

La persistance de l'inflation en France et dans la zone euro

Depuis mi-2000, l'inflation dans la zone euro dépasse régulièrement la limite maximale fixée par l'Eurosystème pour définir la stabilité des prix, à savoir un niveau inférieur à, mais proche de 2 %. Cette situation est préoccupante car la zone euro a connu, depuis 2001, un ralentissement conjoncturel — dont on pouvait attendre un relâchement des tensions inflationnistes — et une période de forte appréciation du taux de change effectif nominal de l'euro à partir du deuxième semestre 2002 — dont l'impact spontané est désinflationniste. L'article montre que le niveau élevé de l'inflation s'explique par différents facteurs parmi lesquels la survenance de plusieurs chocs affectant les économies de la zone euro, ainsi que par la persistance intrinsèque de l'inflation, c'est-à-dire sa tendance à revenir lentement à son niveau de long terme, en raison de rigidités dans les mécanismes de transmission de ces chocs à l'ensemble de l'économie.

Un petit modèle à anticipations rationnelles calibré sur la zone euro est présenté pour expliciter du point de vue théorique la notion de persistance de l'inflation. Celle-ci est d'autant plus faible que les anticipations des agents économiques dépendent des évolutions futures ou que la politique monétaire est réactive. Cherchant à quantifier le phénomène, l'article présente les résultats de simulations sur les modèles NiGEM et Mascotte. Il met en évidence que l'effet désinflationniste de l'appréciation de l'euro l'a emporté sur l'effet inflationniste de la remontée récente des prix du pétrole, sous réserve que les mécanismes de transmission des chocs aient joué pleinement. En revanche, au plan interne, la faiblesse des gains de productivité, notamment dans les activités de services, contribue à expliquer la persistance, à un niveau élevé, de l'inflation en France comme dans la zone euro. Les chocs sur les tarifs publics et la fiscalité indirecte ont aussi contribué de façon importante à la hausse des prix.

L'effet de ces chocs inflationnistes a été amplifié par l'existence de retards importants dans les modes de fixation des prix qui contribuent à accroître la persistance de l'inflation, les prix réagissant aux chocs transitoires avec une certaine inertie. Cette propriété est illustrée par deux exemples sur la France en 2003 : d'une part, les prix de production (prix de valeur ajoutée) reflétaient encore, cette année là, la dégradation de la productivité du travail intervenue en 2001-2002 et, d'autre part, l'appréciation de l'euro ne s'est transmise que lentement aux prix de consommation en raison d'un phénomène de reconstitution des marges à l'importation.

Olivier DE BANDT
Arthur SAINT-GUILHEM
Hervé LE BIHAN
Julien MATHERON

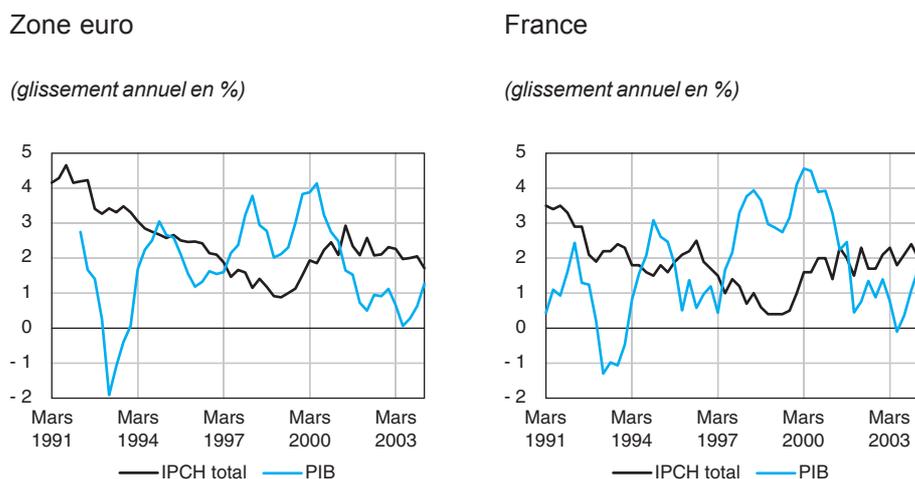
*Direction générale des Études et des Relations internationales
Service d'Études macroéconomiques et de Prévision
Service d'Étude sur les économies étrangères
Centre de Recherche*

NB : Les auteurs remercient M. Baghli, L.-M. de Belleville et J.-P. Villetelle pour leur aide dans l'élaboration de cet article.

1. Introduction

Face à l'objectif de l'Eurosystème d'atteindre un taux d'inflation — mesuré par le glissement annuel de l'indice des prix de consommation harmonisé (IPCH) — inférieur à, mais proche de 2 % à moyen terme, force est de constater une certaine résistance de l'inflation à la baisse dans la zone euro : de juin 2000 à mai 2004, le glissement annuel de l'IPCH de la zone euro a, la plupart du temps, atteint ou dépassé le seuil de 2 % et il n'est descendu transitoirement en dessous de celui-ci qu'un mois sur six en moyenne. Cette situation est d'autant plus préoccupante que les économies de la zone euro font face, depuis 2001, à un ralentissement marqué de l'activité qui aurait dû conduire au relâchement des tensions inflationnistes, et, depuis la fin d'année 2002, à une forte appréciation du taux de change effectif nominal de l'euro dont l'effet spontané est désinflationniste. La France, de son côté, a connu une évolution peut-être encore plus marquée, puisque l'écart d'inflation avec la zone euro, négatif jusqu'en 2002 — l'inflation française était inférieure à celle de la zone euro — s'est inversé depuis le début de l'année 2003¹. Le graphique 1, ci-dessous, met en évidence, à cet égard, un effet de ciseau : par opposition à la période de la fin des années 1990, caractérisée par une forte croissance et une faible inflation, la période actuelle des années 2001-2003 est marquée par une faible croissance et une remontée de l'inflation. Le même type de phénomène s'observe si l'on se concentre sur l'IPCH hors énergie et alimentation non transformée.

Graphique 1
Glissement annuel du PIB et de l'IPCH trimestriel



Source : Eurostat, INSEE

¹ Voir l'éditorial du *Bulletin de la Banque de France* de décembre 2003

Il convient donc de s'interroger, notamment du point de vue de la politique monétaire, sur les sources de la persistance observée dans le taux d'inflation. Deux grands types d'explications sont possibles : d'une part, l'économie européenne a subi une succession de « chocs » défavorables, de nature externe (prix du pétrole et des matières premières) ou interne (chocs sur les tarifs publics et la fiscalité indirecte, modifications des anticipations des agents économiques dans un sens inflationniste, en raison de pertes de repères à l'occasion du passage à l'euro) et, d'autre part, les mécanismes de transmission des chocs macroéconomiques, en particulier les comportements de fixation des prix, sont lents, ce qui est une source potentielle de persistance « intrinsèque » de l'inflation.

La persistance intrinsèque de l'inflation se définit comme la tendance de l'inflation, suite à un choc inflationniste transitoire, à ne revenir que lentement à son niveau d'équilibre, qui peut correspondre au niveau d'inflation que cherche à atteindre la banque centrale. Comme l'ont montré Levin et Piger (2002) pour les États-Unis, la survenance de chocs importants affectant l'économie américaine ou des changements de régime ont parfois conduit à conclure, par erreur, à l'accroissement de la persistance. C'est pourquoi, il importe d'étudier simultanément les chocs qui ont affecté l'économie et la réaction de cette dernière, la forte persistance pouvant trouver son origine dans l'existence de rigidités dans le processus de formation des anticipations des agents ou dans les comportements de fixation des marges et des salaires.

