques complets. Par exemple, si l'on fait la moyenne des taux d'intérêt réels à court terme pour la zone euro entre 1994 et 2001, on obtient une estimation de 2½ pour cent. Pour éviter la difficulté de datation des cycles et l'élément d'arbitraire qu'elle peut comporter, une autre méthode consiste à estimer un taux naturel variable dans le temps sous la forme d'une moyenne mobile ou d'une tendance, par exemple en utilisant un filtre de Hodrick-Prescott.

On peut reprocher aux moyennes et aux tendances en mode univarié de ne pas s'ajuster en cas de choc réel sur le taux de rendement d'équilibre du capital, ou de ne s'ajuster qu'avec un certain décalage. Par exemple, au cours des années qui ont suivi le choc pétrolier de 1973, les estimations univariées du taux naturel se sont maintenues au départ à leurs valeurs faibles, ce qui a pu conduire à sous-estimer le degré auquel la politique monétaire était alors accommodante. De plus, les estimations univariées reposant sur les taux réels observés dans le passé présupposent que la politique monétaire est en moyenne neutre à l'horizon retenu pour le calcul de la moyenne ou pour le lissage. Or, ce ne sera pas toujours le cas ; par exemple, au début des années 90, la politique de désinflation a créé des conditions monétaires restrictives sur l'ensemble du cycle.

Pour mieux prendre en compte les perturbations en termes réels, on peut estimer le taux naturel en même temps que l'écart de production et d'autres variables dans le cadre d'un modèle économique². Vu l'éventail des stratégies de modélisation, de calibrage et d'estimation, les estimations ponctuelles sont très divergentes. Par exemple, pour le premier trimestre de 2001, elles varient entre 2 % dans Cuaresma *et al.* (2003) et 3¾ pour cent dans Mésonnier et Renne (2004). Toutes les études concluent que les estimations ponctuelles doivent être considérées avec prudence, car les marges de confiance sont assez larges. Par exemple, l'intervalle de confiance à 90 % qui entoure le taux de 3¾ pour cent estimé par Mésonnier et Renne (2004), est large de 4 points de pourcentage.

Le concept de taux neutre n'est donc guère opérationnel. Il faut que le taux d'intérêt réel à court terme effectif se situe clairement en dehors des intervalles de confiance des estimations du taux neutre pour que l'on puisse déterminer sans équivoque le signe de l'écart de taux d'intérêt. Tel est le cas à l'heure actuelle pour la zone euro car, à un niveau proche de zéro, le taux d'intérêt réel à court terme est manifestement inférieur au taux neutre. Cependant, même dans ce cas, le fait que le taux d'intérêt réel à court terme se situe en dehors des intervalles de confiance des estimations n'est en soi guère utile pour déterminer le rythme, voire même la direction, des mouvements nécessaires du taux d'intérêt. Cette détermination doit toujours se fonder sur l'ensemble des informations découlant de l'analyse économique et monétaire (BCE, 2004b).

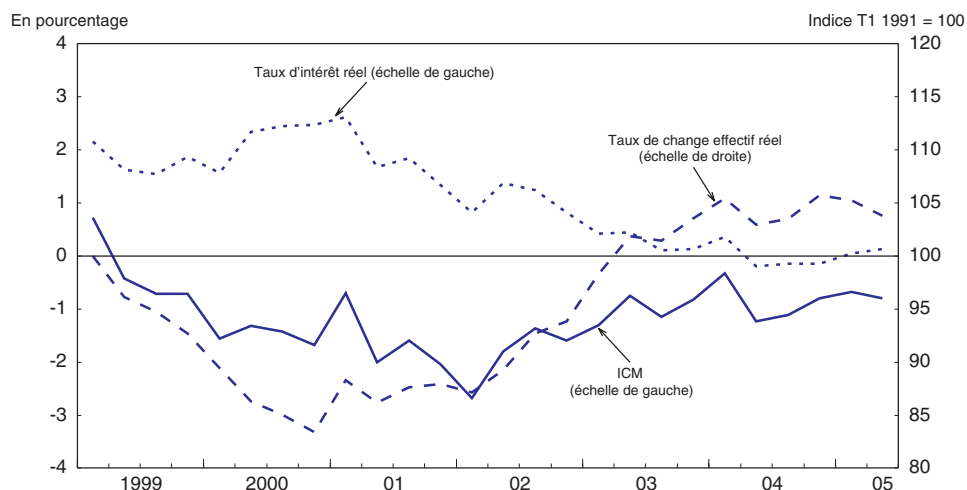
Encadré 2.3. Le taux d'intérêt neutre est-il un concept opérationnel pour la politique monétaire ? (suite)

Dans la pratique, la plupart des responsables des banques centrales se montrent très prudents pour donner des estimations du taux d'intérêt naturel lorsqu'ils s'adressent aux marchés financiers (voir, par exemple, Duisenberg, 1999 et Greenspan, 2004). Les autorités monétaires considèrent généralement que le taux d'intérêt neutre est utile pour comprendre l'évolution de la politique monétaire et elles calculent des estimations de ce taux pour se faire une opinion. Étant donné l'incertitude qui entoure toute valeur numérique du taux neutre et la très grande volatilité potentielle de ce taux, les banques centrales préfèrent ne prendre aucun engagement explicite dans ce domaine.

1. Selon la définition originelle de Wicksell (1898).
2. Pour une synthèse récente de ce type d'études, voir Mésonnier et Renne (2004).

Les indices des conditions monétaires permettent d'évaluer l'orientation de la politique monétaire quoique d'une manière simplificatrice et imparfaite. L'appréciation du taux de change réel a une incidence sur les exportations. Si on le combine au taux d'intérêt réel à court terme, l'indice des conditions monétaires qui en résulte montre que les conditions monétaires globales se sont durcies depuis 2002 tout en étant encore assez souples (graphique 2.4). Mais l'indice combine deux variables (le taux d'intérêt réel à court terme et le taux de change effectif réel) qui influent sur les prix à des rythmes différents. De plus, l'une de ces variables est étroitement liée à un instrument économique exogène (le taux d'intérêt réel à court terme) tandis que l'autre est une variable endogène déterminée par le marché (le taux de change effectif réel). En définitive, les indices des conditions monétaires sont une simplification grossière de la réalité et il faut donc, pour déterminer valablement l'orientation de la politique monétaire, procéder à une analyse économique et monétaire beaucoup plus large, aussi complète que possible.

Graphique 2.4. Taux d'intérêt réel à court terme et indice des conditions monétaires¹



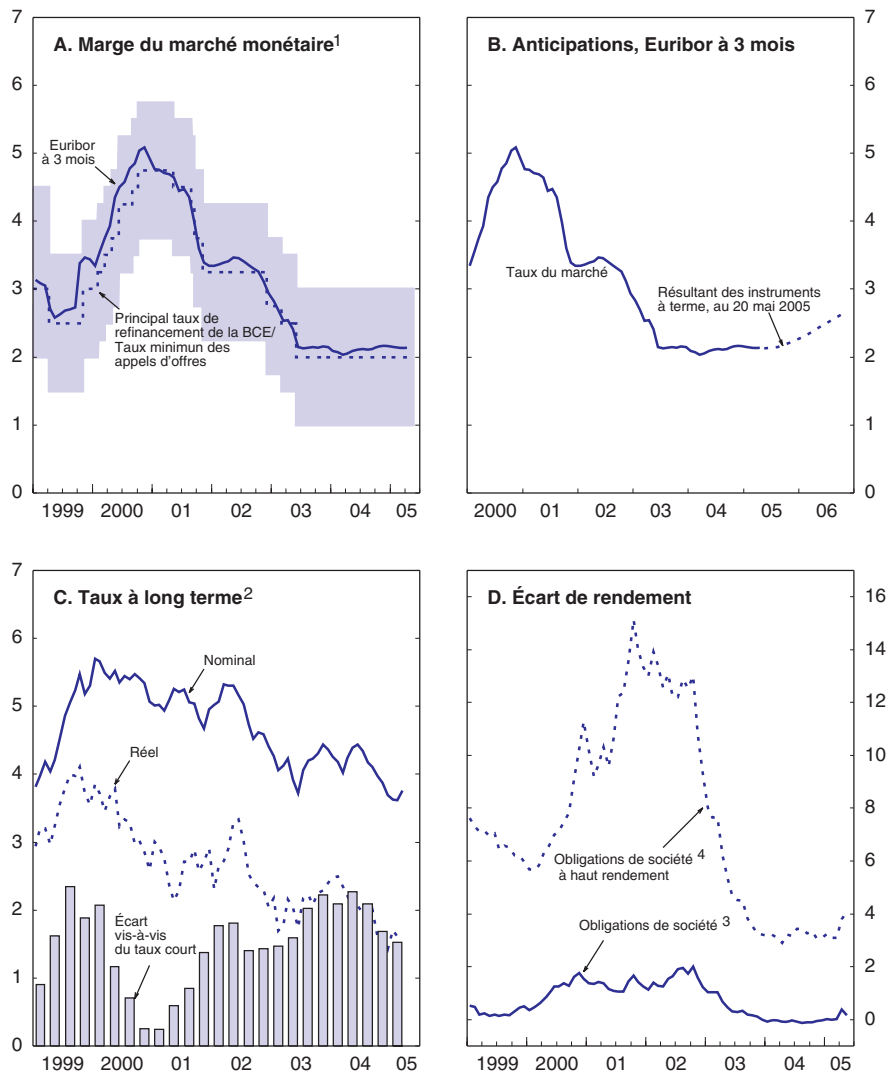
1. Le poids utilisé pour le calcul est 1 pour le taux d'intérêt réel et 0.15 pour le taux de change effectif réel.

Source : OCDE, base de données des *Perspectives économiques* n° 77.

On se trouve dans une situation à la fois d'argent à court terme bon marché et d'emprunt à long terme peu onéreux pour le secteur public et les entreprises (graphique 2.5). Tombés à 3,4 % en mai 2005, les taux d'intérêt nominaux des obligations publiques de référence se situent à un point bas historique. Les taux d'intérêt réels à long terme, si on les mesure par les taux nominaux corrigés de l'IPCH, sont également faibles en regard du passé. De plus, l'écart de rendement entre les obligations des sociétés et les titres publics est quasiment nul depuis la fin de 2003. Si cet écart est aussi limité, c'est à cause de la faiblesse de l'investissement des entreprises, de la restructuration des bilans et du niveau élevé des déficits publics dans le contexte d'une inversion des arbitrages de

Graphique 2.5. **Évolution des taux d'intérêt**

En pourcentage



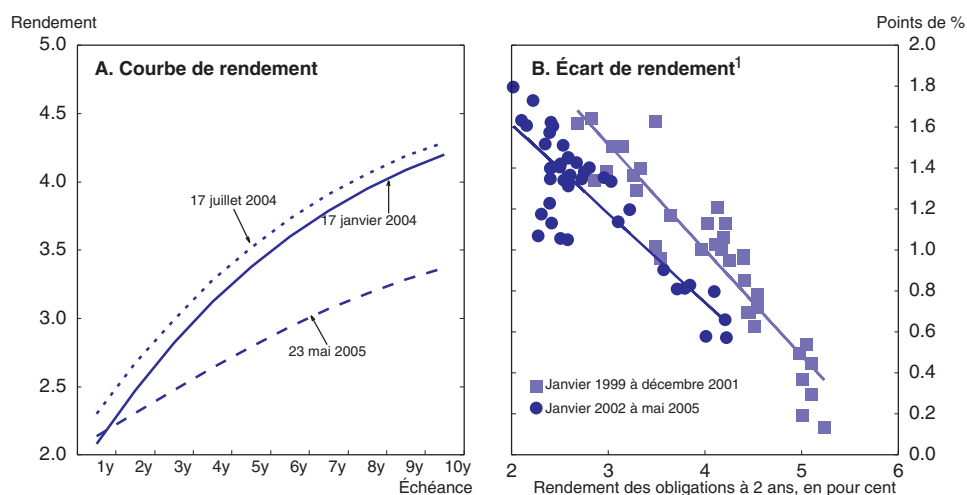
1. Les limites de la zone ombrée correspondent aux taux de la facilité permanente de prêt et de la facilité de dépôt.
2. Taux des obligations publiques à 10 ans. Le taux réel est corrigé de la hausse de l'IPCH sur 12 mois.
3. Écart entre l'indice obligataire Lehman euro Baa et le rendement de l'obligation publique de référence à 10 ans.
4. Écart entre les obligations à haut rendement (indices Merrill Lynch) et l'obligation publique de référence à 10 ans.

Source : BCE, *Bulletin mensuel*, Datastream, Euronext/Liffe et OCDE, *Principaux indicateurs économiques*.

portefeuille aux dépens d'instruments du marché monétaire et au profit d'actifs à plus long terme et à plus haut rendement. Depuis la fin de 2003, en termes nets, les entreprises ont cessé de faire appel aux marchés de capitaux pour les financements à long terme libellés en euros, alors que les autorités publiques ont de plus en plus emprunté sur ce marché. Entre janvier 2004 et février 2005, les nouvelles émissions d'euro-obligations à long terme par les sociétés non financières ont été inférieures de 2.6 milliards d'euros aux remboursements, alors que, dans le même temps, l'emprunt net des autorités publiques sur les marchés de capitaux atteignait au total 325 milliards d'euros.

L'aplatissement récent de la courbe des rendements, qui regroupe les rendements des obligations publiques de référence de diverses échéances, est assez inhabituel pour une reprise (graphique 2.6). L'écart de rendement reflète la trajectoire anticipée des taux courts par rapport à leur niveau actuel, qui est elle-même fonction de l'évolution attendue de l'inflation et de la production, à laquelle s'ajoute une prime de risque. Puisque les indicateurs des anticipations inflationnistes sont quasiment stationnaires, on peut considérer que l'aplatissement de la courbe des rendements reflète l'anticipation d'une plus faible croissance. L'aplatissement de la courbe des rendements peut aussi être lié à une plus forte demande d'actifs à long terme à la suite des réformes des retraites.

Graphique 2.6. **Courbes et écarts de taux sur l'euro**



1. Écart de rendement entre les obligations d'État allemand à 5 et 30 ans, en fonction du taux à 2 ans.

Source : Datastream.

La stabilité des anticipations inflationnistes montre que les investisseurs sont convaincus que la hausse des prix du pétrole ne sera pas accompagnée par la politique monétaire et que l'inflation restera maîtrisée. Cette confiance qu'ont su acquérir les autorités monétaires explique pourquoi l'évolution récente des marchés obligataires est absolument différente de celle qu'on a pu observer après le choc pétrolier de 1979, lorsque les taux d'intérêt à long terme se sont envolés.

Mais il est également tout à fait possible que l'aplatissement de la courbe des rendements soit dû en partie à une diminution de la prime de risque à l'état stationnaire (à cause de l'incertitude qui entoure l'inflation) parce que les institutions qui ont en charge l'euro ont su rendre crédible au fil du temps leur capacité de maîtriser l'inflation. Si l'on

examine l'écart de rendement sur le long terme, qui est surtout influencé par la prime de risque pour l'inflation (Ang et al., 2004), on peut penser que les investisseurs ont réduit leurs exigences pour la prise en compte du risque de niveau des prix lorsqu'ils acquièrent des actifs libellés en euros. La courbe reliant le compartiment à long terme de l'écart de rendement au taux à moyen terme s'est infléchi vers le bas dès lors que l'Eurosystème a fait la preuve de sa capacité de gérer le ralentissement de l'activité et le choc sur la confiance de 2001 (graphique 2.6). Selon les calculs réalisés par l'OCDE à partir des données du graphique 2.6, la prime de risque sur les obligations publiques allemandes à long terme a baissé d'un pourcentage qu'on peut estimer à 40 points de base. Les enquêtes de la BCE auprès des prévisionnistes professionnels indiquent également une moindre incertitude du côté de l'inflation, car la dispersion des prévisions d'inflation se resserre depuis 1999.

L'écart de production ne se résorbant que progressivement et l'impact de la hausse des prix du pétrole se dissipant, le n° 77 des *Perspectives économiques* de l'OCDE table sur un recul de l'inflation à moins de 2 % en 2005 et à 1¼ pour cent en 2006. Les deux tiers du recul attendu en 2006 tiennent à l'effet statistique de la réforme du secteur de la santé qui est prévue aux Pays-Bas. Cet effet devrait être exclu de l'évaluation des perspectives de stabilité des prix à moyen terme. Il faut s'attendre à ce que les taux de variation des déflateurs du PIB et de la consommation privée se ralentissent de manière plus modérée que celui de l'IPCH. Des incertitudes importantes entourent les projections de l'OCDE en matière d'inflation. D'un côté, l'activité est peu soutenue et le taux de change est fort. De l'autre, l'inflation n'a pratiquement pas réagi au tassement de l'activité et la croissance de la monnaie et du crédit, stimulée par le bas niveau des taux d'intérêt, est vigoureuse. Jusqu'ici, la Banque centrale européenne a adopté une attitude « attentiste ». Elle a maintenu son principal taux directeur à 2 % depuis le début de la reprise, en juin 2003. Simultanément, les taux d'intérêt à long terme ont sensiblement baissé. Si les perspectives d'évolution des prix à moyen terme venaient à se modifier, les autorités monétaires seraient obligées d'agir. Ainsi, dans la mesure où l'on s'attend à ce que l'inflation tombe à 1¼ pour cent en 2006, le n° 77 des *Perspectives économiques* de l'OCDE table sur une réduction de 50 points de base en 2005. Simultanément, la BCE devrait rester vigilante face aux risques qui pourraient menacer la stabilité des prix, par exemple sous l'effet de l'excès de liquidité ou par suite des répercussions indirectes du renchérissement du pétrole ; en outre les évolutions du taux de change de l'euro fin mai et début juin 2005 attirent également l'attention sur la nécessité de demeurer vigilant en ce qui concerne les risques à la hausse pesant sur l'inflation.

