

# Mesures et perception de l'inflation en France et dans la zone euro

## État des lieux

**Valérie CHAUVIN**

*Direction des Analyses macroéconomiques et de la Prévision*

*Service d'Études et de Prévision*

**Hervé LE BIHAN**

*Direction de la Recherche*

*Service de Recherche en Économie et en Finance*

Le traité instituant l'Union européenne assigne à l'Eurosystème un objectif principal, le maintien de la stabilité des prix. En l'absence de définition précise dans le traité, le Conseil des gouverneurs de la BCE a adopté dès 1998 sa propre référence en indiquant que : « la stabilité des prix est définie comme une progression sur un an de l'indice des prix à la consommation harmonisé (IPCH) inférieure à 2 % dans la zone euro. La stabilité des prix doit être maintenue à moyen terme ». La « clarification » apportée en 2003 précise que la progression de l'indice compatible avec la stabilité des prix est « inférieure à, mais proche de 2 % ».

L'IPCH a ainsi une place centrale dans le cadre d'analyse de l'Eurosystème qui est donc attentif aux débats dont cet indice fait l'objet. Trois d'entre eux sont plus particulièrement pertinents pour une banque centrale :

- la représentativité de l'IPCH comme mesure effective des prix a été mise en cause à plusieurs reprises pour des motifs différents et avec des conclusions parfois contradictoires ; à la fin des années quatre-vingt-dix, certains statisticiens ont jugé que la progression des prix était surestimée par les indices de prix à la consommation alors que plus récemment c'est l'inverse qui a été avancé, notamment par les associations de consommateurs ;
- au regard du caractère très volatil de certains prix, les économistes se sont interrogés sur l'utilité de faire appel à une notion d'inflation sous-jacente pour évaluer les tendances de moyen terme de l'inflation ;
- le décrochage, observé lors du passage à l'euro fiduciaire, entre l'inflation perçue par les ménages et l'inflation mesurée par les indices a enfin conduit à s'interroger sur les causes et les conséquences économiques de tels écarts et plus particulièrement à évaluer dans quelle mesure certains comportements avaient été adaptés pour tenir compte de cette perception plus élevée de l'inflation.

Cet article dresse un état des lieux de ces problématiques. Il confirme la représentativité de l'IPCH tout en mettant en évidence les problèmes posés par la prise en compte, actuellement partielle, du coût du logement, qui pourrait expliquer une large partie de l'écart entre inflation mesurée et inflation perçue. Il montre que l'inflation sous-jacente n'est pas un indicateur avancé très pertinent de l'inflation totale et que le décrochage de l'inflation perçue n'a probablement pas influencé les comportements individuels.

Mots clés : inflation, inflation perçue, inflation sous-jacente

Codes JEL : E31

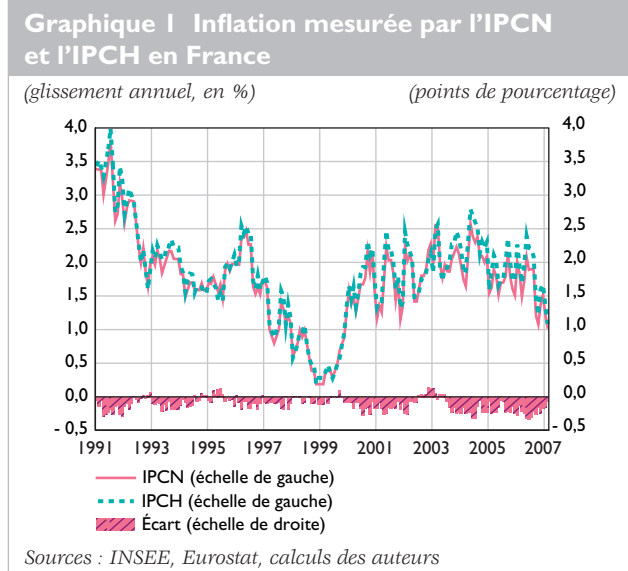
NB : Les auteurs remercient Antoine Devulder pour sa contribution à l'une des parties de cet article.