Une première partie montre que les chocs externes qui ont affecté l'économie de la zone euro au cours de ces dernières années ne suffisent pas à expliquer le maintien à un niveau élevé de l'inflation. Une deuxième partie indique que celle-ci est assez largement déterminée, en France comme dans la zone euro, par des relèvements de taxes indirectes et les tarifs publics. Une dernière partie étudie plus particulièrement les mécanismes de transmission de ces chocs affectant l'économie française et montre que la persistance actuelle de l'inflation est conforme aux comportements habituels des agents économiques estimés sur la France, caractérisés par une grande lenteur d'ajustement aux chocs.

2. Approche modélisée des chocs externes

Une maquette stylisée et calibrée de la zone euro est tout d'abord utilisée pour apprécier l'impact des délais de transmission des chocs qui peuvent affecter l'évolution des prix en France et dans la zone euro. Elle permet d'illustrer les effets des caractéristiques structurelles de l'économie, s'agissant notamment de la formation des anticipations et des réactions de la politique monétaire. Les résultats à court terme de variantes réalisées à partir de modèles économétriques, estimés à partir des données statistiques de la zone euro sont ensuite présentés. Les modèles utilisés sont NiGEM² et Mascotte, le modèle de prévision trimestriel de la Banque de France³. Les résultats permettent de conclure que les chocs externes qui ont affecté la zone euro ont été de forte ampleur, mais se révèlent insuffisants pour expliquer la persistance actuelle de l'inflation.

2.1. Les enseignements d'un modèle stylisé de la zone euro

Pour expliciter le lien entre caractéristiques structurelles de l'économie et réponse à des chocs externes, une maquette stylisée avec anticipations rationnelles est utilisée. La maquette est composée d'un petit nombre d'équations de formation des prix en économie ouverte, avec une courbe d'offre et de demande incluant les anticipations des agents (salariés et entreprises) et une fonction de réaction de la politique monétaire (cf. encadré 1). La plupart des équations du modèle traduisent une inertie dans les comportements qui influence les délais de transmission des chocs.

Encadré 1

Une maquette théorique en économie ouverte

La maquette en économie ouverte à anticipations rationnelles, inspirée du modèle de Batini et Haldane (1999), illustre les déterminants de la persistance de l'inflation¹.

Elle est essentiellement constituée d'une courbe de Phillips et d'une courbe IS dynamique étendue à une économie ouverte. Elle se compose des équations suivantes :

$$(1) \quad Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 E_t Y_{t+1} - \alpha_3 (i_t - E_t \pi_{t+1}) - \alpha_4 (p_t^d - p_t^{d*} - e_t) + e_t^y$$

$$(2) \quad \pi_t^d = \beta_1^d \pi_{t-1}^d + \beta_2^d E_t \pi_{t+1}^d + \beta_3^d (w_t - p_t^d + p_t + \gamma_t) + e_t^{\pi d}$$

$$(3) \quad \pi_t^w = \beta_1^w \pi_{t-1}^w + \beta_2^w E_t \pi_{t+1}^w + \beta_3^w (\alpha y_t - w_t) + e_t^{\pi w}$$

$$(4) \quad \pi_t^f = \beta_1^f \pi_{t-1}^f + \beta_2^f E_t \pi_{t+1}^f + \beta_3^f (p_t^{f*} + e_t - p_t^f) + e_t^{\pi f}$$

$$(5) \quad \pi_t = (1 - \delta) \pi_t^d + \delta \pi_t^f$$

$$(6) \quad i_t = a_i i_{t-1} + (1 - a_i) (a_\pi \pi_t + a_y y_t)$$

$$(7) \quad E_t e_{t+1} = e_t + i_t - i_t^* - e_t^{\pi p}$$

² NiGEM, The National Institute Global Econometric Model, logiciel de modélisation macroéconomique multinational géré par le National Institute of Econometric and Social Research (NIESR) de Londres. La version utilisée pour les simulations est celle de janvier 2004.

³ Voir Baghli et al. (2003, 2004)

Les variables sont exprimées en écart, en pourcentage ou en point de pourcentage à la trajectoire d'équilibre. Les variables y_t , π_t , π_t^d , π_t^f , π_t^w , i_t , i_t^* , e_t représentent respectivement l'écart de production, l'inflation (croissance des prix à la consommation), la croissance de prix à la valeur ajoutée, la croissance des prix à l'importation, la croissance des salaires, les taux d'intérêt nominaux domestique et étranger et le taux de change (la valeur du dollar exprimée en euros). Les termes p_t , p_t^d , p_t^f , p_t^w , p_t^* sont les logarithmes des prix de la consommation, de la valeur ajoutée, des importations ainsi que du prix des exportations de la zone euro et des concurrents, tous deux exprimés en monnaie étrangère, tandis que w_t est le logarithme du salaire réel (déflaté par le prix à la consommation). Les termes e_t^y , $e_t^{\pi^d}$, $e_t^{\pi^f}$, $e_t^{\pi^w}$ et $e_t^{\pi^*}$ sont des chocs autocorrélés.

La première équation décrit les comportements de demande. C'est une courbe IS « prospective » reliant l'écart de production au taux d'intérêt réel et au taux de change réel (l'intervention de cette dernière variable reflète l'élasticité des exportations aux prix). La deuxième équation représente les variables d'offre et correspond à une « nouvelle courbe de Phillips » décrivant la formation des prix des producteurs qui fixent leur prix à partir des coûts marginaux, sous l'hypothèse d'une inertie des prix et d'anticipations rationnelles. La troisième équation décrit l'évolution des salaires nominaux, qui s'ajustent progressivement à une valeur cible et dépendent par ailleurs de l'écart de production. Les deux équations suivantes représentent les autres indicateurs de prix : les prix des importations s'ajustent progressivement à la valeur du coût marginal, ici le prix du bien, converti en euros, sur le marché mondial. La répercussion incomplète des fluctuations du taux de change est traduite par la rigidité des prix à l'importation par rapport au taux de change réel. À long terme, la répercussion est complète et le taux de change réel d'équilibre est fixe. La cinquième équation définit de façon comptable l'indice des prix à la consommation comme une somme pondérée des prix domestiques et du prix des importations, en fonction de la part des importations dans le PIB. Enfin, les deux dernières équations décrivent le marché monétaire et le marché des changes. La sixième équation décrit la fonction de réaction de la politique monétaire, selon laquelle la banque centrale réagit à l'inflation et à l'écart de production tout en lissant les taux d'intérêt. La septième équation introduit la règle de la parité non couverte des taux d'intérêt comme déterminant du taux de change, compte tenu d'une prime de risque.

Source : Le Bihan, Matheron (2004)

¹ Voir aussi Svensson (2000), McCallum et Nelson (2000), Smets et Wouters (2002).

La maquette permet de rendre compte de la persistance de l'inflation. À cette fin, le tableau 1 de l'encadré 2 fournit un indicateur de persistance obtenu à l'aide de simulations de la maquette, sous différentes configurations des paramètres. Le modèle est simulé soit avec des anticipations adaptatives (c'est-à-dire qu'elles sont aussi fondées sur les évolutions passées), soit avec des anticipations fondées sur les évolutions futures. De la même façon, le modèle est simulé en supposant une politique monétaire, soit réactive, soit au contraire accommodante (la première se distingue de la seconde par un coefficient associé à l'inflation plus élevé dans la fonction de réaction de la banque centrale). Il en ressort clairement que la persistance est d'autant plus élevée que les anticipations sont adaptatives et que la politique monétaire est accommodante. Au contraire, la persistance est d'autant plus faible que les anticipations des agents intègrent les évolutions futures ou que la politique monétaire est réactive. Dans toutes les configurations envisagées, l'inflation présente une persistance relativement importante. En effet, la maquette incorpore de nombreuses sources de rigidités nominales (comme le degré d'inertie des prix) ou réelles (comme la faiblesse de la réponse des salaires à la situation conjoncturelle). On doit donc s'attendre à un effet prolongé des différents chocs qui se manifestent dans l'économie.