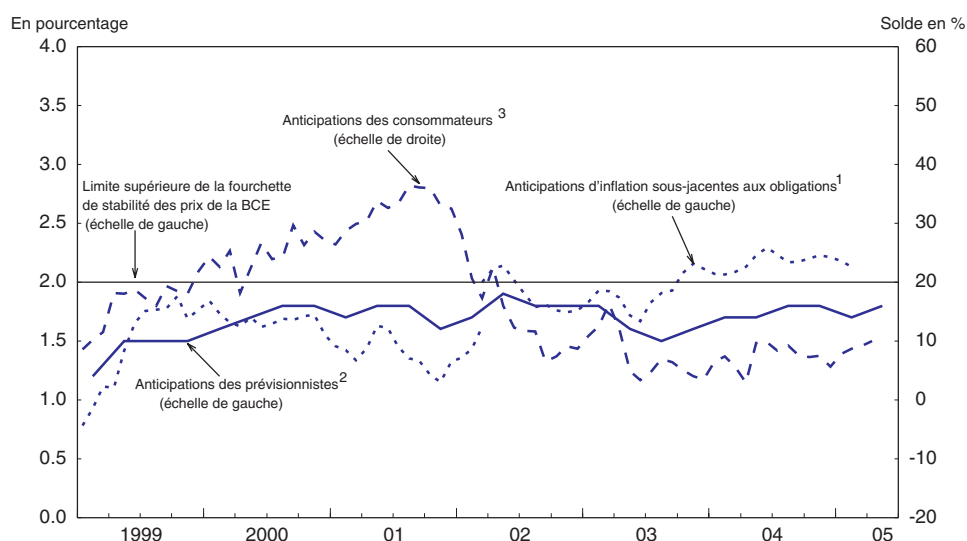
À un moment donné, les taux d'intérêt vont devoir augmenter. Il faudra soigneusement concevoir le calendrier des hausses des taux d'intérêt pour préserver de faibles anticipations inflationnistes et aussi, sans porter atteinte à l'objectif de stabilité des prix, pour ne pas entraver la reprise avant qu'elle soit bien ancrée. Il faudrait donc s'orienter vers un relèvement graduel des taux d'intérêt à un certain stade.

Il est malencontreux que l'assouplissement de la politique monétaire durant le ralentissement de l'activité n'ait pas soutenu la reprise aussi efficacement qu'elle a pu le faire ailleurs dans l'OCDE, en particulier dans les pays de comparaison. Il y a plusieurs explications à cela : l'inertie de l'inflation, qui a limité les possibilités de baisse des taux d'intérêt, la faible transmission de la politique monétaire à travers les prix du logement et l'appréciation du taux de change, qui a annulé en partie l'effet stimulant dû au faible niveau des taux d'intérêt. On examinera maintenant ces facteurs.

L'inflation réagit peu au sous-emploi des ressources

Depuis le lancement de la monnaie unique le 1^{er} janvier 1999, l'inflation a généralement été légèrement supérieure à la limite de 2 %, définition opérationnelle de la stabilité des prix pour la BCE. Mais, dans une perspective à plus long terme, les résultats en matière d'inflation se sont clairement améliorés. Les anticipations inflationnistes se sont solidement ancrées – et restent stables – dans l'optique d'une inflation inférieure à 2 % à moyen terme, mais proche de ce niveau (graphique 2.7). Les prévisionnistes professionnels interrogés par la BCE continuent de tabler sur une inflation inférieure à 2 % à l'horizon d'un an, de deux ans et de cinq ans. Le point mort d'inflation pour les obligations publiques indexées sur les prix est légèrement supérieur à 2 %, mais ce point mort comporte une prime de risque qui s'ajoute au taux d'inflation anticipé.

Graphique 2.7. Anticipations d'inflation

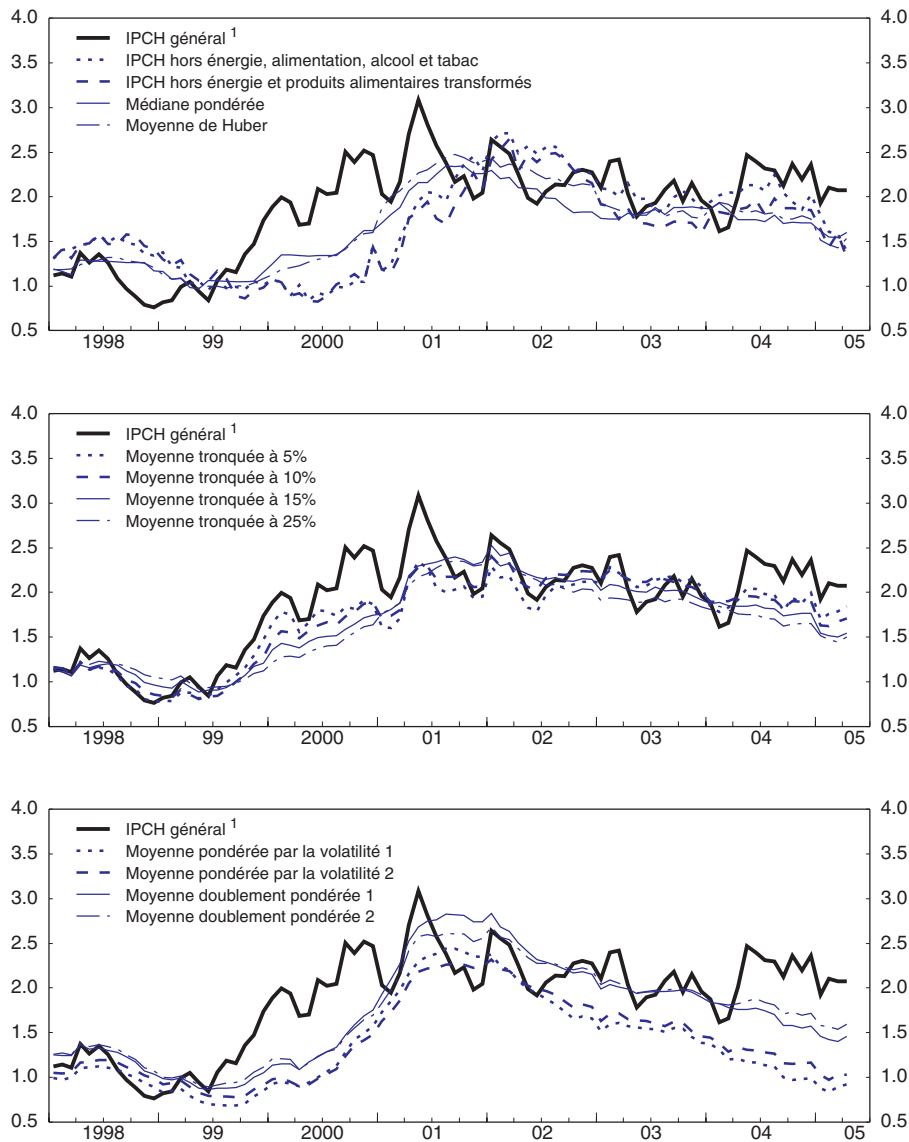


1. Taux d'inflation d'équilibre entre le rendement nominal des obligations d'État français et le rendement réel des obligations indexées. Jusqu'en mars 2002, il s'agissait des obligations d'État indexées sur l'indice français des prix à la consommation à l'échéance 2009 ; à partir de mars 2002, obligations d'État indexées sur l'indice des prix à la consommation harmonisé de la zone euro à l'échéance 2012.
2. Taux d'inflation anticipée à un an provenant de l'enquête de la BCE auprès des prévisionnistes professionnels.
3. Solde en pourcentage des réponses des consommateurs relatives à leur perception de l'inflation au cours des 12 prochains mois dans l'enquête de la CE auprès des consommateurs.

Source : Banque centrale européenne, *Enquête auprès des prévisionnistes professionnels* ; Agence France Trésor ; OCDE, *Principaux indicateurs économiques*.

Les indicateurs d'inflation sous-jacente sont conformes aux indicateurs directs, qui montrent que les anticipations inflationnistes sont proches de l'objectif de politique monétaire (graphique 2.8). L'inflation mesurée à travers l'IPCH hors produits alimentaires, énergie, alcool et tabac, reste stable également à moins de 2 % et a légèrement baissé à 1½ pour cent au premier trimestre de 2005. L'IPCH hors produits alimentaires et énergie comprend des postes très instables qui peuvent nuire à son pouvoir prévisionnel par rapport à d'autres indicateurs conçus spécialement pour éliminer ces postes instables. Catte et Sløk (2005) ont constitué un ensemble d'indicateurs d'inflation dont on a pu démontrer qu'ils donnaient de meilleurs résultats que les indicateurs classiques pour prévoir l'inflation future. Ces indicateurs font eux aussi apparaître une inflation sous-jacente qui est inférieure à 2 %, mais proche de ce niveau.

Graphique 2.8. **Indicateurs des pressions inflationnistes sous-jacentes**
Pourcentage de variation en glissement annuel



1. Indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH).

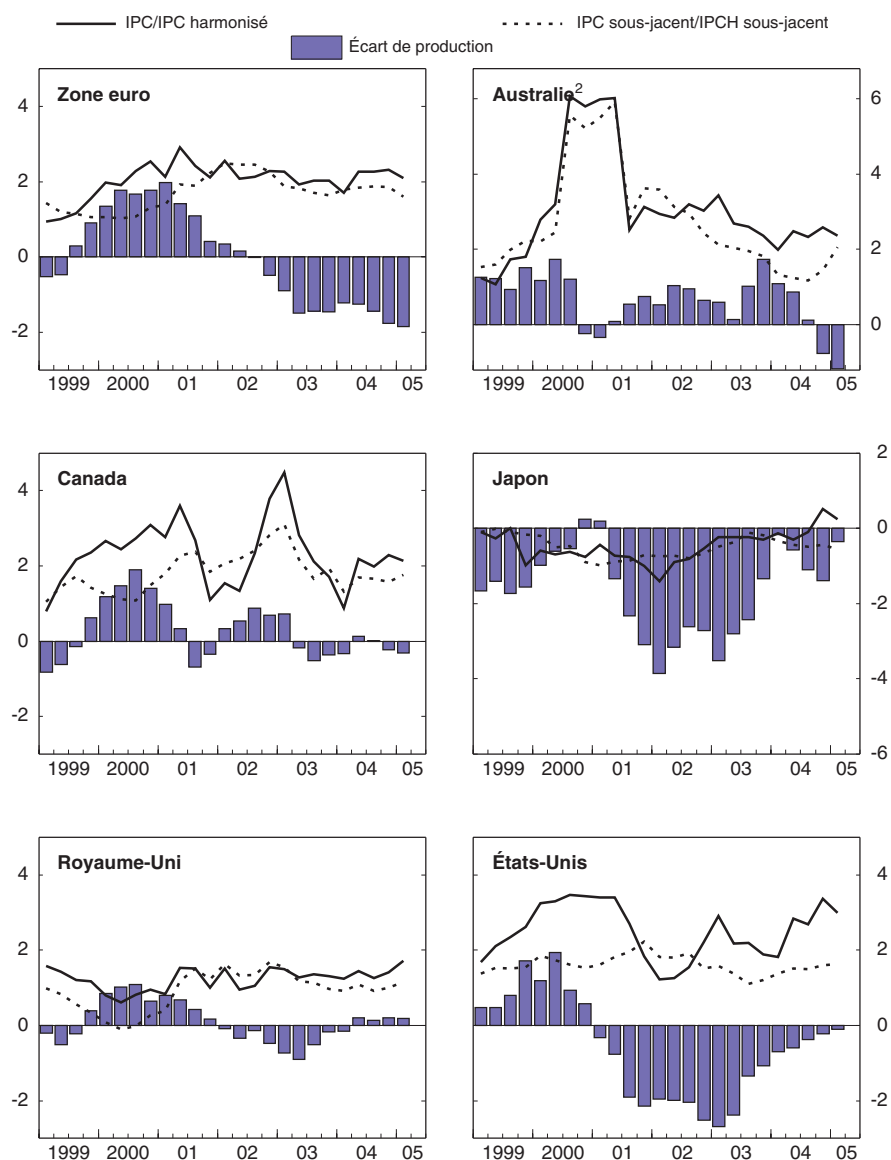
Source : Eurostat, Aucremanne, L. (2000), « The use of robust estimators as measures of core inflation », Banque nationale de Belgique, Documents de travail, Research Series, n° 2 et calculs de l'OCDE.

Toutefois, les prix se ralentissent particulièrement peu en situation de sous-emploi conjoncturel des ressources dans la zone euro (annexe 2.A1). Pour la plupart des indicateurs, notamment l'IPCH et le déflateur du PIB, l'inflation reste durablement supérieure à 2 %, ou proche de ce niveau, depuis la fin de 2000, et elle n'a guère baissé, même lorsque l'activité s'est manifestement ralentie au-dessous de son niveau potentiel (graphique 2.9). Cela entrave la politique monétaire en limitant les possibilités de baisse des taux d'intérêt en période de sous-emploi des ressources, car l'inflation ne diminue que lentement, et la zone euro se montre donc moins résiliente en cas de choc négatif

(chapitre 1). Il est donc essentiel de déterminer les causes de l'inertie des prix et d'y remédier, comme le soulignent entre autres Issing (2004) et la Commission européenne (2003).

Bien que les prix soient devenus moins sensibles à la situation de la production dans la plupart des pays qui connaissent aujourd'hui une faible inflation (Bean, 2005), l'absence de ralentissement de l'inflation est plus prononcée dans la zone euro que dans les autres grandes économies. Ces dernières années, la plupart d'entre elles ont enregistré un recul de l'inflation lorsque la production est tombée au-dessous de son niveau potentiel (graphique 2.9). Le Royaume-Uni fait exception, mais son activité économique n'est

Graphique 2.9. Indicateurs de l'inertie des prix¹



1. Variation en pourcentage en glissement annuel pour les indices de prix et niveau en pour cent pour l'écart de production.

2. Les taux d'inflation de 2000-01 sont faussés par l'introduction de la taxe générale sur les ventes.

Source : OCDE, base de données des *Perspectives économiques* n° 77.

tombée au-dessous du niveau potentiel que brièvement et à un degré très limité, l'inflation étant en tout état de cause inférieure à celle de la zone euro. L'analyse économétrique des données (résumées dans l'annexe 2.A1), confirme que la baisse de l'inflation, lorsque le sous-emploi des ressources s'accroît, est bien moins marquée dans la zone euro que dans les pays de comparaison. Ce constat prend en compte les chocs temporaires courants comme une forte hausse des prix de l'énergie. Ces hausses ont alimenté l'inflation globale en 2004, tout comme en 2000, mais elles ne peuvent expliquer l'absence inhabituelle de décélération des prix que l'on a pu observer dans la zone euro.