## I | L'indice des prix à la consommation harmonisé et le débat sur la mesure de l'inflation

Les indices de prix à la consommation sont des instruments de mesure de l'évolution du niveau général des prix des biens et services achetés, utilisés ou payés en vue d'être consommés par les ménages. Cette définition, généralement admise, est cependant trop floue pour permettre les comparaisons entre pays<sup>1</sup>. Dans le cadre de l'Union économique et monétaire européenne, un indice des prix à la consommation harmonisé a donc été mis en place progressivement au cours des années quatre-vingt-dix. Il fait l'objet d'un règlement de la Communauté européenne (règlement n° 2494/95 du Conseil de l'Union européenne)<sup>2</sup>. L'IPCH a été utilisé pour définir un des critères de convergence et sert de référence pour définir la stabilité des prix. Pour la France, cet indicateur est proche de l'indice des prix à la consommation national (IPCN) calculé par l'Institut national de la statistique et des études économiques (INSEE). En effet, l'harmonisation statistique européenne s'est faite sur des méthodes proches de celles utilisées par l'INSEE (cf. graphique 1 et encadré 1).

Un indice de prix est fondamentalement une moyenne pondérée des variations de prix élémentaires des biens et services qui composent l'indice. Un indice de prix peut dès lors être critiqué sur trois points :

- le calcul des variations de prix élémentaires (en particulier du fait de changement de qualité des produits),



- les pondérations (structure de la consommation),
- le nombre et le type de produits retenus pour calculer l'indice.

La qualité des indices des prix à la consommation a ainsi fait l'objet de controverses dans les années récentes. Un débat méthodologique né aux États-Unis dans les années quatre-vingt-dix a porté sur l'existence de biais dans la mesure de l'indice des prix qui aboutiraient à une surestimation de l'inflation par les statisticiens. Dans un second temps, au moment notamment du passage à l'euro, un grand nombre de consommateurs ou d'associations de consommateurs a suspecté l'indice des prix de sous-estimer le coût de la vie.

### ENCADRÉ 1

#### IPCH et IPCN en France

L'IPCH et l'IPCN français sont très proches. En effet, leurs champs en termes sectoriels sont comparables et les relevés élémentaires sont communs. En revanche, l'IPCH ne contient que les débours des ménages, après d'éventuels remboursements, alors que l'IPCN français inclut l'ensemble de leurs dépenses. Cette différence méthodologique affecte particulièrement le secteur de la santé. Les déremboursements poussent cette composante de l'IPCH à la hausse alors qu'ils sont neutres pour l'IPCN. En revanche, le poids du secteur santé est beaucoup plus grand dans l'IPCN que dans l'IPCH (en 2006, 10 % contre 4,2 %) si bien que l'IPCN total réagit plus fortement aux hausses de tarifs médicaux. Du fait du poids plus faible de la santé, l'IPCH est plus sensible aux variations de prix des produits frais et des produits manufacturés autres que les médicaments et l'habillement.

1 Le « manuel de l'indice des prix à la consommation », dont est tirée cette définition, a été élaboré par la Banque mondiale, le Bureau international du travail (BIT), la Commission économique des Nations unies pour l'Europe (CEE-ONU), l'Office de statistique des Communautés européennes (Eurostat), le Fonds monétaire international (FMI), l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE), ainsi que des experts de plusieurs offices de statistique nationaux et d'universités.

2 L'indice est défini comme un indice du coût net pour le consommateur des transactions portant sur un panier de biens et services représentatif. Il s'écarte du concept plus théorique qui serait la variation du revenu nécessaire pour maintenir un niveau identique de satisfaction au consommateur face à la variation d'un ensemble de prix.