Le modèle illustre donc que l'inflation peut présenter une certaine persistance, au sens où elle revient lentement à son niveau de référence après avoir subi des chocs. Toutefois, il se prête mal à une analyse fine des chocs observés en réalité. C'est pourquoi, dans la suite, l'analyse s'appuie sur les modèles macroéconométriques NiGEM et Mascotte.

Encadré 2

Mesure de la persistance de l'inflation

La maquette présentée dans l'encadré 1 est calibrée pour refléter l'économie de la zone euro en fréquence trimestrielle. Dans la version de référence du modèle, les paramètres sont choisis de la façon suivante. Compte tenu de la grande diversité des résultats économétriques les concernant, les paramètres décrivant le poids des termes futurs et passés dans les équations d'inflation et la courbe IS, sont fixés à 0,5 (soit $\alpha_1 = \alpha_2 = 0,5$, et $\beta_1^f = \beta_2^f = 0,5$ pour $i=d,f,w$). Par ailleurs, un étalonnage standard des modèles à fondements microéconomiques sous-jacents aux équations (1) à (4) donne $\alpha_3 = 0,5$, $\alpha_4 = 0,05$, $\beta_3^f = 0,37$, $\beta_3^d = 0,015$, $\beta_3^w = 0,035$, $\gamma = 1$ et $\alpha = 0,20$. Le paramètre $\delta = 0,15$ reflète la part des importations extra zone dans le PIB de la zone euro. Les paramètres de la fonction de réaction sont $a_i = 0,4$, $a_\pi = 1,5$, $a_y = 0,10$, afin d'incorporer un objectif de stabilisation de l'inflation (et éventuellement de la production) et un lissage des taux d'intérêt¹.

Tableau 1 : Indicateurs de persistance de l'inflation selon les caractéristiques de l'économie

Caractéristiques du modèle	Persistance de l'inflation (somme des coefficients auto-régressifs)	Ecart-type de l'inflation
Modèle de référence	0,93	1,00
Modèle avec anticipations largement tournées vers le futur	0,87	0,58
Modèle avec anticipations adaptatives	0,96	1,06
Politique monétaire réactive	0,88	0,46
Politique monétaire accommodante	0,96	2,00

Note : L'écart-type de l'inflation est normalisé à 1 dans le modèle de référence. Sur le plan statistique, la persistance peut se mesurer par la somme des coefficients de l'inflation retardée dans un modèle autorégressif de type $\pi_t = \mu_0 + \mu_1 \pi_{t-1} + \mu_2 \pi_{t-2} + \dots + \mu_p \pi_{t-p} + \varepsilon_t$, soit $\rho = \mu_1 + \mu_2 + \dots + \mu_p$. Plus p est grand, plus les chocs ont un effet durable et plus la persistance est élevée.

Le tableau 1 illustre ce phénomène en fournissant un indicateur de persistance lorsque le modèle est simulé avec des anticipations plutôt adaptatives ($\beta_1^d = \beta_1^w = 0,75$ et $\beta_2^d = \beta_2^w = 0,25$) ou fondées sur les évolutions futures ($\beta_1^d = \beta_1^w = 0,25$ et $\beta_2^d = \beta_2^w = 0,75$). De la même façon, le modèle est simulé en supposant une politique monétaire réactive ($a_i = 0,4$, $a_\pi = 3$, $a_y = 0,10$) ainsi qu'une politique accommodante ($a_i = 0,4$, $a_\pi = 1,1$, $a_y = 0,10$). Les variances et coefficients de persistance sont obtenus en utilisant la calibration $\sigma^y = 0,01$, $\sigma^{ml} = 0,001$, $\sigma^{pf} = 0,005$, $\sigma^{pw} = 0,001$ et $\sigma^{pp} = 0,01$ et les coefficients d'autocorrélation sont $\rho^y = 0,8$, $\rho^{ml} = 0,6$, $\rho^{pf} = 0,6$, $\rho^{pw} = 0,6$ et $\rho^{pp} = 0,5$.

Source : Le Bihan et Matheron (2004)

¹ Ces valeurs sont courantes dans la littérature. Il faut souligner que l'inflation et le taux d'intérêt sont exprimés en taux trimestriels.

2.2. Enseignements tirés des modèles de prévision

Les modèles NiGEM pour la zone euro et Mascotte pour la France permettent de quantifier la réponse aux chocs externes observés au cours des dernières années. Entre le deuxième trimestre 2002 et la fin de l'année 2003, une forte appréciation du taux de change effectif nominal de l'euro — reflétant principalement une appréciation de l'euro vis-à-vis du dollar américain — et une hausse moyenne du cours du pétrole brut en dollars ont été observées simultanément. Depuis le début de l'année 2004, les prix du pétrole en dollars se sont de nouveau fortement accrus, atteignant environ 36 dollars le baril au deuxième trimestre 2004.

Sur la base de simulations réalisées à l'aide du modèle multinational NiGEM, il est possible de comparer la trajectoire observée de l'IPCH dans la zone euro en 2003 et au début 2004 à celle, fictive, qui aurait prévalu en l'absence de mouvements sur les marchés des changes et du pétrole. Cette trajectoire fictive est obtenue en supposant que les cours du pétrole brut, de l'euro et de la livre sterling par rapport au dollar se seraient stabilisés depuis le deuxième trimestre 2002 à respectivement USD 25, USD 0,94 et USD 1,48 (cf. graphique 2).

Selon les simulations, les évolutions simultanées des cours du pétrole et de l'euro par rapport au niveau atteint au deuxième trimestre 2002 ont été globalement désinflationnistes : elles ont contribué à faire baisser l'inflation de 1,3 point à la fin 2003. Au total, l'effet inflationniste « pétrole » ne compense donc l'effet désinflationniste « change » que dans une faible mesure.

L'inclusion du deuxième trimestre 2004, pendant lequel le taux de change de l'euro s'est à peu près stabilisé et le prix du pétrole s'est encore accru de plus de 5 dollars par baril, réduirait quelque peu cet impact.

Tableau 2

Glissement annuel de l'IPCH de la zone euro, impact des mouvements de change et de prix du pétrole observés depuis le deuxième trimestre 2002

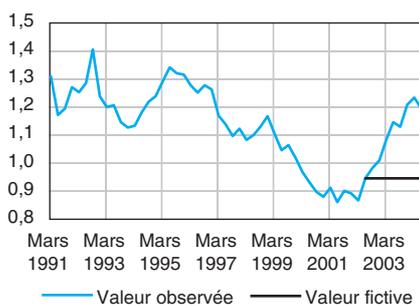
	<i>(écart en points de croissance par rapport à la situation de référence)</i>						
	2002 T3	2002 T4	2003 T1	2003 T2	2003 T3	2003 T4	2004 T1
Effet « change »	- 0,08	- 0,20	- 0,46	- 0,87	- 1,11	- 1,38	- 1,62
Effet « pétrole »	0,03	0,06	0,16	0,15	0,09	0,08	0,01
Total	- 0,05	- 0,14	- 0,31	- 0,72	- 1,02	- 1,30	- 1,60

NB : La hausse du cours du pétrole brut contribue à accroître le taux d'inflation, mesuré en glissement annuel de l'IPCH, de 0,15 point au deuxième trimestre de 2003 (effet « pétrole »). Parallèlement, l'appréciation de l'euro et de la livre réduit le glissement annuel de l'IPCH de 0,87 point au deuxième trimestre de 2003 (effet « change »)⁴. Au total, au deuxième trimestre de 2003, l'appréciation de l'euro et de la livre et la hausse du cours du Brent ont contribué pour 0,72 point à la baisse du glissement annuel de l'IPCH.

⁴ Toutes choses étant égales par ailleurs, les effets de l'appréciation de la livre sont inflationnistes à court terme sur les prix dans la zone euro, *via* les hausses des prix d'importation en provenance du Royaume-Uni, selon des simulations réalisées dans le modèle NiGEM. Sur la période étudiée, ces effets sont venus compenser — dans une faible mesure — les effets désinflationnistes de l'appréciation de l'euro.