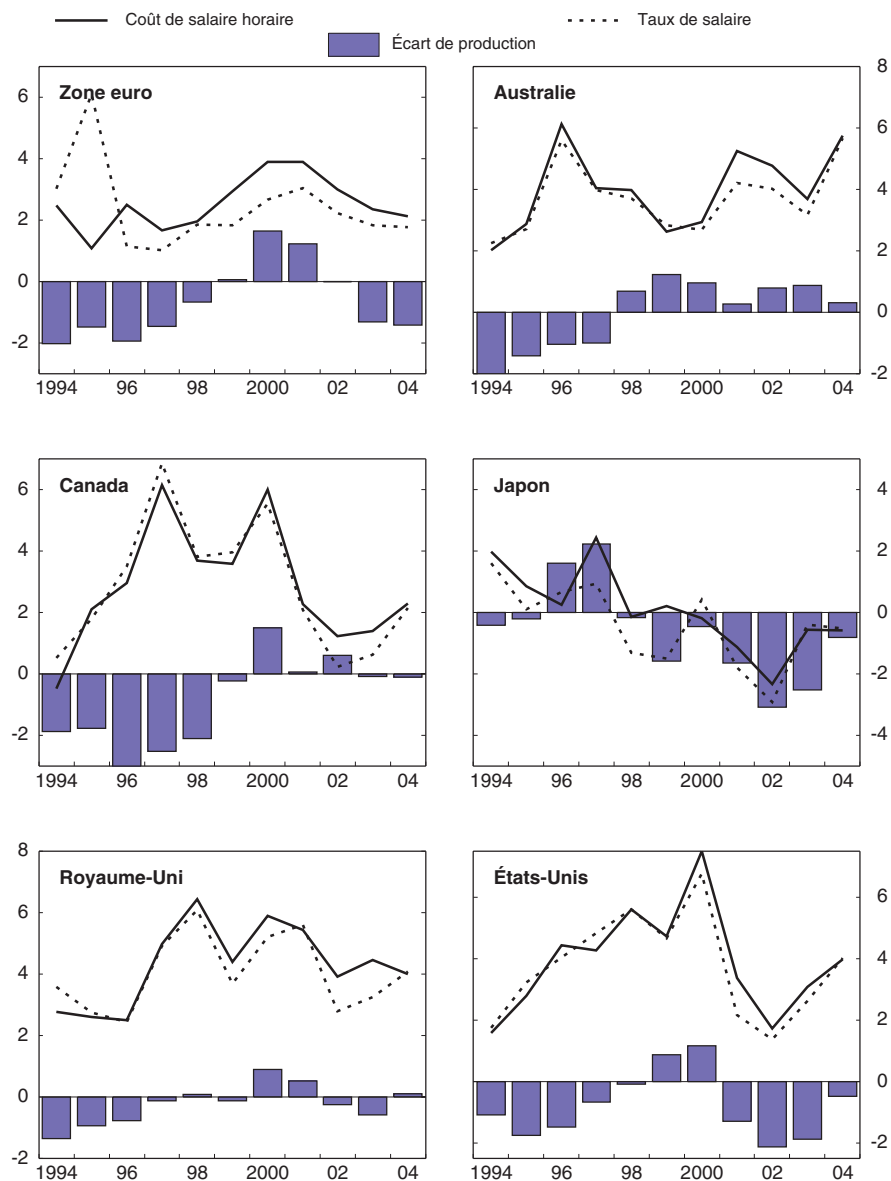
Le Réseau sur la persistance de l'inflation (Inflation Persistence Network) de l'Eurosystème met lui aussi en évidence des rigidités qui influent sur la dynamique des prix dans la zone euro. Ce programme de recherche définit la persistance de l'inflation comme « la tendance de l'inflation à converger lentement (ou de façon léthargique) vers sa valeur à long terme » après un choc. L'un des principaux constats empiriques est que l'ajustement des prix à la consommation s'opère à une fréquence deux fois plus faible dans la zone euro qu'aux États-Unis, où les prix de détail varient en moyenne tous les deux trimestres (Dhyne *et al.*, 2004). Deuxièmement, l'Eurosystème conclut que les contrats de prix implicites et les interactions stratégiques entre entreprises concurrentes sont les principales sources d'inertie au niveau des prix à la production (Fabiani *et al.*, 2004). Troisièmement, le degré de persistance de l'inflation augmente avec le niveau d'agrégation. Enfin, les secteurs où l'inflation est la plus persistante, notamment les services, alimentent la persistance de l'inflation dans les indices nationaux (Angeloni *et al.*, 2004).

Si l'on examine les principales composantes de l'inflation, on constate que les services représentent une large part de l'inflation globale et qu'ils ont constitué l'élément le plus persistant (graphique 2.1). L'inertie des prix des services est probablement liée à une intégration et à une concurrence insuffisantes sur le marché intérieur des services. De plus, la faible sensibilité cyclique des prix à la consommation des produits industriels non énergétiques (et le fait que ces prix ne se sont pas ralentis lorsque l'euro s'est apprécié, malgré le fort contenu en importations des produits concernés) peut être attribuée à une faible concurrence dans les services de détail. Un grand nombre de marchés de la distribution restent soumis à de lourdes contraintes réglementaires au niveau national (voir le chapitre 4). Une analyse plus approfondie montre qu'il existe un lien étroit entre l'inertie de l'inflation et le marché du travail. Les salaires versés par les entreprises n'ont guère décéléré lorsque l'activité s'est retrouvée inférieure au potentiel, contrairement à ce qui s'est passé au Canada, au Japon et aux États-Unis (graphique 2.10). Ce constat est valable quel que soit l'indicateur, salaires horaires ou taux de rémunération.

On a procédé à une analyse économétrique pour déterminer le lien entre l'évolution de l'inflation et l'écart de production ainsi que son interaction avec les variables institutionnelles (annexe 2.A1). Le résultat est que de plus fortes rigidités sur le marché du travail et sur les marchés de produits se traduisent par un moindre ralentissement de l'inflation lorsque l'écart de production devient négatif. En conséquence, la réponse estimée de l'inflation à un écart négatif de production qui se creuse est bien plus faible dans les pays de la zone euro, pour lesquels les indicateurs de rigidité structurelle sont plus élevés, que dans les pays anglophones de l'échantillon (tableau 2.3). Les indicateurs de rigidité qu'on a utilisés dans les régressions sont le degré de concentration des négociations salariales, l'intensité de la législation protectrice de l'emploi et la rigueur de la réglementation des marchés de produits dans sept branches des secteurs des services et

Graphique 2.10. **Indicateurs de l'inertie des salaires**¹

En pourcentage



1. Variation en pourcentage en glissement annuel pour les indices de prix et niveau en pour cent pour l'écart de production.

Source : OCDE, base de données des *Perspectives économiques* n° 77.

de l'énergie. L'effet des indicateurs sur la réaction de l'inflation à un écart de production négatif est statistiquement significatif.

Puisqu'une plus grande rigidité va de pair avec un moindre ralentissement de l'inflation lorsque la production tombe au-dessous de son niveau potentiel, un environnement structurel plus flexible est souhaitable dans la zone euro, non seulement pour contribuer à accélérer la croissance potentielle, mais aussi – autre avantage – pour donner plus de marge de manœuvre à la politique monétaire. Un meilleur fonctionnement

Tableau 2.3. L'effet d'une stagnation sur l'inflation
Simulation des effets d'une baisse de 1 % de l'écart de production sur l'inflation¹

	Indicateur structurel utilisé dans la régression		
	Législation de protection de l'emploi	Coordination des négociations salariales	Réglementation sur le marché des produits
Pays de la zone euro			
Autriche	0.1	0.1	0.2
Belgique	0.4	0.1	0.2
Finlande	0.2	0.1	0.3
France	0.2	0.3	0.1
Allemagne	0.1	0.1	0.3
Italie	0.4	0.3	0.1
Pays-Bas	0.0	0.1	0.2
Espagne	0.0	0.3	0.2
Autres pays			
Australie	0.5	0.4	0.3
Canada	0.5	0.6	0.4
Danemark	0.4	0.1	0.2
Japon	0.2	0.1	0.3
Nouvelle-Zélande	0.5	0.4	0.3
Norvège	0.0	0.1	0.2
Suède	0.1	0.3	0.3
Royaume-Uni	0.6	0.6	0.4
États-Unis	0.8	0.6	0.4

1. L'inflation se rapporte à la variation trimestrielle annualisée de l'indice des prix à la consommation. Les sources pour les données et indicateurs servant aux calculs sont décrites dans l'annexe 2.A1. Les résultats indiqués ici sont basés sur les coefficients provenant d'une régression de l'inflation sur ses propres retards, sur l'écart de production de la période précédente, sur son interaction avec l'indice de rigidité correspondant, sur l'inflation anticipée et sur d'autres variables. Voir l'annexe 2.A1 pour plus de détails.

des marchés s'accompagne d'un plus faible taux de sacrifice pour la politique monétaire, puisqu'il faudra une décélération moins importante de la production pour freiner l'inflation. Cette observation et les éléments sur lesquels elle s'appuie sont conformes aux nombreuses études, aussi bien théoriques qu'empiriques, entreprises à la suite de Gordon (1982) et Ball (1994).

Malgré l'envolée des prix des logements, la transmission monétaire est faible

La question du degré global de transmission de la politique monétaire dans la zone euro suscite d'amples débats. Les études réalisées par l'Eurosystème qui reposent sur des estimations par des techniques d'autorégression vectorielle montrent que l'impact global de la politique monétaire sur l'activité dans la zone euro est similaire à celui observé aux États-Unis, la transmission par la consommation jouant davantage aux États-Unis que dans la zone euro, où l'investissement intervient pour une large part (voir le volume publié sous la direction d'Angeloni *et al.*, 2003). Cette réactivité de l'investissement dans la zone euro ne cadre pas tout à fait avec le large consensus qui ressort des études économétriques, selon lequel l'investissement des entreprises ne réagit guère aux variations des taux d'intérêt (voir Carnot, Koen et Tissot, 2005 pour une synthèse récente). À partir de modèles économiques compacts, Drew *et al.* (2004) concluent que la transmission de la politique monétaire est plus faible dans la zone euro qu'aux États-Unis.

La cause principale de la faible transmission de la politique monétaire dans la zone euro paraît donc bien être la faiblesse de la transmission par la consommation. Plusieurs recherches empiriques récentes concluent que l'effet de la politique monétaire sur la consommation est bien plus marqué aux États-Unis que dans la zone euro (Boone *et al.*, 2001 ; Angeloni *et al.*, 2003). Le constat est le même dans les études qui ont examiné les caractéristiques institutionnelles du marché du logement et du crédit hypothécaire en Europe (Catte *et al.*, 2004). Un marché secondaire liquide et large dans le secteur des prêts hypothécaires est important pour une transmission efficace des taux d'intérêt à la consommation parce que, pour beaucoup de ménages, le logement est le principal instrument de lissage de la consommation au cours du cycle.

La possibilité, pour un ménage propriétaire de son logement, de contracter un emprunt hypothécaire à des fins qui ne se rattachent pas nécessairement au logement (« extraction hypothécaire ») influe pour beaucoup sur le degré de transmission de la politique monétaire à la consommation. Dans les pays où se pratiquent fréquemment les taux hypothécaires fixes, de larges possibilités de refinancement amplifient l'effet d'une baisse des taux d'intérêt sur la consommation. L'extraction et le refinancement hypothécaires sont plus fréquents aux États-Unis et dans les « petits » pays de la zone euro qu'en France, en Allemagne ou en Italie ; dans ces trois pays, la corrélation entre la consommation privée et l'évolution des prix réels des logements compte parmi les plus faibles dans la zone de l'OCDE (Catte *et al.*, 2004).

Ces différences au sein de la zone euro offrent la possibilité d'examiner si l'évolution des prix des logements se répercute différemment sur la demande globale selon la nature des marchés hypothécaires secondaires. En tenant compte du taux de change réel et des taux d'intérêt réels, van den Noord (2004) confirme que l'évolution des prix des logements a une plus forte incidence sur la production dans les « petits » pays de la zone euro que dans les « grands ». C'est pourquoi, outre ses mérites intrinsèques, un élargissement des possibilités d'extraction et de refinancement hypothécaires sur le marché bancaire des grands pays pourrait améliorer la transmission de la politique monétaire en renforçant la transmission par le logement. Certaines réglementations, notamment un plafonnement du prêt par rapport à la valeur du bien, la perception de droits de timbre et une fiscalité pénalisant la réalisation des plus-values, font également obstacle à l'extraction hypothécaire et entravent la transmission de la politique monétaire. L'environnement structurel du marché du logement et les mesures à prendre pour qu'il répercute mieux la politique monétaire sont étudiés dans BCE (2003a) et Catte *et al.* (2004). Il importe en tout cas de ne pas créer des incitations, surtout fiscales, de nature à gonfler artificiellement les prix des biens et à provoquer une bulle immobilière (van den Noord, 2005). En outre, pour assurer la stabilité financière, la libéralisation des marchés hypothécaires doit s'accompagner d'une régulation prudente et d'une surveillance des marchés financiers.

Comme on l'a indiqué, le prix des logements influe également sur le coût d'usage du capital lié à la propriété d'un bien résidentiel, mais puisque l'IPCH n'intègre pas directement cette composante (annexe 2.A2), il faut en tenir compte spécifiquement pour évaluer son impact sur le pouvoir d'achat des ménages. L'effet négatif d'une hausse des prix des logements sur le coût de la vie est manifeste pour les locataires et pour les futurs accédants à la propriété, privés de tout effet de patrimoine. Mais il touche aussi les propriétaires-occupants. Même si leur patrimoine s'accroît en cas de forte hausse de l'immobilier résidentiel, ils subissent l'impact d'un renchérissement du coût de la vie car

ils se trouvent confrontés à un coût d'opportunité du capital qui est plus élevé pour un niveau donné de services liés au logement.

Il ressort des estimations de l'OCDE que prendre en compte les coûts de logement des propriétaires-occupants peut avoir un impact sensible sur les indicateurs d'inflation (encadré 2.4). Quelques exemples de résultats obtenus avec des hypothèses très prudentes donnent un taux d'inflation « complète » supérieur de $\frac{2}{3}$ de point à la hausse de l'IPCH en 2004 dans la zone euro. Les différences sont bien plus marquées au niveau national, par exemple dans le cas de la France, où le taux estimé d'inflation complète est supérieur de 1.2 point à la hausse de l'IPCH en 2004. En Allemagne, la mauvaise tenue du marché du logement fait que l'inflation complète n'a été que de 0.5 % en 2003, soit la moitié de la hausse de 1 % de l'IPCH.

Si la forte hausse de l'immobilier devait se poursuivre à un rythme proche de celui observé actuellement, les effets sur l'inflation générale seraient bien plus marqués qu'ils ne l'ont été avant 2004. En 2002 et 2003, la vive progression des prix des logements observée dans des pays comme l'Irlande ou l'Italie ne s'est pas traduite par une envolée des coûts de logement, parce qu'elle s'est doublée d'une forte baisse des taux des prêts hypothécaires. Or, en 2004, les prix des logements ont poursuivi leur très rapide progression alors que les taux des prêts hypothécaires se sont stabilisés ; c'est pourquoi la différence entre l'IPCH et l'inflation générale s'est accentuée en 2004. Dans un contexte où les taux des prêts hypothécaires n'ont guère de marge de baisse, une nouvelle hausse des prix des logements entamerait davantage la valeur de la monnaie. En revanche, le fait que l'on anticipe des taux hypothécaires stables ou en hausse devrait être un facteur de modération sur le marché des biens résidentiels, sauf s'il se produit une bulle spéculative.

Les différences d'un pays à l'autre font que la dispersion géographique du taux d'inflation complète estimé est plus marquée que celle de l'IPCH. Cela veut dire que l'ajustement des taux de change réels après le lancement de l'euro et les désalignements qui existaient alors s'est opéré plus rapidement qu'on ne le pense en général. À cet égard, il est particulièrement significatif qu'entre 1999 et 2004, l'indice complet des prix tel qu'estimé pour l'Allemagne ait totalisé une différence (négative) de 3 % par rapport à l'IPCH allemand. Toutefois, l'utilisation de l'IPCH incomplet (ou d'indices nationaux des prix qui excluent eux aussi les coûts de logement des propriétaires-occupants) pour les négociations salariales entrave l'ajustement entre les pays⁵.

Le taux de change – toujours plus haut ?

La montée constante de l'euro par rapport au dollar des États-Unis depuis la fin de 2000 (graphique 2.11) retient énormément l'attention, surtout parce que les déséquilibres internationaux font courir le risque d'une nouvelle dépréciation prononcée du dollar. On peut craindre surtout que cela pèse sur la capacité de reprise de la zone euro, bien que son manque de résilience tienne davantage à l'atonie de la demande intérieure qu'à la faiblesse de la demande extérieure (chapitre 1).

Après avoir atteint un point bas de 0.85 dollar en octobre 2000, la monnaie unique est montée jusqu'à 1.34 dollar en décembre 2004 avant de revenir à 1.27 dollar en mai 2005 puis à 1.22 dollars au début de juin 2005. Elle s'est également appréciée par rapport à la livre britannique et au yen japonais entre octobre 2000 et mai 2005 mais dans une moindre mesure, de sorte que le taux de change nominal effectif de l'euro a augmenté de 31 % au cours de cette période (graphique 2.11). Si l'on tient compte du différentiel d'inflation,

Encadré 2.4. Exemples d'estimations de l'impact des coûts de logement des propriétaires-occupants sur l'inflation

On a utilisé une méthode directe, reposant sur la notion de coût d'usage, pour évaluer l'impact des coûts de logement des propriétaires-occupants sur l'inflation. On estime le prix implicite des services de logement pour les propriétaires-occupants en calculant le coût d'usage lié à leur capital logement évalué aux prix du marché. Le déflateur de la consommation privée aux États-Unis et l'IPC islandais sont des exemples d'indices officiels des prix tenant compte des coûts de logement des propriétaires-occupants calculés de cette manière. Une autre méthode utilisée par les instituts statistiques consiste à imputer au propriétaire d'un logement une valeur locative calculée à partir des informations concernant le marché locatif. Les bases conceptuelles sont moins solides qu'avec la méthode du coût d'usage, parce que ces indicateurs subissent les effets des déséquilibres fréquents entre le marché locatif et le marché de la propriété (Verbrugge, 2004). De plus, il n'y a pas de séries chronologiques concernant la situation du marché locatif dans plusieurs pays de la zone euro et lorsqu'il existe de telles séries, les données sur les loyers payés doivent être ajustées pour tenir compte des différences très prononcées entre le logement locatif et le logement en pleine propriété (Kurz et Hoffman, 2004). Pour une majorité de pays de la zone euro, les informations nécessaires pour procéder à cette opération ne sont pas rendues publiques.