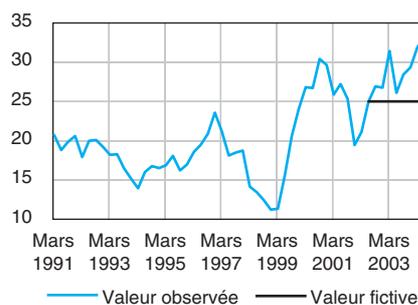
Graphique 2
Hypothèses conventionnelles de change et de prix du pétrole
retenues pour les simulations

Taux de change de l'euro
 contre le dollar américain
 (en dollars américains pour un euro)



Prix du *Brent*

(en dollars américains)



On peut donc estimer que, si le cours du pétrole brut et le cours de l'euro s'étaient stabilisés après le deuxième trimestre 2002, le glissement annuel de l'IPCH de la zone euro aurait été, toutes choses étant égales par ailleurs, de 3,4 % au quatrième trimestre 2003 et 3,3 % au premier trimestre 2004, au lieu de 2,1 % et 1,7 % constatés.

Pour la France, Mascotte fait apparaître des résultats similaires⁵ : l'appréciation de l'euro aurait conduit, toutes choses étant égales par ailleurs, à une baisse du glissement annuel de l'IPCH de 1,2 point à la fin 2003 et de 1,4 point au premier trimestre 2004. Celle-ci aurait été compensée par l'effet sur le glissement annuel de l'appréciation du prix du pétrole, à hauteur de 0,2 point fin 2003 et 0,1 point au premier trimestre 2004.

Tableau 3
Glissement annuel de l'IPCH de la France, contribution des évolutions
observées depuis le deuxième trimestre 2002

(écart en points de croissance par rapport à la situation de référence)

	2002 T3	2002 T4	2003 T1	2003 T2	2003 T3	2003 T4	2004 T1
Effet « change »	- 0,06	- 0,15	- 0,36	- 0,68	- 0,90	- 1,19	- 1,42
Effet « pétrole »	0,08	0,13	0,33	0,26	0,18	0,19	0,07
Total	0,02	- 0,02	- 0,02	- 0,42	- 0,72	- 1,00	- 1,36

Il convient de relativiser l'impact de ces chocs, compte tenu du caractère relativement erratique de l'évolution du prix du pétrole : l'effet sur 2003 et 2004 serait plus marqué si l'on prenait la référence de USD 20 le baril, niveau atteint au quatrième trimestre 2001. Ainsi, selon Mascotte et NiGEM, l'effet total sur le glissement annuel de l'IPCH, au bout d'un an, d'une hausse permanente de 25 %

⁵ Le léger écart entre la simulation pour la France et pour la zone euro s'explique, notamment, par le fait que NiGEM est un modèle multinational qui intègre les effets indirects des chocs sur les prix d'importation, alors que la variante réalisée avec Mascotte, même bouclée à NiGEM, ne les prend en compte que partiellement. La politique monétaire est exogène dans les deux cas.

du prix du pétrole (USD 25 le baril, contre USD 20) est de 0,5 point en France (un choc de 10 % a un impact de l'ordre de 0,2 point – cf. tableau 4) et 0,28 point dans la zone euro (un choc de 10 % a un impact de l'ordre de 0,11 point). Mais cela ne met pas en cause le diagnostic que les chocs sur le prix du pétrole ne sont pas suffisants pour expliquer la dynamique récente de l'inflation.

Tableau 4

Impact à un an sur l'inflation d'un choc permanent sur le prix du pétrole selon différents modèles économétriques

Hypothèse d'une hausse de 10 % du prix du pétrole en dollars

	<i>(en points de %)</i>
	Impact au bout de quatre trimestres sur le glissement annuel de l'IPCH
Zone euro	
Nigem	0,11
Multimod	0,26
France	
Nigem	0,16
Mascotte	0,20

3. Le rôle des variables internes

Face aux chocs qui ont affecté les économies de la zone euro au cours des dernières années, le comportement de marge des producteurs ou des fournisseurs, de même que les coûts unitaires du travail, constituent des candidats potentiels pour expliquer la persistance à un niveau élevé de l'inflation.

En fait, les marges intérieures ont augmenté dans la zone euro au début de l'année 2003 et se sont plutôt dégradées en France. En revanche, la diminution des gains de productivité a entraîné une hausse sensible des coûts unitaires du travail et, par là, une hausse des prix dans les services. Le choc le plus significatif provient toutefois des hausses de fiscalité indirecte et de prix administrés.

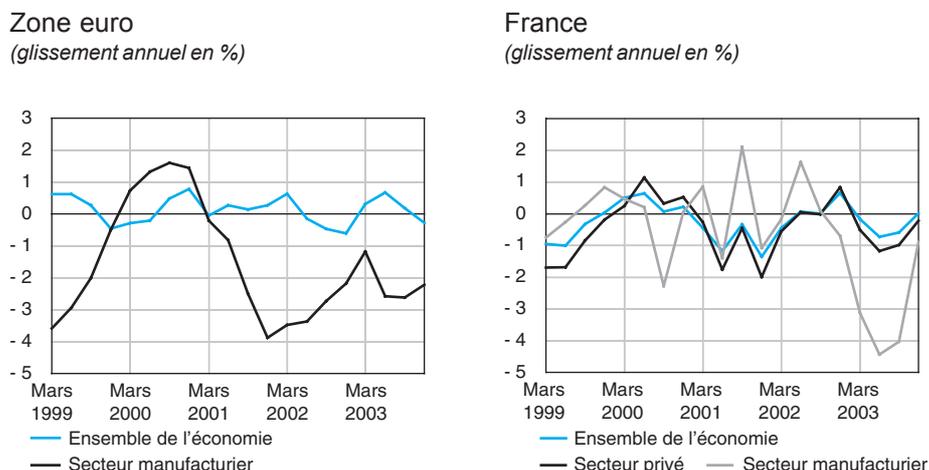
3.1. Des marges intérieures plutôt dégradées

Comme l'indique le graphique 3, les marges intérieures (prix de valeur ajoutée rapportés aux coûts unitaires du travail – CUT⁶), en baisse depuis 2001, ont légèrement augmenté dans la zone euro au cours des trois premiers trimestres de 2003. Dans le secteur manufacturier, la baisse des marges intérieures, amorcée en 2001 et 2002, s'est poursuivie en 2003.

En France, que les marges soient mesurées au niveau de l'ensemble de l'économie (prix du PIB rapporté aux coûts unitaires du travail) ou au niveau du secteur productif ou du seul secteur manufacturier (prix de valeur ajoutée rapporté aux CUT du secteur des entreprises ou du secteur manufacturier), leur glissement annuel est négatif, alors qu'elles s'étaient fortement accrues en 1999-2000 : sur la période récente, les marges ont donc été « pro-cycliques » et leur évolution ne permet donc pas d'expliquer la persistance de l'inflation.

⁶ Les CUT sont mesurés en rapportant le coût salarial nominal par tête à la productivité du travail par tête.

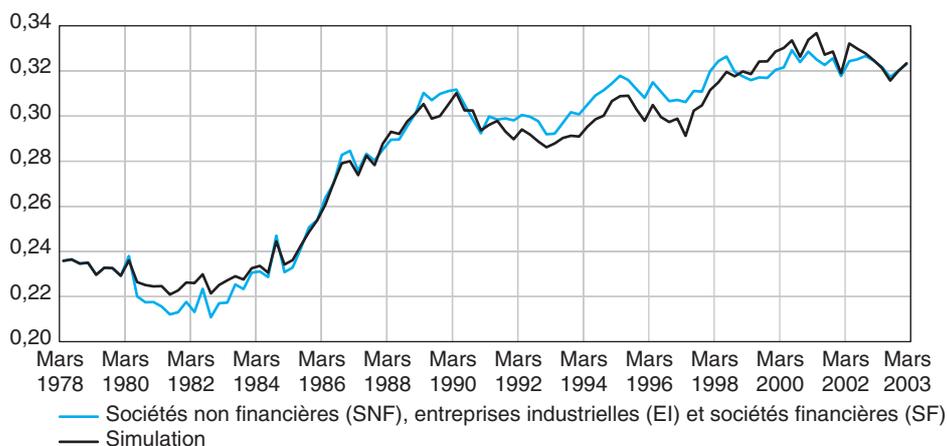
Graphique 3
Marges sur coût unitaire du travail
 Ratio prix de valeur ajoutée/coût unitaire du travail



Source : Eurostat, INSEE, calculs Banque de France

Ce comportement habituel du taux de marge en France est d'ailleurs confirmé par la simulation d'une équation réduite de taux de marge dans le secteur productif⁷ (Baghli, Cette, Sylvain, 2003) dont les déterminants sont le taux d'utilisation des capacités de production, le prix du pétrole, la moyenne des taux d'intérêt réels à court et à long termes. Sur les années 2002-2003, la simulation est parfaitement en ligne avec les évolutions observées et confirme donc l'absence de changement dans le comportement de marge des entreprises.

Graphique 4
Taux de marge dans le secteur productif en France



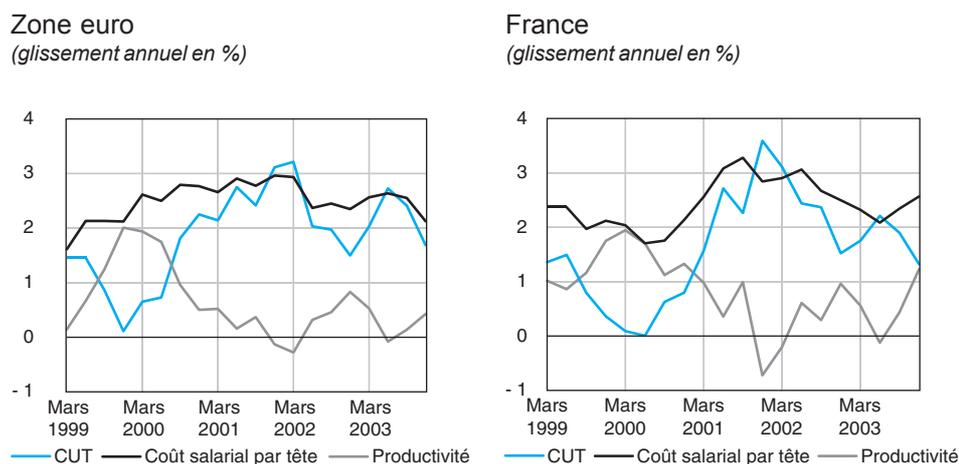
Source : Baghli, Cette, Sylvain (2003), mise à jour SEMEP.

⁷ Il s'agit des sociétés non financières, des entreprises individuelles et des sociétés financières.

3.2. Les coûts unitaires du travail dans les services

Le ralentissement conjoncturel de 2001 à 2003 s'est accompagné d'une forte hausse des coûts unitaires du travail, aussi bien en France que dans la zone euro. Comme l'indique le graphique 5, cette accélération des coûts unitaires du travail (mesurés par le ratio coût salarial par tête sur productivité du travail par tête) s'explique par la dégradation des gains de productivité, qui sont restés très faibles en 2002 et 2003, tant en France que dans la zone euro. Simultanément, les salaires par tête ont été relativement rigides à la baisse, continuant de progresser à un rythme régulier et proche de 2,5 % par an aussi bien en France que dans la zone euro. Cette rigidité peut conduire à s'interroger sur un éventuel découplage entre l'évolution du taux de chômage et celle des salaires. Certes, la situation antérieure était déjà caractérisée par une certaine modération salariale dans la zone euro, reflétant la situation en France et en Allemagne. En France, la modération salariale est liée à l'adoption d'accords collectifs dans le cadre de la réduction du temps de travail⁸. En Allemagne, l'effort de modération salariale mis en place au cours de la seconde moitié des années quatre-vingt-dix a permis de limiter la hausse des coûts unitaires du travail, après le double choc induit par la réunification sur la productivité du travail (à la baisse) et sur les coûts salariaux par tête (à la hausse). Il est possible que l'effort de modération salariale consenti par les différents partenaires dans la zone euro ait eu comme corollaire une certaine résistance des salaires sur la période récente, dans un contexte d'emploi moins favorable.

Graphique 5
Décomposition des CUT dans l'ensemble de l'économie :
coût salarial et productivité par tête

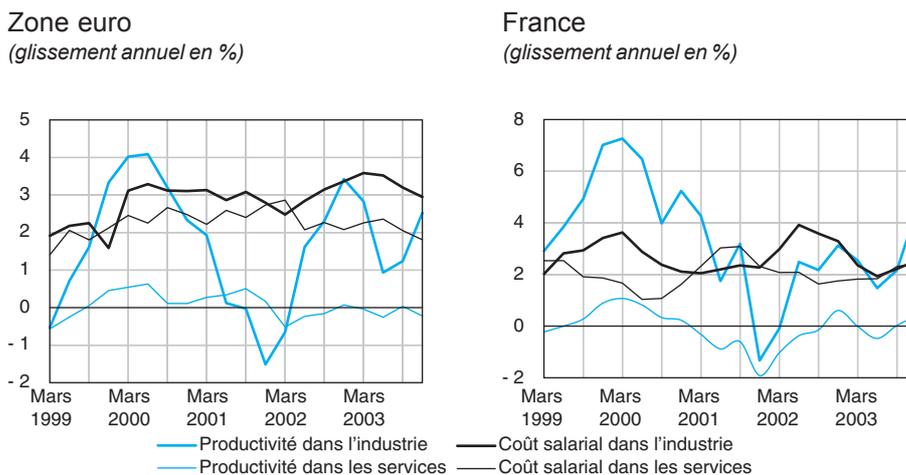


Source : Eurostat, INSEE

⁸ À cet égard, l'équation de rémunération du travail (salaires + cotisations sociales par tête) du modèle Mascotte, estimée jusqu'à la fin 2001, c'est-à-dire en incluant les années de mise en place de la réduction du temps de travail (RTT), tend plutôt à surestimer l'évolution des rémunérations par tête depuis 2002. On retrouve le même phénomène de surestimation des salaires dans Gallot et Heitz (2004) pour la France.

Comme l'indique le graphique 6, la faiblesse des gains de productivité a surtout été observée dans le domaine des services avec, en France comme dans la zone euro, une quasi-disparition des gains annuels depuis 2001.