Le coût d'usage des logements occupés par leur propriétaire est calculé selon la méthode proposée par Poterba (1992) et résumée ci-après dans l'équation (1). UC représente le coût d'usage, i^e le taux d'intérêt hypothécaire nominal effectif après impôt, τ le taux d'imposition immobilière du logement du propriétaire-occupant, d le taux d'amortissement, m le rapport coûts d'entretien/valeur du bien, r la prime de risque pour la propriété d'un logement et π le taux espéré de hausse des prix des logements. Les données concernant les prix des logements notés P et les taux des prêts hypothécaires proviennent principalement de la Fédération hypothécaire européenne (numéros 2000 à 2004) et de la base de données du n° 77 des *Perspectives économiques de l'OCDE*, utilisée pour les taux d'intérêt. Les taux d'imposition immobilière sont repris de BCE (2003a). Les taux d'intérêt hypothécaires effectifs après impôt sont calculés selon la méthode exposée par van den Noord (2005). Les valeurs des paramètres pour d , m et r et l'estimation de π comme moyenne mobile de la hausse des prix à la consommation sont reprises de Poterba (1992). Les données du n° 77 des *Perspectives économiques de l'OCDE* sont utilisées pour le calcul de π .

$$UC = (i^e + \tau + d + m + r - \pi)P$$

On combine alors le coût d'usage des logements des propriétaires-occupants et l'IPCH pour obtenir une estimation illustrative de l'inflation « complète » des prix à la consommation. Les indices pour l'IPCH et pour le coût d'usage estimé ont été pondérés en fonction de la ventilation des dépenses finales de consommation des ménages qui résultent de la base de données des *Comptes nationaux annuels de l'OCDE*.

La méthodologie utilisée pour obtenir les résultats présentés dans le tableau 2.4 soulève un certain nombre de questions qu'il importe d'examiner avec soin avant de leur donner une application concrète. Premièrement, les résultats ont été obtenus après un certain nombre de choix méthodologiques décrits en détail à l'annexe 2.A2 et les valeurs numériques dépendent en partie de ces choix. Deuxièmement, en l'absence de données harmonisées, les statistiques des taux hypothécaires et des prix immobiliers utilisées pour les calculs ne sont pas directement comparables d'un pays à un autre. Troisièmement, étant donné que ce type d'indicateur d'inflation prend en compte les coûts des services de logement pour les propriétaires-occupants qui remboursent des emprunts hypothécaires à taux variable, il est directement influencé par les mouvements des taux d'intérêt.

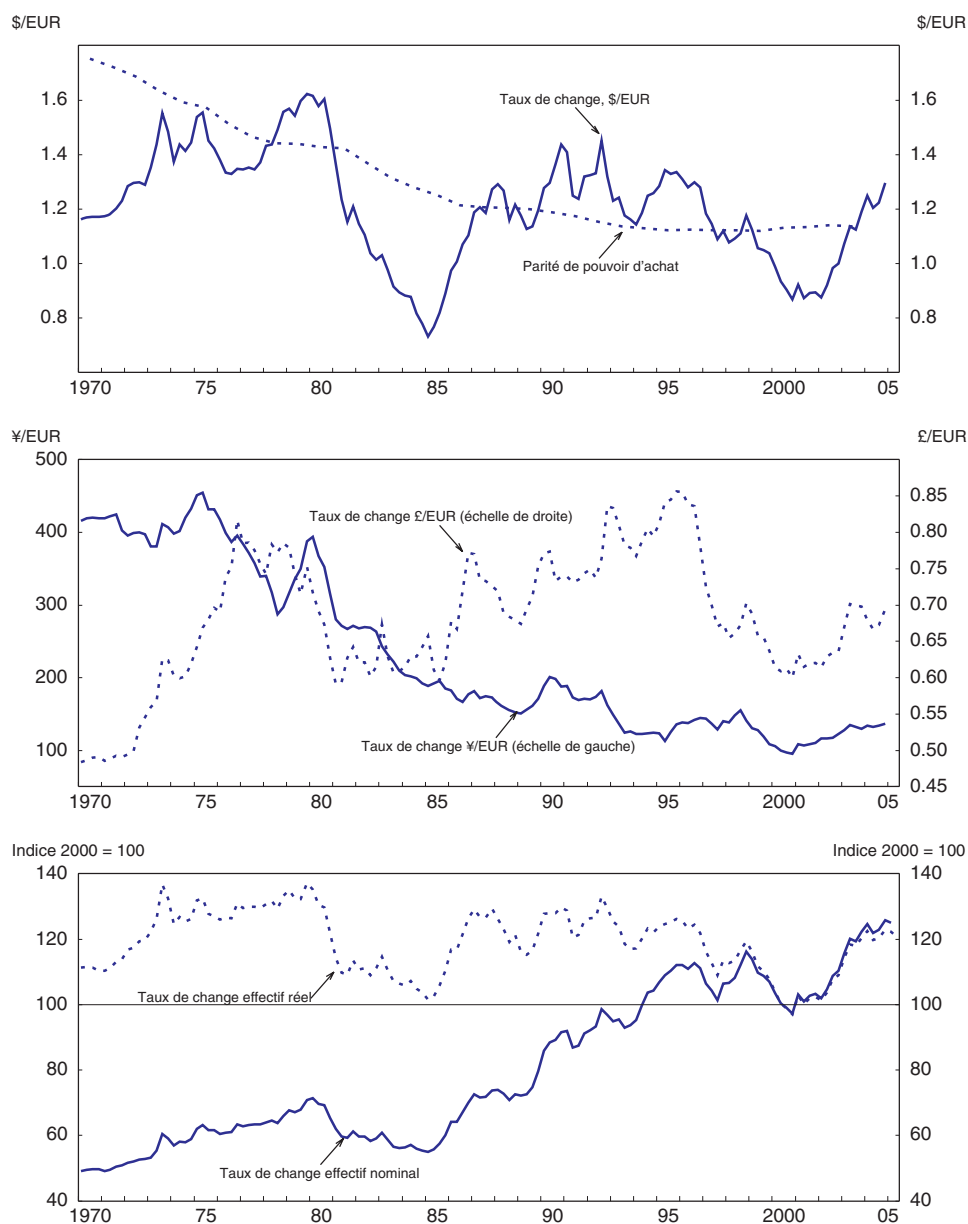
Encadré 2.4. Exemples d'estimations de l'impact des coûts de logement des propriétaires-occupants sur l'inflation (suite)

Tableau 2.4. Estimations de l'inflation complète

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
Autriche												
IPCH	3.2	2.7	1.6	1.8	1.2	0.8	0.5	2.0	2.3	1.7	1.3	2.0
Estimation de l'inflation complète	2.6	3.0	1.9	1.5	0.7	0.9	0.8	2.7	0.8	1.2	0.7	1.2
Belgique												
IPCH	2.5	2.4	1.3	1.8	1.5	0.9	1.1	2.7	2.4	1.6	1.5	1.9
Estimation de l'inflation complète	1.7	4.3	0.2	1.0	2.1	-1.7	6.7	3.4	1.6	2.5	2.1	2.0
Finlande												
IPCH	3.3	1.6	0.4	1.1	1.2	1.4	1.3	3.0	2.7	2.0	1.3	0.1
Estimation de l'inflation complète	-1.8	0.3	-1.1	1.5	5.7	3.0	1.8	3.8	1.1	1.1	1.0	1.9
France												
IPCH	2.2	1.7	1.8	2.1	1.3	0.7	0.6	1.8	1.8	1.9	2.2	2.3
Estimation de l'inflation complète	0.4	2.2	1.9	1.1	1.0	0.2	2.1	3.2	1.7	2.4	2.5	3.5
Allemagne												
IPCH	4.4	2.7	1.7	1.2	1.5	0.6	0.6	1.4	1.9	1.3	1.0	1.8
Estimation de l'inflation complète	4.0	5.4	0.9	1.1	1.6	0.3	2.1	1.5	1.1	1.0	0.5	1.2
Grèce												
IPCH	14.4	10.9	8.9	7.9	5.4	4.5	2.1	2.9	3.7	3.9	3.4	3.0
Estimation de l'inflation complète	14.1	10.7	6.5	9.7	6.3	6.0	2.7	1.2	3.9	5.3	3.8	2.4
Irlande												
IPCH	1.4	2.3	2.5	2.2	1.2	2.1	2.5	5.3	4.0	4.7	4.0	2.3
Estimation de l'inflation complète	0.4	3.3	3.4	2.8	4.0	3.5	2.9	8.5	1.8	3.6	2.7	3.1
Italie												
IPCH	4.5	4.2	5.4	4.0	1.9	2.0	1.7	2.6	2.3	2.6	2.8	2.3
Estimation de l'inflation complète	5.4	3.5	6.8	0.5	-0.1	0.6	3.9	4.6	2.0	3.1	3.2	3.2
Pays-Bas												
IPCH	1.6	2.1	1.4	1.4	1.9	1.8	2.0	2.3	5.1	3.9	2.2	1.4
Estimation de l'inflation complète	1.1	2.4	2.2	2.2	2.8	2.4	4.4	3.7	4.4	3.6	2.2	2.0
Portugal												
IPCH	5.9	5.0	4.0	2.9	1.9	2.2	2.2	2.8	4.4	3.7	3.3	2.5
Estimation de l'inflation complète	3.8	3.7	5.7	2.2	0.9	1.3	2.6	4.7	3.2	3.4	2.5	3.5
Espagne												
IPCH	4.9	4.6	4.6	3.6	1.9	1.8	2.2	3.5	2.8	3.6	3.1	3.1
Estimation de l'inflation complète	3.3	4.5	6.0	2.0	2.2	2.1	3.1	6.3	3.1	3.4	4.1	4.0
Zone euro												
IPCH	3.4	2.8	2.6	2.3	1.7	1.2	1.1	2.1	2.4	2.3	2.1	2.1
Estimation de l'inflation complète	3.1	4.0	3.0	1.5	1.5	0.9	2.8	3.4	2.0	2.5	2.4	2.7

l'euro enregistre une hausse plus limitée de 20 %. En fait, en mai 2005, le taux de change effectif réel de l'euro ne dépassait encore que de 3 % le niveau atteint lors de l'introduction. On peut donc considérer la hausse de l'euro comme une correction par rapport au glissement de 1999-2000, généralement jugé à l'époque injustifié au regard des fondamentaux (voir l'Étude de 2001). Cependant, les résultats des referendums organisés fin mai et début juin dans certains pays de la zone euro au sujet du traité établissant une constitution pour l'Union européenne ont pesé sur les marchés de change qui ont enregistré une dépréciation de l'euro face au dollar.

Graphique 2.11. Évolution des taux de change



Source : OCDE, *Comptes nationaux* et base de données des *Perspectives économiques* n° 77.

Les progrès récents des recherches économétriques donnent à penser que la probabilité d'une correction est élevée après que les taux de change évoluent nettement dans le sens contraire à celui qu'impliquent les parités de pouvoir d'achat (PPA). Après avoir suscité un certain scepticisme dans la doctrine économique, l'hypothèse dite des « PPA relatives » a été confortée par les études réalisées à la suite de l'article fondateur de Taylor (2002), lesquelles ont utilisé des séries longues et des tests statistiques plus puissants (voir également Liew, 2003 ; Koedijk et al., 2004 ; Gadea et al., 2004). Les progrès très récents accomplis dans les tests de racine unitaire sur données de panel renforcent le point de vue selon lequel les taux de change réels doivent être considérés comme un

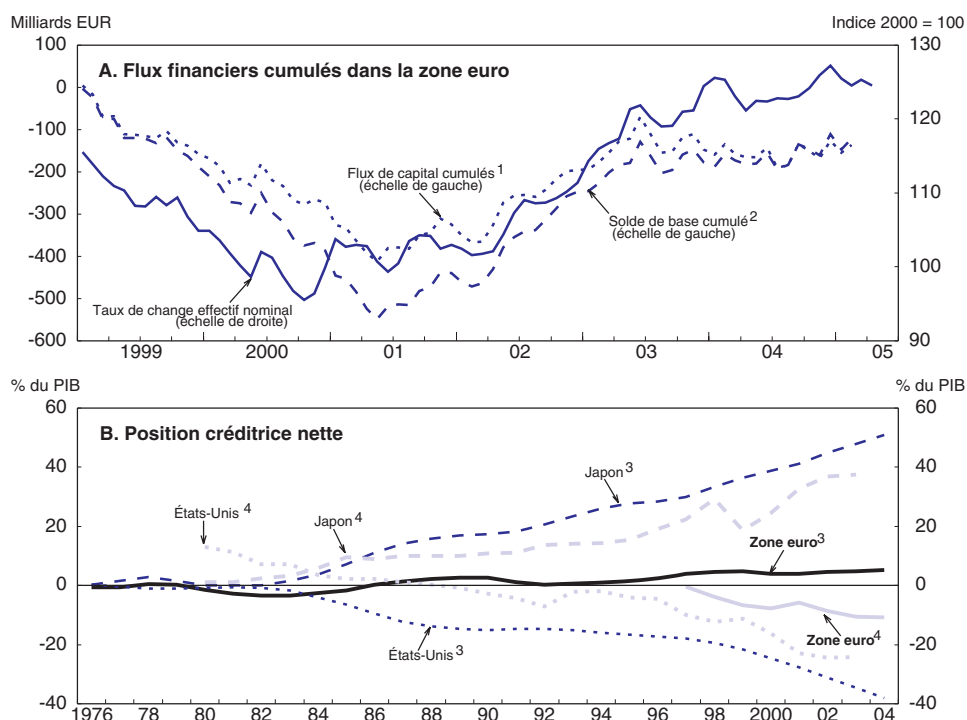
processus de retour à la moyenne (Kapetanios et Shin, 2003 ; Chortareas et Kapetanios, 2004). L'estimation du moment auquel la déviation du taux de change réel par rapport à la tendance est égale à la moitié de sa valeur – autrement dit, la définition du « long terme » – fait encore l'objet de recherches, mais on retient de plus en plus les estimations de Taylor, soit environ trois ans dans le cas de la plupart des pays de la zone euro pour la période post-Bretton Woods (Chortareas et Kapetanios, 2004). Dans cette optique également, on peut considérer que l'appréciation récente de l'euro tient au moins en partie à un ajustement naturel après la forte baisse du taux de change de 1999 et 2000.

À un plus bref horizon, une série de facteurs peuvent expliquer les fluctuations à court et moyen terme. Mais, malgré le très grand nombre d'études, les théories du taux de change ne sont guère parvenues à expliquer ou à prédire les fluctuations monétaires à courte fréquence⁶. Pour ne prendre qu'un exemple, la théorie élémentaire indique qu'à court terme, les anticipations de taux de change devraient être égales au rendement attendu sur le marché monétaire intérieur et sur les marchés monétaires étrangers. Mais, conformément à « l'énigme du taux de change » telle que l'entendent Meese et Rogoff (1988), les données récentes montrent que les anticipations de taux de change à court terme fluctuent très nettement autour des valeurs correspondant à la parité de taux d'intérêt non couverte, même sur un marché profond et liquide comme l'est celui de l'eurodollar. Plusieurs études récentes s'efforcent de résoudre l'énigme du taux de change en partant de l'idée que la réaction des banques centrales varie dans le temps et que les cambistes s'y adaptent par apprentissage. Les modèles de ce type, mis au point par Engel et West (2004) et par Mark (2005), peuvent expliquer une partie de l'évolution passée du taux de change du deutschemark par rapport au dollar des États-Unis, mais leur pouvoir prédictif reste à valider.

Depuis le lancement de l'euro, son taux de change a évolué assez parallèlement aux flux de capitaux. Depuis janvier 1999, le taux de change nominal effectif se caractérise par une forte corrélation avec les flux nets totaux de capitaux et avec la balance de base (graphique 2.12). La différence entre les deux indicateurs de position d'investissement est faible, puisque la balance courante est proche de l'équilibre et fait preuve d'une plus faible variabilité que les flux de capitaux. Cela montre que les préférences des investisseurs jouent, conjointement avec l'évolution des échanges de biens et services, un rôle crucial pour déterminer le taux de change de l'euro et les flux de capitaux (Hau et Rey, 2003). De plus, dès lors qu'on introduisait une nouvelle monnaie sans véritables antécédents, il se peut que les investisseurs n'aient jugé attrayants les actifs rattachés à l'euro que progressivement, à mesure que la BCE établissait sa crédibilité. À partir de techniques bayésiennes, Gomez et Melvin (2003) considèrent que ce processus d'instauration de la confiance peut expliquer la faiblesse initiale de l'euro et la chronologie de l'appréciation ultérieure.

Dans cet ordre d'idées, on peut relier l'appréciation de l'euro aux remaniements des portefeuilles des investisseurs privés en faveur des actifs libellés en euros, pour limiter les risques de moins-values sur les titres libellés en dollars des États-Unis. Ce redéploiement est confirmé par le fait que les investisseurs privés financent de moins en moins le déficit de la balance courante des États-Unis, alors que les banques centrales d'Asie le financent de plus en plus. L'achat d'actifs libellés en dollars des États-Unis par les banques centrales qui agissent dans l'optique de la stabilité des taux de change bilatéraux contribue également à expliquer pourquoi les taux d'intérêt à long terme sont restés à des niveaux historiquement bas aux États-Unis malgré le risque de plus en plus grand de moins-values

Graphique 2.12. Taux de change et solde des investissements indirects



1. Les flux de capital cumulés résultent de l'addition cumulée des flux d'investissement direct et indirect net.
2. Le solde de base cumulé est égal aux flux de capital cumulés plus le solde de la balance courante cumulé.
3. Déterminée comme les soldes de balance courante cumulés depuis 1976.
4. Position d'investissement international nette.

Source : BCE, *Bulletin mensuel* ; FMI, *Statistiques de la balance des paiements* et OCDE, base de données des *Perspectives économiques* n° 77.

sur les actifs libellés en dollars. Autrement dit, les banques centrales d'Asie préservent la demande d'actifs libellés en dollars des États-Unis en compensant le recul de la demande privée (Blanchard et al., 2005).

Toutefois, le rythme rapide auquel s'alourdit l'endettement net des États-Unis (graphique 2.12) pourrait conduire les investisseurs à se désintéresser des actifs en dollars pour acquérir davantage de titres libellés en euros, de sorte que l'euro s'apprécierait. Les institutions monétaires de la Chine et du Japon jouant actuellement un rôle prépondérant dans l'achat d'obligations du Trésor américain, leur attitude est cruciale dans ce domaine. Les signes de surchauffe de l'économie et d'intensification des risques inflationnistes en Chine donnent à penser que la politique actuelle de stérilisation de la plupart des achats de dollars pourrait avoir atteint ses limites. On pourrait assister à une appréciation du renminbi, par réévaluation ou par flottement libre, de sorte que les investisseurs mondiaux délaisseraient les actifs libellés en dollars. Pour illustrer les conséquences d'un changement éventuel des préférences des banques centrales d'Asie, Blanchard et al. (2005) estiment qu'une diminution de moitié de leurs avoirs en dollars ferait baisser en gros d'un huitième le taux de change effectif du dollar. Il est difficile de savoir quelle serait l'incidence sur l'euro, mais une moindre demande de titres libellés en dollars devrait augmenter la demande d'euros. Les incertitudes croissantes qui entourent le financement du déficit courant des États-Unis sont mises en évidence par le fait que les taux d'intérêt à

long terme américains ont monté par rapport à ceux de la zone euro depuis avril 2004. L'écart de taux entre les obligations d'État américaines et allemandes a atteint 75 points de base en mai 2005.

Néanmoins, les effets de diversification des portefeuilles constituent un mécanisme naturel d'équilibrage. Lorsque l'euro s'apprécie, la part des actifs qui ne sont pas libellés en euros diminue automatiquement dans la valeur des portefeuilles. Autrement dit, une hausse persistante de l'euro se heurtera à des forces contraires lorsqu'on commencera à considérer que les actifs libellés en euros représentent une proportion excessive des portefeuilles. Une modification des préférences des investisseurs peut avoir un effet ponctuel, augmentant éventuellement la valeur de la proportion souhaitée d'actifs en euros, mais elle n'affecte pas le processus par lequel toute appréciation se heurte en définitive aux objectifs de diversification des gestionnaires de portefeuilles. Il est difficile de déterminer si l'on atteint cette limite, faute de données suffisamment complètes sur les portefeuilles à l'échelle mondiale.

Une nouvelle appréciation de l'euro semble probable lors de la résorption des déséquilibres mondiaux. Une opinion largement répandue est que le déficit de la balance courante des États-Unis est appelé à se réduire, même s'il est extrêmement difficile de prévoir le moment et l'ampleur de cet ajustement. Certains facteurs autres que les fluctuations des taux de change peuvent contribuer à la diminution du déficit de la balance courante des États-Unis, notamment l'assainissement budgétaire aux États-Unis, l'amélioration de la compétitivité hors prix des exportations américaines et une plus forte croissance en dehors des États-Unis. Malgré tout, l'ajustement se fera probablement en partie via une dépréciation du dollar. La pression à la hausse sur le taux de change euro contre dollar pourrait aussi être réduite par la réévaluation des monnaies asiatiques.

Prenant en compte à titre d'exemple une baisse uniforme du dollar de 30 % par rapport à toutes les autres monnaies de la zone OCDE (le dollar se maintenant par rapport au renminbi), Brook et al. (2004) estiment que le déficit de la balance courante des États-Unis ne se résorbe que de 1.4 point sur cinq ans. Une telle baisse du taux bilatéral du dollar par rapport aux autres monnaies de la zone OCDE se traduirait par une hausse de 7 % du taux de change effectif nominal de l'euro. Ces résultats sont obtenus dans des conditions telles que le choc sur le taux de change ne fait intervenir aucune réaction de politique monétaire. Lorsqu'on intègre dans la simulation les réactions des autorités monétaires, on estime que cette baisse du dollar réduirait le déficit de la balance courante américain de près de 3 % sur six ans (tableau 2.5). Par ailleurs, la simulation montre que l'ajustement du dollar serait plus préjudiciable à la production dans la zone euro qu'à la production aux États-Unis, malgré l'hypothèse qu'en réaction au ralentissement de l'inflation, la BCE ramènerait ses taux directeurs à zéro. Les effets estimés sont plus marqués (ils atteignent près de 2 % du PIB durant l'année qui suit le choc) en cas de « contagion financière », la hausse des taux d'intérêt à long terme aux États-Unis se répercutant alors sur la zone euro.

Malgré les dommages que pourrait causer une nouvelle appréciation de l'euro, il apparaît souhaitable que les autorités monétaires européennes n'interviennent pas sur les marchés des changes pour stabiliser la monnaie. En théorie, une intervention stérilisée – c'est-à-dire l'achat ou la vente de monnaie étrangère tout en maintenant au même niveau les taux d'intérêt à court terme par l'achat ou la vente d'obligations – peut influencer sur le taux de change. Si l'on considère le cas où l'on veut mettre fin à une appréciation, les principaux facteurs qui peuvent entrer en jeu sont les suivants :

Tableau 2.5. **Scénarios d'effondrement du dollar américain¹**

	Sans contagion financière				Avec contagion financière			
	Année 1	Année 2	Année 3	Année 6	Année 1	Année 2	Année 3	Année 6
Zone euro								
PIB réel ²	-1.0	-1.5	-1.2	0.0	-1.3	-2.0	-1.6	-0.2
Taux de chômage ³	0.2	0.5	0.5	0.2	0.3	0.7	0.7	0.2
Inflation ³	-0.3	-0.7	-0.6	-0.1	-0.3	-0.8	-0.8	-0.4
Balance courante ⁴	-1.3	-2.1	-2.5	-2.4	-1.2	-2.0	-2.3	-2.2
Taux d'intérêt à court terme ³	-2.0	-2.0	-2.0	-0.5	-2.0	-2.0	-2.0	-0.5
Taux d'intérêt à long terme ³	-0.9	-0.7	-0.5	0.0	1.2	1.1	1.0	0.0
États-Unis								
PIB réel ²	-1.2	-1.0	-1.0	-0.2	-1.3	-1.0	-1.0	-0.3
Taux de chômage ³	0.6	0.8	0.8	0.1	0.6	0.7	0.8	0.1
Inflation ³	2.2	0.5	0.2	0.1	2.2	0.4	0.2	0.1
Balance courante ⁴	0.7	2.9	2.9	2.8	0.7	2.8	2.8	2.8
Taux d'intérêt à court terme ³	1.5	1.1	0.7	0.0	1.5	1.1	0.7	0.0
Taux d'intérêt à long terme ³	2.4	2.2	2.1	0.0	2.4	2.2	2.1	0.0

1. La simulation suppose que le dollar américain se déprécie de 30 % contre les autres monnaies de l'OCDE mais demeure stable par rapport au renminbi. Les effets de la demande et les réactions des autorités monétaires ont été intégrés dans la simulation. La contagion financière signifie que la hausse des taux d'intérêt américain à long terme se propage à la zone euro.

2. Écart par rapport au niveau de référence en pourcentage.

3. Écart par rapport au taux de référence en points de pourcentage.

4. Écart par rapport au ratio de référence en termes de PIB en points de pourcentage.

Source : OCDE, Base de données des Perspectives économiques n° 77.

- Les investisseurs nationaux acquièrent des actifs étrangers pour rééquilibrer leurs portefeuilles après leurs achats d'euro-obligations.
- L'intervention des autorités monétaires sur les marchés des changes peut annoncer un assouplissement de l'orientation de la politique monétaire.
- L'intervention peut donner un signal de coordination aux opérateurs, à savoir ne pas suivre la tendance si celle-ci va à l'encontre des fondamentaux.

Dans la pratique, les études empiriques concluent généralement qu'une intervention stérilisée a des effets très limités à moyen terme, si tant est qu'elle en ait (Sarno et Taylor, 2001). Fatum et Hutchinson (2003) ainsi que Neely (2004) considèrent qu'une intervention peut néanmoins être efficace en accélérant le processus de correction des désalignements, surtout si elle est coordonnée au niveau international. En revanche, la théorie et les études empiriques récentes montrent également que les interventions sur les marchés des changes peuvent avoir un effet déstabilisateur (en ce sens qu'elles peuvent avoir pour conséquence que le taux de change réel suit pendant un certain temps une trajectoire aléatoire) lorsqu'elles se produisent près de l'équilibre ou qu'elles vont à l'encontre des fondamentaux (Taylor, 2004). Puisqu'il n'est pas patent que l'euro soit surévalué à son niveau actuel, une intervention soutiendra nécessairement le dollar contre l'euro, ce qui retardera l'ajustement nécessaire de la balance courante américaine et augmentera donc la probabilité que la correction qui aura lieu en définitive comporte un très net surajustement (Blanchard et al., 2005). C'est pourquoi, selon Humpage (2004), une intervention stérilisée revient à « vouloir empêcher le soleil de se coucher ».

Une solution plus efficace pour agir sur le taux de change nominal consiste à procéder à une intervention non stérilisée, mais l'orientation de la politique monétaire devient alors plus expansionniste. Pour déterminer si de telles opérations sont adéquates, il faut donc examiner le contexte même de la politique monétaire, en ne se fondant pas uniquement sur les considérations liées au taux de change. On notera également que l'effet d'une intervention non stérilisée sur le taux de change réel pourrait être partiellement compensé par une augmentation de l'inflation.

Même si une intervention de l'Eurosystème sur les marchés des changes ne paraît pas judicieuse, la BCE devrait être prête à ajuster la politique monétaire s'il devait se produire une appréciation de l'euro pesant sur la demande et faisant reculer l'inflation. Dans ce cas, une baisse des taux d'intérêt directeurs pourrait se justifier, mais il faudrait alors tenir compte des raisons ayant entraîné le mouvement du taux de change et de leurs conséquences potentielles pour les perspectives d'évolution des prix à moyen terme. Dans ce domaine également, les réformes structurelles intensifiant la concurrence sur les marchés de produits donneraient plus de latitude à la BCE car, grâce à ces réformes, l'appréciation du taux de change se traduirait davantage en une baisse des prix. Néanmoins, les récents mouvements observés sur les marchés de change (fin mai et juin 2005) ne fournissent pas de signe avant-coureur d'une évolution de ce type à court terme, puisque l'euro a perdu de sa valeur face au dollar.

Notes

1. La valeur de référence spécifie le taux de croissance de la masse monétaire au sens large qui, à moyen terme, est compatible avec la stabilité des prix. La valeur de 4½ pour cent pour le taux de croissance annuel de M3 est obtenue en utilisant la définition de la stabilité des prix selon la BCE (une augmentation annuelle de l'IPCH de la zone euro inférieure à 2 %) et en prenant comme hypothèse une croissance tendancielle de la production de l'ordre de 2 à 2½ pour cent par an et un infléchissement de la tendance à moyen terme de la vitesse de circulation de M3 de l'ordre de ½ à 1 % par an.
2. La principale source de données statistiques sur les prix des logements prise en compte ici est la série des rapports annuels Hypostat publiés par la Fédération hypothécaire européenne, qui est à traiter avec précaution, la comparabilité d'un pays à l'autre étant limitée. Les divers indices nationaux ne sont pas harmonisés. Les principales différences ont trait aux types de logements retenus dans les indices et à la présence ou à l'absence d'ajustement pour tenir compte de la qualité. On s'efforce actuellement d'établir des indices harmonisés au niveau européen. Pour ces raisons, le tableau 2.2 complète les informations qui résultent des statistiques sur les prix des logements à partir des données de la BCE sur l'encours des prêts hypothécaires, la qualité de ces données étant supérieure.
3. La règle de Taylor permet de déterminer la hausse (ou la baisse) des taux d'intérêt au-dessus (au-dessous) de leur niveau d'équilibre si l'inflation est supérieure (inférieure) à l'objectif visé ou si l'écart de production devient positif (négatif), variation qui est nécessaire pour maintenir une orientation neutre de politique monétaire (Taylor, 1993). La formule pour les (deux) règles de Taylor du graphique a été reprise d'une étude récente d'Adema (2004) :

$$i_t = \lambda i_{t-1} + (1 - \lambda)[i^* + \gamma(\pi_{t+k} - \pi^*) + \beta \text{GAP}_t]$$

Dans cette formule, i représente le taux du marché monétaire à trois mois, π est le taux d'inflation et GAP l'écart de production. π^* est le taux d'inflation de référence ou le taux cible (2 %) et i^* est le taux d'intérêt d'équilibre. Dans le cas d'une règle de Taylor prospective ($k = 4$), les coefficients sont $i^* = 3.95$, $\lambda = 0.65$, $\gamma = 2.09$ et $\beta = 1.25$. Dans le cas d'une règle de Taylor rétrospective ($k = 0$), les coefficients sont $i^* = 4.41$, $\lambda = 0.75$, $\gamma = 1.92$ et $\beta = 1.66$.

4. Voir, par exemple, Woodford (2003) pour une présentation des diverses « règles de Taylor ».

5. En plus de l'IPCH (imposé par le règlement du Conseil n° 2494/95/CE, du 23 octobre 1995), tous les pays de la zone euro excepté le Luxembourg calculent des indices spécifiques des prix à la consommation (IPC). L'IPC national exclut les coûts de logement des propriétaires-occupants en Belgique, en Espagne, en France, en Grèce, en Italie et au Portugal.
6. Voir l'Étude économique de 2001 pour un commentaire plus détaillé des facteurs potentiels et une classification des théories du « taux de change effectif fondamental ».

ANNEXE 2.A1

La politique structurelle et la réactivité de l'inflation au sous-emploi des ressources

Détecter les différences de réactivité de l'inflation au sous-emploi des ressources

Une analyse économétrique a été conduite pour identifier les différences de réactivité de l'inflation au sous-emploi des ressources, suivant les pays, sur une période plus longue que celle qui est représentée dans le graphique 2.9. Dans le prolongement de nombreuses recherches sur la réactivité des prix à la situation de la production dans un contexte de faible inflation [Tobin (1972), Holden (1994, 2004), Akerlof, Dickens et Perry (1996, 2000) et Mourougane et Ibaragi (2004)], la méthodologie utilisée s'inspire du cadre d'analyse proposé par Honohan et Lane (2003, 2004). On a pratiqué une régression de l'inflation sur l'écart de production et un certain nombre d'autres variables pour un ensemble de pays, tandis que des effets fixes temporels saisissent les mouvements communs de manière à faire ressortir l'effet des mouvements intrinsèques des variables explicatives.

À la différence de la méthode proposée par Honohan et Lane (2003, 2004), celle qui est utilisée ici permet d'avoir plusieurs coefficients pour l'écart de production, selon que celui-ci est positif ou négatif. Cette distinction est opérée parce que le principal objet est d'expliquer pourquoi l'inflation réagit si faiblement au fléchissement conjoncturel de l'activité dans la zone euro. Surtout, elle permet de tenir dûment compte, dans l'équation estimée, des effets des rigidités des prix nominaux à la baisse.