Graphique 6
Évolution des coûts salariaux et de la productivité par tête dans le secteur manufacturier et le secteur des services



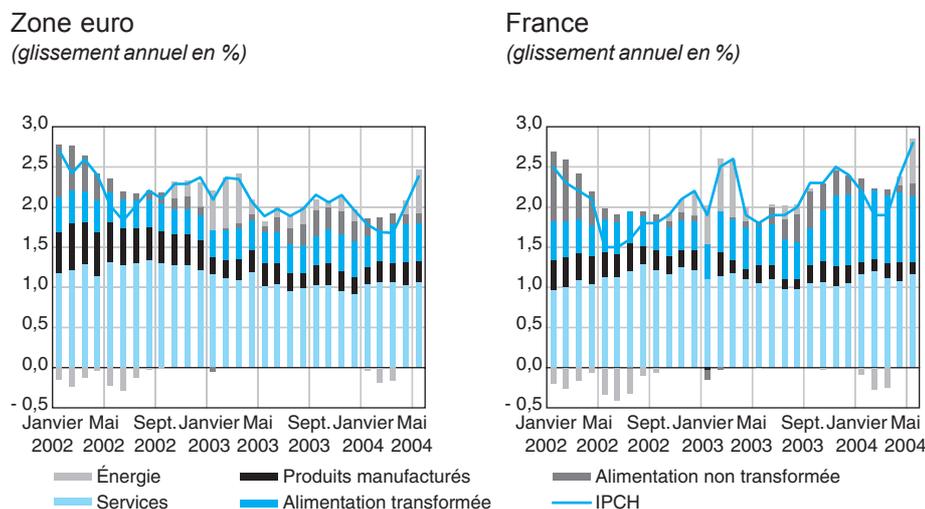
Source : Eurostat et INSEE, calculs Banque de France

NB : La distinction entre secteur manufacturier et services est toutefois fragile. En particulier, l'emploi dans les services comprend les salariés du secteur de l'interim, alors qu'une partie de la valeur ajoutée produite est comptabilisée dans le secteur manufacturier, ce qui accentue l'écart de productivité entre le secteur manufacturier et les services.

L'écart de gains de productivité entre le secteur manufacturier et celui des services marchands contribue à la plus forte progression des prix dans ces derniers secteurs. En outre, le degré de concurrence internationale est plus faible dans de nombreux services marchands que dans le secteur manufacturier. En raison du poids relativement important des services dans la consommation des ménages (40 % dans la zone euro et 41 % en France en 2003) et d'une inflation systématiquement plus forte que dans les autres secteurs, les services contribuent pour près de 50 % au glissement annuel de l'IPCH total (50 % dans la zone euro et 49 % en France en 2003) : sur 2 à 2,5 points d'inflation par an depuis 2001, entre 1 et 1,5 point provient du seul secteur des services⁹. La croissance relativement forte des prix dans ce secteur contribuerait donc en partie au maintien de l'inflation à un niveau élevé.

⁹ La forte contribution des prix des services à l'inflation totale est ressentie par les ménages, qui tendraient à « surpondérer » les services dans leur perception de l'inflation (cf. Derambure, 2004, pour la France), ce qui ne manquerait pas, en retour, de peser sur les prix si les ménages venaient à modifier en conséquence leurs revendications salariales.

Graphique 7
Contributions des différents secteurs au glissement annuel de l'IPCH



Source : Eurostat, INSEE, calculs Banque de France

3.3. Le rôle des taxes indirectes et des tarifs publics

À plus court terme, c'est à dire en 2002-2003, le choc inflationniste le plus important pour la zone euro a été le relèvement des tarifs publics et l'accroissement des taxes indirectes dans plusieurs pays. Ce choc a notamment pris la forme de déremboursements de frais médicaux, que l'on peut considérer comme figurant parmi les tarifs publics, et de hausse des droits de consommation sur le tabac en France et en Allemagne (2 % de l'indice des prix).

En France, plus particulièrement, l'impact des nouvelles mesures a été modéré jusqu'en 2002, puisque certaines d'entre elles consistaient d'ailleurs en des allègements de la fiscalité (baisses de la TIPP au début de 2001). Mais les mesures de hausse de la fiscalité indirecte (tabac et énergie essentiellement), accompagnées d'un déremboursement de certains médicaments à partir du printemps 2003, ont eu une forte contribution à la formation de l'inflation annuelle (près de 0,7 point jusqu'en octobre 2004). Les effets inflationnistes de ces chocs ne devraient toutefois être que transitoires, à moins que ces hausses ne se répercutent sur les salaires et que ceux-ci pèsent à leur tour sur les prix (« effets de second tour »).

Pour mesurer l'impact mécanique de ces modifications sur la zone euro, nous recourons à deux sources. S'agissant des prix administrés, nous retenons les estimations de la Banque centrale européenne pour 2002 et 2003 mesurant le glissement annuel des postes concernés, qui représentent 5,6 % de la consommation des ménages¹⁰. Nous mettons à jour ces données jusqu'en juin 2004, ce qui fait apparaître que la principale modification des tarifs publics en 2004 proviendrait

¹⁰ Voir Banque centrale européenne, *Bulletin mensuel*, janvier 2004

des déremboursements des frais médicaux en Allemagne (cf. encadré 3). Pour la fiscalité indirecte, nous fournissons notre propre estimation sur la base des mesures recensées de 2002 à 2004 dans les cinq grands pays de la zone euro (Allemagne, Espagne, France, Italie, Pays-Bas).

Encadré 3

**Quelques exemples de hausse des tarifs publics et des droits indirects
(contribution au glissement annuel de l'inflation zone euro)**

2002 :

- Allemagne : hausse des taxes sur le tabac au 1^{er} janvier 2002 (0,04 point)
- France : suppression de la TIPP flottante au 1^{er} juillet 2002 (0,02 point)

2003 :

- Allemagne : hausse des taxes sur l'essence, l'électricité, le gaz et le tabac en janvier 2003 (0,1 point) ;
- France : hausse des taxes sur le tabac en janvier et octobre 2003 (0,13 point) ;
- Italie : hausse des taxes sur le tabac en avril 2003 (0,03 point)

2004 :

- Allemagne : déremboursement des services de santé en janvier 2004 (0,2 point) et hausse des taxes sur le tabac en mars 2004 (0,08 point) ;
- France : hausse des taxes sur le tabac en janvier 2004 (0,04 point) ;
- Pays-Bas : réduction de la couverture santé en janvier 2004 (0,02 point).

La multiplicité de ces mesures conduit à un effet cumulé important sur la zone euro. Selon nos calculs, l'impact mécanique des mesures de fiscalité indirecte sur le glissement annuel de l'IPCH dans la zone euro s'établirait à + 0,11 point de pourcentage en 2002 puis + 0,29 point en 2003 (cf. tableau 5). Toutefois, cette évaluation sous-estime probablement l'ampleur des effets des mesures de fiscalité indirecte. D'abord, l'impact de certaines mesures fiscales n'a pas pu être quantifié¹¹, faute de disposer d'une nomenclature suffisamment fine de l'IPCH. Ensuite, nous nous limitons aux cinq pays mentionnés ci-dessus. Enfin, la méthode de calcul ne prend en compte que l'effet direct et instantané. Elle néglige donc les effets indirects et retardés qui transitent par la formation des salaires et le jeu des anticipations.

Tableau 5
Impact mécanique des tarifs publics et des taxes indirectes
sur le glissement annuel de l'IPCH

	Zone euro			France		
	Tarifs publics	Fiscalité Indirecte	Total	Tarifs publics	Fiscalité Indirecte	Total
Décembre 2002	0,18	0,11	0,29	0,10	0,29	0,39
Décembre 2003	0,16	0,29	0,35	0,13	0,61	0,74
Juin 2004 (p)	0,20	0,14	0,34	0,11	0,61	0,72

(p) : Estimation Banque de France pour juin 2004.

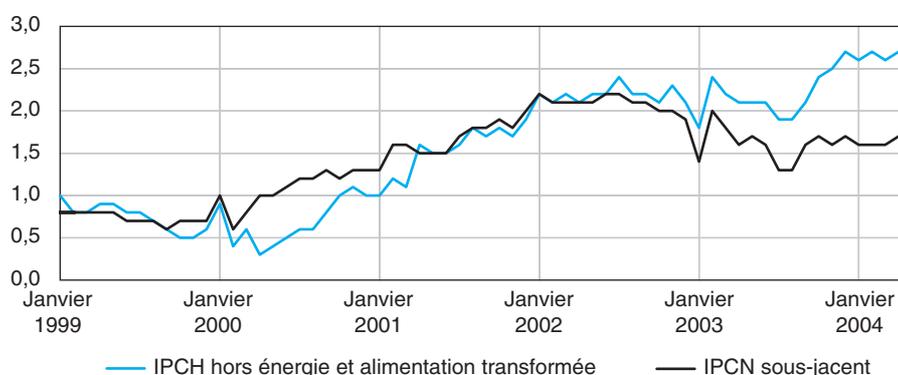
Source : Banque de France, sauf colonne « zone euro, tarifs publics » qui est tirée du *Bulletin mensuel* de la BCE, janvier 2004).