La méthodologie a par ailleurs été affinée en ce sens que les anticipations d'inflation sont incluses dans les variables explicatives. La différence entre les taux à long et court terme (écart de rendement) est utilisée pour approcher les mouvements anticipés de l'inflation. La raison en est que les mouvements anticipés de l'inflation jusqu'à l'échéance constituent la principale source de divergence de l'écart de rendement par rapport à sa moyenne historique (Mishkin, 1990). Par conséquent, l'inflation et la divergence de l'écart de rendement par rapport à sa moyenne historique peuvent servir de variable représentative de l'inflation anticipée. La moyenne historique de l'écart de rendement a été omise des équations estimées présentées ci-après parce qu'elle est saisie par les effets fixes par pays pris en compte dans les régressions.

Comme l'a observé Mehra (2004), des variables de contrôle doivent être introduites pour neutraliser les chocs sur l'offre qui masqueraient sinon l'effet de l'écart de production. C'est ce que l'on a fait ici en incluant dans la régression les prix à l'importation, la productivité tendancielle du travail, la fiscalité indirecte et des variables indicatrices temporelles. Par ailleurs, la série de variables explicatives inclut le logarithme du taux de

change effectif réel retardé afin de tenir compte de la tendance des prix à corriger les écarts par rapport à la parité de pouvoir d'achat relative¹.

Dans une première spécification, les coefficients de l'écart de production sont régionaux, avec quatre groupements géographiques :

- la zone euro (sauf la Grèce, l'Irlande, le Luxembourg et le Portugal) dénotée par €,
- les pays anglophones (Australie, Canada, États-Unis, Nouvelle-Zélande et Royaume-Uni) dénotés par Eng,
- la Scandinavie (Danemark, Norvège et Suède), dénotée par S, et
- le Japon (J).

L'équation suivante a été estimée pour des données trimestrielles extraites de la base de données du n° 77 des *Perspectives économiques de l'OCDE*, sauf indication contraire, à partir de 1985 et jusqu'en 2004 :

$$\pi_t^i = \sum_j \alpha_j^\pi (\pi_{t-j}^i + \gamma_t^i) + \sum_{R \in \{\epsilon, Eng, S, J\}} (\alpha_R^+ GAP_{t-1}^{+iR} + \alpha_R^- GAP_{t-1}^{-iR}) + \sum_k (\alpha_k^m m_{t-k}^i + \alpha_k^b b_{t-k}^i + \alpha_k^l l_{t-k}^i + \alpha_k^r r_{t-k}^i) + c^i + d^t + \varepsilon_t^i$$

Dans l'équation (1), les notations suivantes sont utilisées :

- π_t^i représente la hausse des prix à la consommation trimestrielle annualisée.
- γ_t^i représente l'écart de rendement entre les obligations d'État à 10 ans et les taux du marché monétaire.
- r_t^i représente le logarithme du taux de change effectif réel, multiplié par 100, extrait des *Principaux indicateurs économiques* de l'OCDE.
- GAP_t^{-iR} est par définition égal à l'écart de production du pays considéré au moment t si le pays appartient à la région R et l'écart est négatif, et à zéro dans les autres cas.
- GAP_t^{+iR} est par définition égal à l'écart de production du pays considéré au moment t si le pays appartient à la région R et l'écart est positif, et à zéro dans les autres cas.

La régression inclut des variables de contrôle pour les chocs sur l'offre qui varient selon le pays et dans le temps :

- m_t^i représente la hausse trimestrielle annualisée des prix à l'importation, pondérée par la part des importations dans les dépenses intérieures totales.
- b_t^i représente la variation du rapport des impôts indirects à la consommation privée en points de pourcentage, annualisée.
- l_t^i représente la croissance tendancielle de la productivité du travail dans le secteur des entreprises, en taux trimestriel annualisé.

Les effets fixes sur la période, d^t , sont introduits dans l'équation pour prendre en compte l'impact de chocs communs au niveau de l'offre, comme les fluctuations des prix du pétrole. Les effets fixes par pays, c^i , prennent en compte les différences transversales de réactivité de l'inflation invariantes dans le temps. Le symbole ε_t^i désigne le résidu. L'équation a été estimée à l'aide de moindres carrés sur données de panel et des covariances compatibles avec l'hypothèse d'hétéroscédasticité de White (1980).

Le principal résultat qui ressort de l'équation (1) est que la hausse des prix à la consommation réagit de façon significativement plus faible aux variations de l'écart de

production dans la zone euro que dans les pays anglophones (tableau 2.A1.1). Un test de Wald confirme que la différence entre les deux coefficients (devant GAP_{t-1}^{ϵ} et GAP_{t-1}^{-Eng}) est statistiquement significative au seuil de 1 %.

Relation entre les différences de réactivité de l'inflation et le cadre de la politique structurelle

Une analyse économétrique a été conduite pour évaluer dans quelle mesure les différences de réactivité de l'inflation peuvent être liées à des dissemblances des cadres de politique structurelle. Sur le modèle des recherches effectuées par Nunziata et Bowdler (2005), on a pratiqué une régression de l'inflation trimestrielle sur ses propres valeurs décalées, sur l'écart de production et sur un terme d'interaction visant à saisir l'effet des politiques structurelles sur la réaction de l'inflation à l'écart de production. À la différence de la méthode suivie par Nunziata et Bowdler (2005), l'écart de production a été scindé en deux variables, qui couvrent respectivement ses valeurs négatives et positives, afin de

Tableau 2.A1.1. **Estimation des équations de prix par groupe de pays**
1985T1 – 2004T4

Variable explicative	Coefficient	Écart-type
$\pi_{t-2}^i + \gamma_t^i$	0.17***	0.03
$GAP_{t-1}^{i\epsilon}$	0.28***	0.10
$GAP_{t-1}^{-i\epsilon}$	0.13***	0.05
GAP_{t-1}^{iEng}	0.91***	0.33
GAP_{t-1}^{-iEng}	0.58***	0.10
GAP_{t-1}^{iS}	0.52*	0.29
GAP_{t-1}^{-iS}	0.23*	0.12
GAP_{t-1}^{iJ}	0.49**	0.25
GAP_{t-1}^{-iJ}	0.19	0.28
m_t^i	0.11***	0.03
m_{t-1}^i	0.06**	0.03
b_t^i	0.20**	0.10
l_{t-2}^i	-0.31***	0.06
l_{t-3}^i	-0.41***	0.06
r_{t-1}^i	-1.54*	0.93
R^2 ajusté	0.46	

*** Statistiquement significatif au seuil de 1 %.

** Statistiquement significatif au seuil de 5 %.

* Statistiquement significatif au seuil de 10 %.

rendre compte de la façon asymétrique dont le cadre institutionnel interagit avec le processus d'inflation. Tandis que les rigidités des marchés de produits et de facteurs sont présumées alimenter les pressions inflationnistes quand l'économie croît à un rythme supérieur à son potentiel, elles sont censées amortir la décélération des prix en période de basse conjoncture. L'équation (2) a été estimée pour un échantillon de 17 pays de l'OCDE, dont huit pays de la zone euro.

$$\pi_t^i = \sum_j \beta_j^\pi (\pi_{t-j}^i + \gamma_t^i) + \beta^{G-} GAP_{t-1}^{-i} + \beta^P \nabla POL_t^i \cdot GAP_{t-1}^{-i} + \beta^{G+} GAP_{t-1}^{+i} + \sum_k (\beta_k^m m_{t-k}^i + \beta_k^b b_{t-k}^i + \beta_k^l l_{t-k}^i + \beta_k^r r_{t-k}^i) + c^i + d^t + \varepsilon_t^i \quad (2)$$

Les variables sont les mêmes que dans l'équation (1) et sont notées au moyen des mêmes symboles, mais :

- GAP_{t-1}^{+i} représente l'écart de production du trimestre précédent s'il est positif ;
- GAP_{t-1}^{-i} représente l'écart de production du trimestre précédent s'il est négatif ;
- ∇POL_t^i représente l'écart normalisé de la valeur de l'indicateur de la politique structurelle pour la moyenne de l'échantillon total (sur i et t) dénoté $\overline{POL}$; en d'autres termes,

$$\nabla POL_t^i = \frac{POL_t^i - \overline{POL}}{\max_{i,t} |POL_t^i - \overline{POL}|}$$

Les indicateurs de politique structurelle ci-après, qui prennent des valeurs plus élevées dans des environnements moins concurrentiels, ont été utilisés :

(i) l'indice OCDE de la législation sur la protection de l'emploi pour les travailleurs réguliers, extrait des *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, édition 2004,

(ii) un indice de concentration de la fixation des salaires, qui mesure le degré de coordination et de centralisation des négociations salariales, construit au moyen de données tirées des *Perspectives de l'emploi de l'OCDE*, édition 2004, et

(iii) un indicateur de la restrictivité de la réglementation des marchés de produits dans sept branches des secteurs de l'énergie et des services, construit par Nicoletti et Scarpetta (2003).

Les équations ont été estimées par la méthode des moindres carrés ordinaires sur données de panel. Des tests de robustesse ont été effectués avec la méthode des moments généralisée (MMG) et avec la méthode des moindres carrés à deux étapes, les retards des régresseurs étant utilisés comme variables instrumentales ; elles donnent des résultats similaires. Le nombre des retards est optimal à la fois pour le critère d'Akaike et pour celui de Schwarz. Les niveaux de signification présentés ci-dessous reposent sur les covariances compatibles avec l'hypothèse d'hétéroscédasticité de White (1980).

Le principal résultat est que les données révèlent un lien statistiquement significatif entre un cadre de politique structurelle plus rigide et une réaction plus faible des prix à un écart de production négatif (tableau 2.A1.2). Le coefficient de la variable d'interaction en période de basse conjoncture ($\nabla POL_t^i \cdot GAP_{t-1}^{-i}$) est négatif et statistiquement différent de zéro au seuil de confiance de 1 % dans toutes les équations estimées². Cela signifie qu'un indice de rigidité plus élevé se traduit par un coefficient global plus faible pour les écarts de production négatifs, ce qui dénote donc une moindre réactivité de l'inflation lorsque l'écart de production est négatif. En d'autres termes, quand la production est au-dessous de son niveau potentiel et diminue, l'inflation décroît plus dans les pays flexibles que dans les

Tableau 2.A1.2. **Estimation des équations de prix**
1985T1 – 2004T4

Variable explicative	Sans indicateur de politique structurelle	Indicateurs de politique structurelle utilisés dans la régression		
		Degré de concentration des négociations salariales	Législation de protection de l'emploi	Réglementation sur le marché des produits
$\pi_{t-2}^i + \gamma_t^i$	0.16***	0.17***	0.16***	0.16***
GAP_{t-1}^i	0.51***	0.52***	0.50***	0.51***
GAP_{t-1}^{-i}	0.22***	0.27***	0.29***	0.26***
$\nabla POL_t^i \cdot GAP_{t-1}^{-i}$	..	-0.27***	-0.48***	-0.29***
m_t^i	0.10***	0.10***	0.10***	0.10***
m_{t-1}^i	0.05*	0.06**	0.05**	0.05**
b_t^i	0.20*	0.19*	0.20*	0.20*
l_{t-2}^i	-0.31***	-0.29***	-0.32***	-0.33***
l_{t-3}^i	-0.42***	-0.41***	-0.44***	-0.44***
r_{t-1}^i	-0.02*	-0.02*	-0.02*	-0.02*
R ² ajusté	0.44	0.45	0.45	0.44

*** Statistiquement significatif au seuil de 1 %.

** Statistiquement significatif au seuil de 5 %.

* Statistiquement significatif au seuil de 10 %.

économies rigides, ce qui donne aux autorités monétaires des premiers de plus larges marges de manœuvre pour stimuler l'économie sans compromettre la stabilité des prix.

Étant donné que de sérieux problèmes méthodologiques entourent l'estimation du PIB potentiel (voir Cotis et al., 2005, pour une analyse récente de la question), on a procédé à de nouvelles régressions avec une autre estimation, univariée, de l'écart de production. L'objet était de voir si les résultats présentés plus haut pouvaient être tributaires de la mesure de l'écart de production figurant dans la base de données du n° 77 des *Perspectives économiques* de l'OCDE, fondée sur une fonction de production. Comme cela est indiqué de façon détaillée dans Cournède, Janovskaia et van den Noord (2005), les résultats sont robustes à cette modification, sauf en ce qui concerne la régression utilisant l'indicateur de réglementation des marchés de produits. Cependant, cet indicateur de politique structurelle soulève des questions techniques spécifiques d'estimation car il fait apparaître une tendance baissière commune pour l'ensemble des pays. Lorsque cette tendance commune est éliminée, pour mettre en évidence des différences entre pays, les résultats obtenus avec l'indice de la réforme de la réglementation demeurent inchangés pour les deux indicateurs de l'écart de production.

Persistance de l'inflation

Les recherches décrites ci-dessus, qui mettent en évidence une faible réactivité de l'inflation dans les pays de la zone euro et l'imputent à des rigidités structurelles, doivent être distinguées de la question connexe de la persistance de l'inflation. D'une manière générale, on dit que l'inflation est persistante lorsqu'elle est principalement déterminée par

son taux antérieur. La définition du concept en termes techniques fait toujours l'objet de discussions théoriques. La définition qui est probablement la plus simple, consiste à considérer que l'inflation est persistante lorsqu'elle est étroitement autocorrélée avec ses propres retards (Commission européenne, 2003). De même, nombre d'auteurs définissent la persistance comme Andrews et Chen (1994) en examinant si la somme des coefficients autorégressifs est voisine de l'unité. En termes techniques, ce test consiste à vérifier si l'inflation peut être décrite comme un processus à racine unitaire. S'appuyant sur cette approche, Benati (2004) montre que l'inflation dans la zone euro est persistante d'une manière statistiquement significative à des niveaux de confiance élevés pour les trois indices de prix qu'il examine (IPCH, déflateur de la consommation privée et déflateur du PIB).

Une méthode apparentée mais jusqu'ici peu concluante pour jauger la persistance de l'inflation consiste à comparer le pouvoir explicatif de l'inflation retardée avec un indicateur d'offre prospectif dans une équation de prix, généralement appelée courbe de Phillips néo-keynésienne (CPNK). Appliquant une analyse de ce type aux données de la zone euro sur la période 1970-97, McAdam et Willman (2004) constatent que leur indicateur d'offre composite prospectif a un effet significatif sur l'évolution des prix. Utilisant des mesures directes des anticipations d'inflation, Adam et Padula (2003) et Paloviita (2004) observent un élément prospectif fortement significatif. Cependant, après avoir estimé diverses CPNK sur des données de la zone euro pour 1971-98, Bårdsen et al. (2004) mettent en garde contre le fait que de légères modifications de la méthode d'estimation peuvent très rapidement aboutir à ce que le terme prospectif cesse d'être significatif. Cette divergence de vues est loin d'être propre à la zone euro, et le débat sur l'application des CPNK aux données d'inflation des États-Unis a suscité un grand nombre d'études qui demeurent pour l'essentiel peu concluantes, en raison de problèmes d'estimation pour la plupart non résolus (Henry et Pagan, 2004).

Un autre problème peut apparaître lorsqu'on définit la persistance de l'inflation à l'aide de coefficients invariants dans le temps tirés de régressions par pays : celles-ci ne sont peut-être pas robustes à la survenue du changement structurel, auquel cas elles conduisent à surestimer la persistance (Perron, 1989). Jugeant peu plausible que des modifications du cadre macroéconomique comme les ajustements du régime de politique monétaire n'affectent pas le processus d'inflation, Cogley et Sargent (2003), Levin et Piger (2003) et Benati (2004) ont considéré que des ruptures structurelles devraient être admises dans ces régressions. Cela implique que les coefficients ne sont pas fixes dans le temps mais peuvent varier. Estimant un modèle de régression par pays de ce type, Marques (2004) relève un faible niveau de persistance dans la zone euro et aux États-Unis. Benati (2004) et Levin et Piger (2003) aboutissent à la même conclusion pour plusieurs pays européens mais pas pour la zone euro, qui est absente de leurs groupes de données³. En revanche, les éléments pour la zone euro qui plaident en faveur des ruptures structurelles, et donc d'une faible persistance, sont sans doute fragiles d'un point de vue économétrique. O'Reilly et Whelan (2003) concluent que les tests de ruptures structurelles dans le processus d'inflation souffrent d'un biais de petit échantillon pour la zone euro. Une fois ce biais corrigé, ils estiment que l'hypothèse d'une absence de changement ne peut pas être écartée, ce qui implique alors une forte persistance. D'un autre côté, cette étude ne tient pas compte d'informations supplémentaires sur le profil temporel des modifications du régime monétaire et peut donc sous-estimer la probabilité d'une rupture.

L'Inflation Persistence Network de la BCE définit la persistance comme « la tendance de l'inflation à converger lentement (ou de façon léthargique) vers sa valeur à long terme »

(Angeloni et al., 2004). La plupart des études réalisées sous les auspices de ce réseau de recherche ne mettent pas en évidence une persistance beaucoup plus forte de l'inflation dans la zone euro qu'aux États-Unis (Ciccarelli, 2004 ; Doosche et Everaert, 2004).