¹¹ Il s'agit notamment des hausses de TVA sur le gaz de ville en Espagne en 2003, de la réforme de la santé en Italie en 2002, des mesures en faveur des énergies renouvelables en Allemagne en 2003.

Dans le cas français, l'ampleur des ajustements de tarifs publics et de droits indirects se retrouve dans le décalage entre l'IPCH hors énergie et l'indice sous-jacent (indice provisoire des prix à la consommation national – IPCN) construit par l'INSEE (qui exclut les tarifs publics et les droits indirects), puisque le glissement annuel du premier atteignait 2,5 à 2,7 % au premier trimestre 2004, contre 1,5 à 1,7 % pour le second.

Graphique 8
IPCH hors énergie et alimentation non transformée et indice national corrigé des mesures fiscales de l'INSEE, hors tarifs publics et à prix volatils

(glissement annuel en pourcentage)



Source : INSEE

4. Le rôle des délais d'ajustement : l'exemple de la France

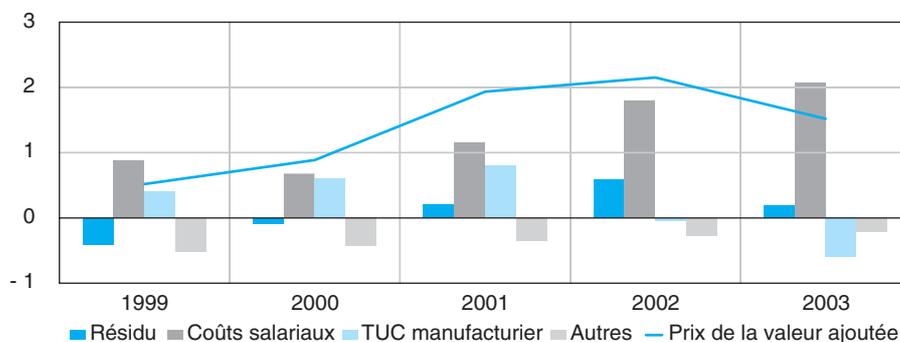
Pour compléter le diagnostic de la persistance de l'inflation, les comportements de fixation des prix en France sont maintenant étudiés sur la base d'une analyse des contributions de quelques équations du modèle Mascotte¹². L'analyse se limite à l'équation de fixation des prix internes d'offre — les prix de valeur ajoutée totale — et celle des prix d'importation de biens hors énergie. Elle met en évidence les délais d'ajustement dans la formation des prix. Ces retards impliquent que des chocs passés ayant affecté l'économie française continuent de jouer sur l'inflation courante, expliquant dans une certaine mesure la persistance de l'inflation à un niveau élevé.

¹² Cf. Baghli *et al.* (2003), de même que Baghli *et al.* (2004)

4.1. L'impact retardé des coûts unitaires du travail sur les prix de valeur ajoutée

L'équation de prix de valeur ajoutée retenue dans le modèle Mascotte est spécifiée en termes de correction d'erreur par rapport à un équilibre défini par une stabilité à long terme de la part des salaires dans la valeur ajoutée. Néanmoins, les variations à court terme des coûts unitaires du travail ne se retrouvent pas immédiatement dans les prix, en raison des fortes fluctuations de la productivité. Au contraire, salaires et prix présentent la même inertie. Ainsi, comme dans de nombreux modèles¹³, l'équation de prix de valeur ajoutée intègre comme variable explicative les salaires effectivement observés, mais la productivité est lissée sur les deux dernières années. Au total, l'évolution du prix de valeur ajoutée est donc fortement dépendante de la productivité passée. Comme l'indique le graphique 9, qui présente les contributions dynamiques des différentes variables explicatives à la croissance des prix de valeur ajoutée, le résidu d'estimation est assez faible. Parallèlement, les coûts salariaux unitaires lissés contribuent pour près de 2 points à la hausse des prix de valeur ajoutée en 2003, du fait du fort ralentissement de la productivité à partir de 2001 (cf. graphique 5, ci-dessus). Le taux d'utilisation des capacités de production joue en revanche à la baisse pour 0,4 point, en raison du ralentissement de l'activité, mais son poids est insuffisant pour infléchir significativement la croissance des prix de valeur ajoutée.

Graphique 9
Contribution des variables explicatives à la croissance moyenne du prix de valeur ajoutée



Pour chaque année, la croissance moyenne de la variable expliquée, ici le prix de valeur ajoutée, est décomposée en ses différentes variables expliquées, y compris l'erreur d'estimation (premier bloc, en bleu foncé) et les termes dynamiques (notamment les valeurs initiales, dernier bloc en gris). Chaque bloc correspond — en faisant la somme des effets courants et retardés — au produit du coefficient associé à la variable explicative dans l'équation de base par la croissance moyenne de la variable en question. Par exemple, en 2002, la variation des coûts salariaux unitaires contribue, toutes choses égales par ailleurs, à 1,8 point des 2,1 % de croissance des prix de valeur ajoutée.

Source : Banque de France (Mascotte)

¹³ Cf., en particulier, le modèle zone euro de la Banque centrale européenne dans Fagan *et al.* (2001)

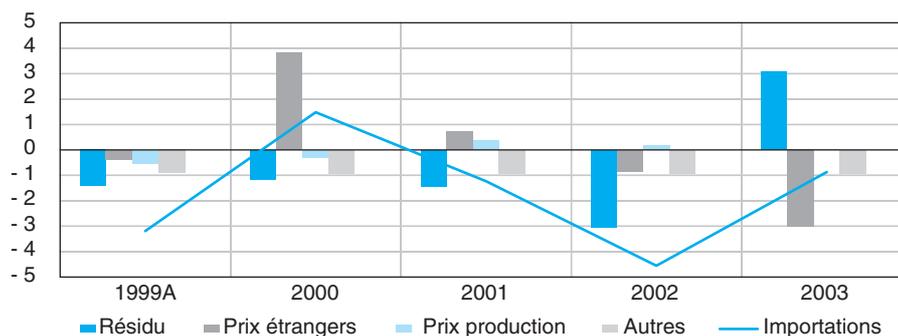
4.2. Les prix d'importation et les taux de change

L'équation de prix d'importation de biens hors énergie est aussi définie en terme de correction d'erreur par rapport à une cible qui dépend à la fois des prix intérieurs et des prix des concurrents : les fournisseurs étrangers adoptent un comportement de marge et font varier leurs prix en fonction des prix pratiqués sur le marché intérieur et des prix obtenus en moyenne sur l'ensemble de leur marché d'exportation (ce sont les « prix des concurrents » libellés en euros). En cas d'appréciation de l'euro, par exemple, les prix des fournisseurs sont revus mécaniquement à la baisse et les prix d'importation sont ajustés progressivement à la baisse.

Comme l'indique le graphique 10, l'équation de Mascotte présente de bonnes propriétés, mais illustre plutôt un comportement moyen : elle ne capte pas les variations brutales du taux de change. Ainsi, l'équation surestime les prix d'importation en 2002, alors qu'elle les sous-estime en 2003 (le résidu est très positif lorsque le taux de change de l'euro se redresse). En 2003, le niveau élevé des prix d'importation signifierait donc que les fournisseurs ont cherché à tirer profit de la persistance de l'inflation (c'est-à-dire du niveau élevé des prix internes) pour maintenir leurs prix et accroître leurs marges au-delà de leur comportement habituel. Mais, si l'on se fie aux régularités antérieures, cette amélioration des marges à l'importation en 2003 ne devrait correspondre qu'à un phénomène transitoire : les prix d'importation devraient rejoindre les évolutions des prix des concurrents en euros.