Pour tester la possibilité que la somme des coefficients de l'inflation passée soit égale à l'unité dans l'équation (2), des régressions ont été effectuées avec cette contrainte imposée. Bien qu'un test de Wald rejette celle-ci, les coefficients de l'écart d'inflation et son interaction (s'il est négatif) avec les indicateurs structurels se révèlent robustes à cette contrainte. On peut donc penser que la persistance de l'inflation dans la zone euro – telle que définie ci-dessus – est en fait limitée, tandis que le manque de réactivité de l'inflation à un sous-emploi des ressources semble caractériser cette zone.

Notes

1. On ne suit donc pas sur ce point l'approche de Honohan et Lane (2003, 2004) qui posent l'hypothèse d'une parité de pouvoir d'achat absolue (convergence vers un même niveau de prix dans tous les pays) et introduisent donc directement les parités de pouvoir d'achat des pays par rapport à la zone euro dans l'équation. Ce choix est justifié par le fait que la parité de pouvoir d'achat relative est mieux définie dans les travaux empiriques (voir, par exemple, Krugman et Obstfeld, 1994). En dépit de la différence conceptuelle entre parité de pouvoir d'achat absolue et relative, ce choix a très peu d'importance dans le contexte méthodologique de la présente étude. L'inclusion d'effets fixes par pays et le choix d'une forme logarithmique pour le taux de change effectif réel impliquent que tous les coefficients estimés (en dehors de ceux des variables muettes par pays) sont invariants à des modifications, nationales et invariables dans le temps, du niveau des parités de pouvoir d'achat. Pour faire en sorte que les coefficients soient à peu près comparables à ceux de Honohan et Lane (2003, 2004), le logarithme du taux de change effectif réel est multiplié par 100.
2. L'interaction avec les écarts de production positifs n'a jamais été significative et a donc été éliminée. Les régressions dans lesquelles tous les indicateurs structurels interagissaient avec l'écart de production dans une seule équation n'ont pas donné de résultats satisfaisants. Cela peut traduire un effet de multicollinéarité, les indicateurs structurels étant étroitement corrélés.
3. Un problème récurrent lors de l'examen des caractéristiques longitudinales des données de la zone euro est que la période de janvier 1999 à la date présente est trop brève pour permettre l'estimation de modèles avec de nombreux paramètres, tandis que les échantillons plus longs agrégeant des données nationales antérieures à 1999 sont quelque peu artificiels.

ANNEXE 2.A2

Coût du logement et mesure de l'inflation

L'IPCH, principal indicateur de l'inflation utilisé par la BCE, ne tient pas compte des coûts du logement pour les propriétaires-occupants. Cette exclusion peut influencer l'évaluation de la stabilité des prix – situation telle que les anticipations d'une baisse ou d'une hausse des prix n'ont guère d'incidence sur les décisions des ménages –, étant donné que les variations des coûts du logement influencent clairement les anticipations d'inflation. Cette annexe décrit brièvement le traitement du logement dans l'IPCH et les principales raisons de l'exclusion des coûts du logement pour les propriétaires-occupants. Elle examine ensuite les avantages qu'il y aurait à construire un indicateur supplémentaire de l'inflation incorporant ces coûts et met en lumière les résultats ainsi obtenus.

Pourquoi l'IPCH ne tient pas compte des coûts du logement pour les propriétaires-occupants ?

En ce qui concerne les coûts du logement, l'IPCH n'inclut que les loyers effectivement acquittés par les locataires et les dépenses d'entretien légères à la charge des locataires et des propriétaires occupants¹. La principale raison de ce choix est la grande diversité des régimes applicables aux logements occupés par leur propriétaire. Par exemple, sur les 12 pays de la zone euro, quatre seulement incorporent des estimations des coûts des logements occupés par leur propriétaire dans leurs indices de prix à la consommation, et ces quatre pays utilisent trois méthodes différentes. Il a donc été impossible d'adopter d'un commun accord un indicateur de ces coûts lors de l'établissement de l'IPCH. En outre, par définition, l'IPCH ne couvre que les transactions monétaires effectives réalisées à des fins de consommation privée finale, ce qui exclut en principe les imputations (Eurostat, 2004). L'approche de la consommation privée monétaire finale implique que l'achat d'actifs, et notamment de logements, n'entre pas dans le champ de l'indice.

Les objectifs de comparabilité entre pays et de vérifiabilité constituent d'importants motifs pour restreindre la couverture de l'IPCH aux prix des transactions effectives (Eurostat, 2001). L'utilisation de prix effectifs limite le besoin de valeurs imputées, qui peuvent être perçues comme étant plus difficiles à contrôler et à comparer. Pourtant, même avec des prix effectifs, un processus de coordination récurrent s'impose (et est effectivement appliqué) pour harmoniser les méthodes utilisées afin d'ajuster les données de prix recueillies en fonction des variations de qualité – opération qui constitue en fait une imputation.

Une autre raison d'exclure les variations du coût des services de logement afférents aux propriétaires-occupants est que l'IPCH est officiellement défini comme étant un

« indice d'inflation pure » ou comme « n'étant pas un indice du coût de la vie » (Eurostat, 2004). En dépit du laconisme de sa définition, le concept d'inflation pure se réfère clairement à la mesure des variations des prix des biens et services achetés dans le cadre de transactions monétaires². D'un point de vue théorique, cela signifie que l'« indice d'inflation pure » devrait correspondre grosso modo au déflateur des encaisses monétaires réelles des ménages. Cette approche justifie l'exclusion des coûts imputés mais, symétriquement, elle exige que l'on prenne en compte les variations des prix des actifs acquis par les ménages, comme l'a préconisé Fisher (1911). Un choix de cette nature soulèverait des problèmes de mesure considérables, rendrait l'indice très différent des indices du coût de la vie (Diewert, 2002) et s'écarterait aussi de l'approche de la consommation finale sur laquelle repose simultanément l'IPCH. De plus, l'approche de l'inflation pure à la base de l'IPCH est en conflit avec l'ajustement recommandé des prix en fonction des variations de qualité qui impliquent « une différence significative d'utilité pour le consommateur » (Eurostat, 2001). De fait, le recours à l'ajustement en fonction de la qualité manque de fondements conceptuels indépendamment de la théorie des indices du coût de la vie (Cecchetti et Wynne, 2003).

Inconvénients potentiels de ce choix

L'une des limites de l'IPCH tient au fait que le panier de biens et de services sur lequel il est calculé ne tient pas compte d'une fraction substantielle de la consommation privée. Selon des estimations très prudentes, les données des comptes nationaux valorisent les loyers imputés des propriétaires-occupants à plus de 10 % de la consommation finale des ménages de la zone euro en 2002. À la suite de Marshall (1898), le Système de comptabilité nationale prévoit que « la valeur imputée des services de logement est enregistrée en dépense de consommation finale des propriétaires » (Groupe de travail intersecrétariats sur les comptes nationaux, 1993). Les réparations et améliorations importantes, autre poste de dépenses non recensé dans le panier de biens et services de l'IPCH, ont représenté environ 1 % de la consommation finale des ménages de la zone euro en 2002.

Comme le signale le Système de comptabilité nationale, une autre difficulté tient au fait que l'exclusion des coûts des logements occupés par leur propriétaire réduit la comparabilité entre pays étant donné que « *Le rapport entre le nombre de logements occupés par leurs propriétaires et le nombre de ceux qui sont loués peut varier fortement d'un pays à l'autre... ; par conséquent, les comparaisons, d'un pays à l'autre ou d'une période à l'autre, de la production et de la consommation de services de logement pourraient être faussées, si aucune imputation n'était faite pour la valeur des services de logement produits pour compte propre.* » (Groupe de travail intersecrétariats sur les comptes nationaux, 1993). Cependant, le Système de comptabilité nationale appelle aussi l'attention sur les inconvénients de cette méthode si elle est étendue à « *la production par les ménages de services domestiques et personnels destinés à leur propre consommation : préparation des repas, soins et éducation des enfants, nettoyage, réparations, etc.* » en notant que « *Il est clair que ces flux ont une signification économique très différente de celle des flux monétaires. C'est ainsi, par exemple, que les revenus générés sont automatiquement liés à la consommation des biens ou des services produits ; ils sont peu intéressants pour l'analyse de l'inflation, de la déflation ou d'autres déséquilibres intervenant au sein de l'économie.* » (Groupe de travail intersecrétariats sur les comptes nationaux, 1993).

Étant donné l'importance des services de logement des propriétaires-occupants dans la consommation privée, les variations de leurs prix affectent nécessairement les décisions

des ménages. À titre d'exemple, des services de logement de plus en plus coûteux pour les propriétaires-occupants impliquent une hausse du coût de la vie qui influencera la formation des salaires puis, potentiellement, les autres prix par le biais de la spirale salaires-prix. L'effet d'une hausse des coûts de logement unitaires des propriétaires-occupants est clair et instantané pour les primo-accédants potentiels et pour les propriétaires à la recherche d'un logement plus spacieux. Pour les autres propriétaires-occupants, cette hausse des prix des services de logement s'accompagne d'un accroissement du revenu de la propriété sous la forme d'une augmentation des loyers imputés. Par conséquent, les revendications salariales consécutives à une hausse du prix des services de logement pour les propriétaires-occupants peuvent prendre plus de temps pour se concrétiser que ce n'est le cas des autres prix. Toutefois, étant donné qu'elle correspond toujours à une diminution de la valeur de la monnaie, cette hausse de prix pèsera en définitive sur les décisions des ménages de la même façon que les autres formes d'inflation (Goodhart, 2001).

Dans la pratique, lorsqu'ils prennent des décisions économiques, les ménages tiennent compte du coût du logement. Le fait que les coûts de logement des propriétaires-occupants ne figurent pas dans l'IPCH peut aussi expliquer l'émergence d'un débat sur un découplage entre l'inflation mesurée et l'inflation perçue. Dans le cas de l'Italie, Marini *et al.* (2004) estiment qu'il faudrait, pour chaque année et depuis 2002, ajouter plus de 6 points de pourcentage à l'IPCH pour que les mesures des variations de la situation financière des ménages fondées sur des enquêtes correspondent aux données des comptes nationaux sur le revenu disponible des ménages corrigé de l'IPCH. Même si cette estimation apparaît excessive et si d'autres facteurs sont sans doute à l'œuvre³, elle accredit l'idée que l'IPCH diverge peut-être dans une certaine mesure du coût de la vie tel que le perçoivent les ménages européens.

Si l'on considère les autres pays, la majorité des banques centrales recourent à des indices de prix qui incluent le coût de logement des propriétaires-occupants (tableau 2.A2.1). C'est le cas notamment des États-Unis, où les deux principaux indicateurs de prix retenus par la Réserve fédérale prennent en compte les coûts de logement. Dans la zone euro, Eurostat, avec l'accord de la BCE, a fait en 1997 de l'incorporation dans l'IPCH des coûts de logement des propriétaires-occupants une priorité, et un groupe spécial a été mis sur pied en 1998 pour mettre en œuvre cette décision, mais le projet est encore au stade pilote. On a des raisons de penser qu'Eurostat pourrait choisir d'intégrer à l'IPCH les prix des logements occupés par leur propriétaire sur la base du coût d'acquisition, net du prix du terrain. Le choix du coût d'acquisition permettrait un traitement homogène du logement et des autres biens de consommation durables, puisque l'indice refléterait les mouvements effectifs des prix sur le marché immobilier dans la mesure où ils influent sur le comportement des ménages à un moment donné. Ce choix permettrait aussi d'assurer plus facilement une bonne comparabilité internationale tout en préservant le principe selon lequel l'indice doit être fondé sur les prix des transactions effectives. Néanmoins, comme toutes les autres options qui existent dans ce domaine, il présente certains inconvénients potentiels. Les achats de logements peuvent être considérés comme des investissements en capital fixe et être ainsi exclus des dépenses de consommation. La difficulté intrinsèque est de séparer la composante investissement de la composante consommation. S'il est proposé d'utiliser le coût d'acquisition, c'est parce que le coût du terrain est censé représenter l'investissement, tandis que le coût de la structure représente la consommation. Cependant, dans ce cas, la composante « logement des propriétaires-

occupants » du nouvel IPCH ne reflèterait qu'une fraction des coûts de logement, puisque le terrain représente généralement la moitié environ des prix des maisons dans les pays européens (Calmfors et al., 2005). De surcroît, les prix des terrains sont la composante la plus instable des prix des logements car ils expriment la valeur de rareté d'un bien non reproductible. Aussi, exclure les prix des terrains du nouvel indice risque de poser des problèmes lors de l'incorporation des coûts de logement des propriétaires-occupants dans l'IPCH élargi.

Tableau 2.A2.1. Le traitement de l'immobilier dans les mesures de prix utilisées par les principales autorités monétaires

Autorités monétaires	Mesure de prix	Organisme responsable	Traitement du coût des logements occupés par les propriétaires
US Federal Reserve	Déflateur de la consommation personnelle	Bureau of Economic Analysis	Coûts d'usage calculés par application d'un taux hypothécaire dépendant d'un ratio loyer/valeur aux prix des logements.
	Indice des prix à la consommation	Bureau of Labor Statistics	Loyers imputés basés sur les loyers effectifs ajustés pour tenir compte des différences de qualité entre les logements occupés par les propriétaires et les autres logements.
Banque centrale européenne	Indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH)	Commission européenne (Eurostat)	Non compris dans l'indice.
Banque du Japon	Indice des prix à la consommation hors produits alimentaires frais ¹	Bureau statistique	Loyers imputés basés sur les loyers effectifs.
Banque d'Angleterre	Indice des prix à la consommation (nom national pour l'IPCH)	National Statistics	Non compris dans l'indice.
Banque du Canada	Indice des prix à la consommation hors alimentation, énergie et taxes indirectes	Statistique Canada	Coûts d'usage comprenant le coût de l'intérêt hypothécaire, l'amortissement, les impôts fonciers, la maintenance, les primes d'assurance et autres charges.

1. Pays où la stabilité des prix n'est pas l'objectif primordial poursuivi par les autorités monétaires.

Notes

1. Les réparations et améliorations importantes ne sont pas prises en compte dans l'IPCH.
2. Un « indice d'inflation pure » pourrait aussi être interprété comme une mesure de l'inflation sur le modèle de l'école autrichienne, qui vise à suivre uniquement les variations de prix causées par des variations de la masse monétaire et non par des facteurs réels. Des mesures de ce type ont été construites pour les États-Unis par Quah et Vahey (1995) et pour la zone euro et les Pays-Bas par Fase et Folkertsma (1999). Bien qu'il soit défini comme un « indice d'inflation pure », l'IPCH n'appartient manifestement pas à cette catégorie, car il est calculé comme une moyenne, pondérée par la consommation, des variations des prix observées, sans application d'un filtre pour tenter d'éliminer les effets réels.
3. La perception de l'inflation peut aussi avoir été faussée par le fait que les hausses de prix après le passage à l'euro ont été anormalement fortes pour des articles de faible valeur mais de consommation courante (BCE, 2003b et Del Giovane et Sabbatini, 2004).