Graphique 10

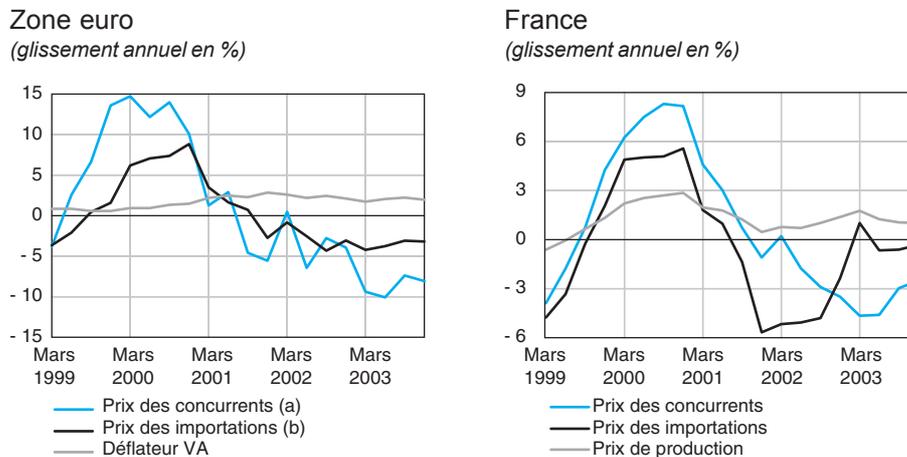
Contribution des variables explicatives à la croissance moyenne des prix des importations de biens hors énergie



Source : Banque de France (Mascotte)

La forte corrélation entre les prix d'importation et les prix des concurrents ressort d'ailleurs aussi du graphique 11 : le glissement des prix d'importation est généralement situé entre celui des concurrents et celui des prix internes, tant pour la zone euro que pour la France. Ils s'expriment donc bien comme une moyenne pondérée des prix internes et des prix étrangers.

Graphique 11
Prix des importations, prix des concurrents, prix intérieurs



Source : Eurostat, INSEE, calculs Banque de France

- (a) Déflateur des importations extra zone de biens et services hors énergie de la zone euro, calculé en corrigeant les données de comptabilité nationale Eurostat de leur composante intra zone
- (b) Le prix des concurrents est un indicateur de prix étranger aux importations extra zone de biens et services égal au prix moyen en euros des exportations de biens et services des fournisseurs de la zone euro. Il est calculé comme la moyenne pondérée des déflateurs des exportations de sept fournisseurs de la zone euro (Danemark, États-Unis, Japon, Norvège, Royaume-Uni, Suède, Suisse), convertis préalablement en euros. La pondération appliquée reflète la structure des importations extra zone de biens de la zone euro (calculs Banque de France).

5. Conclusion

Le maintien de l'inflation à des niveaux élevés apparaît donc comme la conjonction de chocs défavorables, non seulement extérieurs, mais aussi et surtout intérieurs : faiblesse des gains de productivité, hausse de la fiscalité indirecte, particulièrement forte dans le cas de la France. L'article fournit quelques pistes pour éclairer la situation actuelle. Le modèle de prévision Mascotte sur la France souligne qu'en raison des retards dans la formation des prix des producteurs et des importateurs le niveau actuel de l'inflation porte fortement la trace des chocs passés sur les coûts unitaires. On retrouve le même phénomène de redressement des marges à l'importation dans le cas de la zone euro.

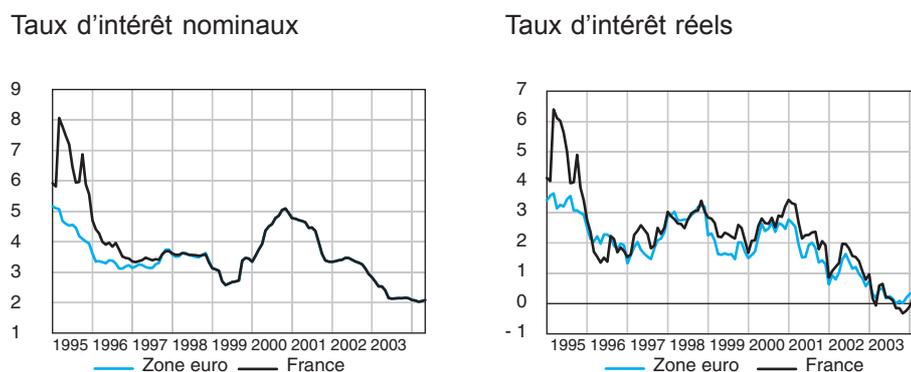
L'existence de long délais de transmission constitue un défi pour la politique monétaire, relativement accommodante sur la période récente si l'on en juge par le faible niveau des taux d'intérêt réels. L'impact de la fiscalité sur le niveau actuel d'inflation ne devrait néanmoins pas être durable, sous réserve d'absence d'effet de second tour sur la formation des prix et des marges.

Il existe par ailleurs une forte incertitude sur les évolutions à venir, en raison de la hausse récente des cours du pétrole. Ainsi, si le cours du *Brent* restait au niveau de 40 dollars par baril, le glissement annuel de l'IPCH total en France atteindrait encore un niveau proche de 2 points en juin 2005.

Le choc supplémentaire créé par la hausse des prix du pétrole pourrait aussi requérir une intervention restrictive de la politique monétaire s'il se confirmait que les tensions actuelles sur les cours de matières premières sont liées, non pas à une insuffisance de l'offre, mais à la vigueur de la reprise économique au niveau international.

Graphique 12

Taux d'intérêt réels et nominaux (3 mois) en France et dans la zone euro



Références

- Baghli M., Brunhes-Lesage V., de Bandt O., Fraisse H. et Villette J.-P. (2003) « Le modèle de prévision Mascotte pour l'économie française : principales propriétés et résultats de variantes », Banque de France, *Bulletin*, octobre
- Baghli, M., Brunhes-Lesage V., de Bandt O., Fraisse H. et Villette J.-P. (2004) « Mascotte, modèle d'analyse et de simulation de la conjoncture trimestrielle », Banque de France, *Notes d'études et de recherche*, n° 106
- Baghli, M., Cette G. et Sylvain A. (2003) « Les déterminants du taux de marge en France et dans les pays industrialisés », *Économie et Prévision*
- Batini N. et Haldane A. (1999) « Forward-looking rules for monetary policy », chapitre 4, *Monetary Policy Rules*, John B. Taylor (Ed), NBER et Chicago University Press
- Derambure A. (2004) « Pourquoi les ménages français surestiment-ils l'inflation ? », *Flash Eco*, Crédit Agricole, département des Études économiques, 26 mars.
- European Central Bank (2004), *Monthly Bulletin*, January.
- Fagan, G., Henry J. et Mestre R. (2001) « An AWM for the euro area », European Central Bank, *Working Paper*
- Gallot Ph. et Heitz B. (2004) « L'inflation en France et dans la zone euro : une approche macro sectorielle » INSEE, *Note de Conjoncture*, mars
- Le Bihan H. et Matheron J. (2004) « La persistance de l'inflation : éléments de cadrage théorique », Banque de France, *mimeo*
- Levin A.T. et Piger J.P. (2002) « Is inflation persistence intrinsic in industrial economies? » Federal Reserve Board and Federal Reserve Bank of St-Louis, *Working Paper*
- McCallum B. et Nelson E. (2000), « Monetary policy for an open economy: An alternative framework with optimizing agents and sticky prices », *Oxford Review of Economic Policy*, 16, 4 (Winter), 74-91
- Smets F. and Wouters R. (2002). « Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy », *Journal of Monetary Economics*, 49 (2002), 947-981
- Svensson L. (2000) « Open-economy inflation targeting », *Journal of International Economics* 50 155-183