Bibliographie

- Adam, K. et M. Padula (2003), « Inflation Dynamics and Subjective Expectations in the United States », *Documents de travail de la BCE*, n° 222, Francfort.
- Akerlof, G., W. Dickens et W. Perry (1996), « The Macro-economics of Low Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Akerlof, G., W. Dickens et W. Perry (2000), « Near-rational Wage and Price Setting and the Long-run Phillips Curve », *Brookings Papers on Economic Activity*.
- Adema, Y. (2004), « A Taylor Rule for the Euro Area Based on Quasi-Real Time Data », *DNB Staff Reports*, n° 114, Amsterdam.
- Andrews, D. et H.Y. Chen (1994), « Approximately Median-Unbiased Estimation of Autoregressive Models », *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 12.
- Ang, A., S. Dong et M. Piazzesi (2004), « No-arbitrage Taylor rules », document non publié, téléchargé sur www.gsb.columbia.edu le 2 mars 2005.
- Angeloni, I., L. Aucremanne, M. Ehrmann, J. Gali, A. Levin et F. Smets (2004), « Inflation Persistence in the Euro Area: Preliminary Summary of Findings », document présenté lors de la conférence de la BCE sur la persistance de l'inflation tenue à Francfort les 10-11 décembre 2004, disponible sur www.ecb.int.
- Angeloni, I., A. Kashyap, B. Mojon et D. Terlizzese (2003), « Monetary Policy Transmission in the Euro Area: Where do we Stand? », dans Angeloni, I., A. Kashyap et B. Mojon (dir. publ.), *Monetary policy transmission in the euro area*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Artis, M. et A. Beyer (2004), « Issues in Money Demand », *Journal of Common Market Studies*, vol. 42.
- Avouyi-Dovi, S. et al. (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, Paris.
- Ball, L. (1994), « What Determines the Sacrifice Ratio? », dans N.G. Mankiw (dir. publ.), *Monetary Policy*, University of Chicago Press.
- Bårdsen, G., E. Jansen et R. Nymoen (2004), « Econometric Evaluation of the New Keynesian Phillips Curve », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 66.
- BCE (Banque centrale européenne) (2003a), *Structural Factors in the EU Housing Markets*, Francfort.
- BCE (2003b), *Bulletin mensuel*, octobre, Francfort.
- BCE (2004a), *Bulletin mensuel*, octobre, Francfort.
- BCE (2004b), *Bulletin mensuel*, mai, Francfort.
- BCE (2005a), *Bank Lending Survey*, janvier, Francfort.
- BCE (2005b), *Bulletin mensuel*, février, Francfort.
- Bean, C. (2003), « Asset Prices, Financial Imbalances and Monetary Policy: Are Inflation Targets Enough? », *Documents de travail de la BRI*, n° 140, Bâle.
- Bean, C. (2005), « Monetary Policy in an Uncertain World », *World Economics*, Vol. 6.
- Benati, L. (2004), « International Evidence on the Persistence of Inflation », document basé sur une présentation effectuée lors des réunions nord-américaines à l'été 2003 de la Econometric Society, téléchargé sur www.ssrn.com.
- Blanchard, O., F. Giavazzi et F. Sa (2005), « The US Current Account Deficit and the Dollar », document non publié, téléchargé sur www.aeaweb.org.
- Boone, L., N. Girouard et I. Wanner (2001), « Financial Market Liberalisation, Wealth and Consumption », *Documents de travail du Département des Affaires économiques de l'OCDE*, n° 308, Paris.
- Boone, L., F. Mikol et P. van den Noord (2004), « Wealth Effects on Money Demand in EMU: Econometric Evidence », *Documents de travail du Département des Affaires économiques de l'OCDE*, n° 411, OCDE, Paris.
- Borio, C. et P. Lowe (2002), « Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus », *Documents de travail de la BRI*, n° 114, Bâle.
- Brand, C. et Cassola, N. (2004), « A Money Demand System for Euro Area M3 », *Applied Economics*, vol. 36.

- Brook, A.M., F. Sedillot et P. Ollivaud (2004), « Les défis de la réduction du déficit de balance courante des États-Unis et conséquences pour les autres économies », *Revue économique de l'OCDE*, vol. 38, Paris.
- Bruggeman, A., P. Donati, et A. Warne, (2003), « Is the Demand for Euro Area M3 Stable? », *Documents de travail de la BCE*, n° 255, Francfort.
- Calmfors, L., G. Corsetti, S. Honkapohja, J. Kay, W. Leibfritz, G. Saint-Paul, H.-W. Sinn et X. Vives (2005), *Report on the European Economy*, CESIFO, Munich.
- Carnot, N., V. Koen et B. Tissot (2005), *Economic Forecasting*, Macmillan.
- Catte, P., N. Girouard, R. Price et C. André (2004), « La contribution des marchés du logement à la résilience économique », *Revue économique de l'OCDE*, vol. 38, Paris.
- Catte, P. et T. Sløk (2005), « Measures of Core Inflation », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, Paris, à paraître.
- Cecchetti, S. et M. Wynne (2003), « Defining Price Stability », *The Economic Journal*, vol. 490.
- Chortareas, G. et G. Kapetanios (2004), « Getting PPP Right: Identifying Mean-Reverting Real Exchange Rates in Panels », *Queen Mary University Working Paper*, n° 517.
- Ciccarrelli, M. (2004), « Inflation Persistence in the Euro Area - Discussion of aggregate and sectoral results », conférence de la BCE sur la persistance de l'inflation dans la zone euro, Francfort, 10-11 décembre 2004, disponible sur <http://www.ecb.int/events/pdf/conferences/inflationpersistence>.
- Coenen G. et J.-L. Vega (2001), « The Demand for M3 in the Euro Area », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 16, n° 6.
- Cogley, T. et T. J. Sargent (2003) « Drifts and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post-WWII United States », New York University, document non publié, téléchargé sur ideas.repec.org.
- Commission européenne (2003), *L'économie de l'UE : bilan de 2003*, Bruxelles.
- Cotis, J.P., J. Elmeskov et A. Mourougane (2005), « Estimates of Potential Output: Benefits and Pitfalls from a Policy Perspective », in Reichlin, L. (dir. publ.), *The Euro Area Business Cycle: Stylized Facts and Measurement Issues*, Centre for Economic Policy Research, Londres.
- Cournède, B., A. Janovskaia et P. van den Noord (2005), « Sources of Inflation Persistence in the Euro Area », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, Paris, à paraître.
- Cuaresma, J. C., E. Gnan et D. Ritzberger-Gruenwald (2003), « Searching for the Natural Rate of Interest: a Euro Area Perspective », *Oesterreiche Nationalbank Working Papers*, n° 84, Vienne.
- Del Giovane, P. et R. Sabatini (2004), « L'Introduzione dell'euro e la Divergenza tra Inflazione Rilevata e Percepita », *Tema di Discussione*, n° 532, Rome.
- Dhyne, E., L. Alvarez, H. Le Bihan, G. Veronese, D. Dias, J. Hoffmann, N. Jonker, P. Lünnehan, F. Rumler et J. Vilmunen (2004), « Price Setting in the Euro Area: Some Stylised Facts from Individual Consumer Price Data », communication présentée à la conférence de la BCE sur la persistance de l'inflation dans la zone euro, 10-11 décembre 2004, Francfort, disponible sur www.ecb.int/events/pdf/conferences/inflationpersistence.
- Diewert, E. (2002), « Harmonised Indices of Consumer Prices: their Conceptual Foundations », *Documents de travail de la BCE*, n° 130, Francfort.
- Dolado, J., R. Maria-Dolores et M. Naveira (2005), « Are Monetary Policy Reaction Functions Asymmetric? The Role of Nonlinearity in the Phillips Curve », *European Economic Review*, vol. 49.
- Dossche, M. et Everaert, G. (2004), « Measuring Inflation Persistence: a Structural Time Series Approach », conférence de la BCE sur la persistance de l'inflation dans la zone euro, Francfort, 10-11 décembre 2004.
- Drew, A., M. Kennedy et T. Sløk (2004), « Differences in Resilience between the Euro Area and the US Economies », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 382, Paris.
- Duisenberg, W. (1999), Transcription de la conférence de presse de la BCE du 9 novembre 1999, téléchargée sur www.ecb.int le 26 janvier 2005.
- Engel, C. et K. West (2004), « Taylor Rules and the Deutschmark-Dollar Real Exchange Rate », *NBER Working Paper Series*, n° 10995.
- Eurostat (2001), *Recueil de documents de référence sur l'IPCH*, Luxembourg.

- Eurostat (2004), *IPCH – Petit guide de l'utilisateur*, Luxembourg.
- Fabiani, S., M. Druant, I. Hernando, C. Kwapil, B. Landau, C. Loupias, F. Martins, T. Mathä, R. Sabbatini, H. Stahl et A. Stokman (2004), « The Pricing Behaviour of Firms in the Euro Area: New Survey Evidence », communication présentée à la conférence de la BCE sur la persistance de l'inflation dans la zone euro, 10-11 décembre 2004, Francfort, disponible sur www.ecb.int/events/pdf/conferences/inflationpersistence.
- Fagan, G. et J. Henry (1998), « Long Run Money Demand in the EU: Evidence from Area-Wide Aggregates », *Empirical Economics*, vol. 23.
- Fase, M. et C. Winder, (1998), « Wealth and the Demand for Money in the European Union », *Empirical Economics*, vol. 23.
- Fase, M. et C. Folkertsma (1999), « Measuring Inflation: an Attempt to Operationalize Carl Menger's Concept of the Inner Value Of Money », document présenté lors d'une conférence de la BRI sur les mesures de l'inflation sous-jacente et leur rôle dans la conduite de la politique monétaire, tenue à Bâle en juin 1999, disponible sur www.bis.org.
- Fisher (1911), *Purchasing Power of Money*, Macmillan, New York.
- Fischer, B., P. Köhler et F. Seitz (2004), « The Demand for Euro Area Currencies: Past, Present and Future », *Documents de travail de la BCE*, n° 330, Francfort.
- Fatum, R. et M. Hutchinson (2003), « Is Foreign Exchange Intervention Effective after all? An Event Study Approach », *The Economic Journal*, vol. 113.
- Friedman, M. (1988), « Money and the Stock Market », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 2.
- Gadea, M.D., A. Montanes et M. Reyes (2004), « The European Union Currencies and the US Dollar: from post-Bretton-Woods to the Euro », *Journal of International Money and Finance*, vol. 23.
- Gomez, M. et M. Melvin (2003), « Explaining the Early Years of the Euro Exchange Rate: an Episode of Learning about a New Central Bank », document non publié, disponible sur www.public.asu.edu.
- Goodhart, C. (2001), « What Weight Should be Given to Asset Prices in the Measurement of Inflation? », *The Economic Journal*, vol. 111.
- Gordon, R.J. (1982), « Why Stopping Inflation May be Costly: Evidence from Fourteen European Episodes », dans Robert E. Hall (dir.), *Inflation: Causes and Effects*, Chicago, Illinois, Chicago University Press.
- Greenspan, A. (2004), Déposition à la Chambre des Représentants des États-Unis le 21 juillet 2004, reproduite sur www.economist.com, consulté le 26 janvier 2005.
- Groupe de travail intersecrétariats sur les comptes nationaux (1993), *Système de comptabilité nationale*, Organisation des Nations unies, New York.
- Hau, H. et H. Rey (2003), « Exchange Rate, Equity Prices and Capital Flows », *CEPR Discussion Papers*, n° 3735.
- Henry, S. et A. Pagan (2004), « The Econometrics of the New Keynesian Policy Model: Introduction », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 66.
- Holden, J. (1994), « Wage Bargaining and Nominal Rigidities », *European Economic Review*, vol. 38.
- Holden, J. (2004), « The Costs of Price Stability: Downward Nominal Wage Rigidity in Europe », *Economica*, vol. 71.
- Honohan, P. et P. Lane (2003), « Divergent Inflation in EMU », *Economic Policy*, vol. 37.
- Honohan, P. et P. Lane (2004), « Exchange Rates and Inflation under EMU: an Update », *CEPR Discussion Paper Series*, n° 4583.
- Humpage, (2004), « On the Rotation of the Earth, Drunken Sailors, and Exchange Rate Policy », *Economic Commentary*, 15 février.
- Institut für Weltwirtschaft (2003), « Exkurs: Zur Stabilität der Geldnachfrage im Euroraum », Thesen zum Kieler Konjunkturgespräch, n° 68, septembre.
- Issing, O. (2004), Exposé à la conférence de la BCE sur la persistance de l'inflation dans la zone euro, Francfort, 10 décembre, téléchargé sur www.ecb.int le 20 décembre 2004.
- Kapetanios, G. et I. Shin (2003), « Unit Root Tests in Three-Regime SETAR Models », document tiré d'un exposé à la 57ème Conférence de l'ESEM tenue à Venise (Italie) en 2002, disponible sur <http://ideas.repec.org>.

- Koedijk, K., B. Tims et M. van Dijk (2004), « Purchasing Power Parity in the Euro Area », *Journal of International Money and Finance*, vol. 23.
- Krugman, P. et M. Obstfeld (1994), *International Economics*, troisième édition, Harper Collins.
- Kurz, C. et J. Hoffmann (2004), « A Rental-Equivalence Index for Owner-Occupied Housing in West Germany 1985 to 1998 », *Bundesbank Discussion Paper*, n° 08-2004.
- Levin, A. et J. Piger (2003), « Is Inflation Persistence Intrinsic in Industrial Economies? », *Working Papers of the Federal Reserve Bank of St. Louis*, n° 2002-023.
- Liew, V. (2003), « The Validity of PPP Revisited: An Application of Non-linear Unit Root Test », document non publié, disponible sur <http://ideas.repec.org>.
- Maria-Dolores, G., A. Montanes et M. Reyes (2004), « The European Union Currencies and the US Dollar: from Bretton-Woods to the Euro », *Journal of International Money and Finance*, vol. 23.
- Marini, G., A. Piergallini et P. Scaramozzino (2004), « Inflation Bias after the Euro: Evidence from the UK and Italy », *CEIS Tor Vergata Research Paper Series*, n° 60.
- Mark, N. (2005), « Changing Monetary Policy Rules, Learning, and Real Exchange Rate Dynamics », *NBER Working Paper Series*, n° 11061.
- Marques, C. R. (2004), « Inflation Persistence: Facts or Artefacts », *Documents de travail de la BCE*, n° 371, Francfort.
- Marshall, A. (1898), *Principles of Economics*, Macmillan.
- Mayes, D. et M. Viren (2002), « Asymmetry and the Problem of Aggregation in the Euro Area », *Empirica*, vol. 29.
- McAdam, P. et A. Willman (2004), « Supply, Factor Shares and Inflation Persistence: Re-Examining Euro Area New Keynesian Phillips Curves », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 66.
- Meese, R. et K. Rogoff (1988), « Was it Real? The Exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating Rate Period », *The Journal of Finance*, vol. 43.
- Mehra, Y. (2004), « The Output Gap, Expected Future Inflation and Inflation Dynamics: Another Look », *Topics in Macroeconomics*, vol. 4 Issue 1.
- Mésonnier, J.S. et J.P. Renne (2004), « A Time-Varying Natural Rate of Interest for the Euro Area », *Documents de travail de la Banque de France*, n° 115, Paris.
- Mishkin, F. (1990), « The Information in the Longer Maturity Term Structure About Future Inflation », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, n° 3.
- Mourougane, A. et H. Ibaragi (2004), « Is there a Change in the Trade-Off Between Output and Inflation at Low or Stable Inflation Rates? Some Evidence in the Case of Japan », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 379, Paris.
- Neely, C. (2004), « The Case for Foreign Exchange Intervention: The Government as a Long-term Speculator », *Federal Reserve Bank of St Louis Working Papers Series*, n° 2004-31.
- Nelson, E. (2003), « The Future of Monetary Aggregates in Monetary Policy Analysis », *Journal of Monetary Economics*, vol. 50.
- Nicoletti, G. et S. Scarpetta (2003), « Regulation, Productivity and Growth: OECD Evidence », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 347, Paris.
- Nunziata, L. et C. Bowdler (2005), « Inflation Adjustment and Labour Market Structures: Evidence from a Multi-Country Study », *IZA Discussion Paper*, n° 1510, Bonn.
- van den Noord, P. (2004), « Cyclical Divergence in the Euro Area: The Housing Channel », *Documents de travail du Département des Affaires économiques de l'OCDE*, n° 400, Paris.
- van den Noord, P. (2005), « Tax Incentives and House Prices in the Euro Area: Theory and Evidence », *Économie internationale*, Vol. 101, CEPII, Paris.
- O'Reilly, G. et K. Whelan (2003), « Has Euro Area Inflation Persistence Changed over Time? », *Documents de travail de la BCE*, n° 335, Francfort.
- Orphanides, A. et S. van Norden (2002), « The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time », *Review of Economics and Statistics*, vol. 84.
- Paloviita, M. (2004), « Inflation Dynamics in the Euro Area and the Role of Expectations: Further Results », *Bank of Finland Discussion Paper*, n° 21, Helsinki.

- Perron, P. (1989), « The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis », *Econometrica*, vol. 57.
- Poterba, J. (1992), « Taxation and Housing: Old Questions, New Answers », *American Economic Review*, vol. 82.
- Quah, D. et S. Vahey (1995), « Measuring Core Inflation », *The Economic Journal*, vol. 105.
- Sarno, L. et M. Taylor (2001), « Official Intervention in the Foreign Exchange Market: Is It Effective and, If so, How Does It Work? », *Journal of Economic Literature*, vol. 39.
- Sinn, H.W. et F. Westermann (2001), « Why Has the Euro Been Falling? An Investigation into the Determinants of the Exchange Rate », *NBER Working Papers*, n° 8352.
- Taylor, J. (1993), « Discretion versus Policy Rules in Practice, » *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 39.
- Taylor, M. (2002), « A Century of Purchasing Power Parity », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 84.
- Taylor, M. (2004), « Is Official Exchange Rate Intervention Effective? », *Economica*, vol. 71.
- Tobin, J. (1972), « Inflation and Unemployment », *American Economic Review*, vol. 62.
- Verbrugge, R. (2004), « The Puzzling Divergence of Aggregate Rents and User Costs, 1978-2001 », document non publié, téléchargé sur www.ipeer.ca le 8 février 2005.
- White, H. (1980), « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, vol. 48.
- Wicksell, K. (1898), *Interest and Prices*, Macmillan, Londres.
- Woodford, M. (2003), *Interest and Prices*, Princeton University Press, Princeton.