Le débat méthodologique a été introduit par la Commission Boskin réunie par le Sénat aux États-Unis. Le rapport Boskin (1996) a ainsi recensé plusieurs sources de biais dans la mesure de l'inflation par l'IPC aux États-Unis qui conduisaient au total à surestimer l'inflation d'alors (2,7 % en 1995 et 3,2 % en 1996) d'environ 1,1 point. Malgré les améliorations apportées depuis, la surestimation resterait significative ; des évaluations plus récentes conduisent à un biais de mesure à 0,9 % (Lebow et Rudd, 2003) ou 0,8 % (Gordon, 2006). L'ampleur des biais pour la France et la zone euro est très incertaine mais pourrait être sensiblement plus faible. Lequiller situait ainsi en 1997 le biais potentiel pour la France entre 0,1 et 0,25 point d'inflation en insistant cependant sur la fragilité des évaluations. En Allemagne, la Banque fédérale le situait à 0,5 point en 2002 (Deutsche Bundesbank, 2002). Les biais en cause ont principalement trait soit à des effets de substitution, soit à des effets qualité.

Les effets de substitution renvoient au fait que les ménages ont tendance à déformer leur structure de consommation vers les produits dont les prix sont plus bas. Ce problème de calcul de l'indice peut se situer à plusieurs niveaux :

- au niveau détaillé de l'agrégation des relevés individuels (un camembert au lait cru, d'une marque donnée, dans un supermarché des alentours de Lyon), comme il n'existe pas de pondération à ce niveau de détail on utilise pour certains calculs la moyenne arithmétique des rapports de prix. Cette méthode conduit à un « biais de formule de calcul » : un indice agrégé accordant le même poids au départ à deux produits dont l'un voit son prix doublé et l'autre divisé par deux vaudra 125, indiquant une hausse de 25 %, ce qui surestime vraisemblablement la hausse si on considère que les consommateurs ajustent leur panier de consommation face à l'évolution des prix relatifs. L'INSEE en France comme le *Bureau of Labor Statistics* aux États-Unis ont modifié cette pratique, depuis respectivement 1998 et 1996, en adoptant des moyennes géométriques (dans l'exemple indiqué plus haut on garde un indice 100 puisque la moyenne géométrique est la racine carrée du produit des deux indices dont l'un a doublé et l'autre a été divisé par deux) ;
- au niveau intermédiaire de l'agrégation pour obtenir les indices par postes (par exemple « fromages ») et au niveau ultime de l'agrégation des indices par postes pour obtenir l'indice des prix, si la structure

de consommation utilisée dans le calcul de l'indice est trop ancienne, alors la proportion des produits dont la croissance des prix est faible risque d'être sous-estimée. L'INSEE actualisant chaque année la pondération des différents produits depuis les années soixante-dix, le risque d'un biais de substitution est désormais limité.

La mauvaise prise en compte de l'effet qualité est également susceptible d'introduire un biais avec une surestimation systématique de l'IPC. La question se pose, là encore, à plusieurs niveaux.

D'abord, lorsque qu'un produit est modifié, le nouveau prix constaté ne devrait pas être retenu directement mais il devrait être systématiquement remplacé par celui d'un produit dont les services sont équivalents au précédent (la logique est la même lorsqu'un produit sort du marché et de l'échantillon des relevés et qu'il est remplacé par un produit légèrement différent). En pratique, les instituts statistiques corrigent l'évolution des prix constatés de la variation de la qualité. L'effet qualité peut jouer dans les deux sens mais au niveau agrégé l'effet qualité est positif. La correction des effets qualité est désormais généralisée avec, dans un certain nombre de cas, une estimation du prix à partir d'une relation économétrique entre prix et caractéristiques des produits (méthode dite des prix hédoniques). L'impact de ces traitements de la qualité a été analysé dans le cas français par Guédès (2004) pour l'année 2003. Cette étude montre que l'impact des ajustements effectués est de 0,3 %. En d'autres termes, si, contrairement à ce que demande la théorie économique, les instituts statistiques ne faisaient aucun ajustement des effets qualité, le taux d'inflation annuel serait plus élevé de 0,3 point. Des études récentes ont tenté, dans le cas des États-Unis (Lebow et Rudd, 2003 et Gordon, 2006), d'évaluer la pertinence de la correction des effets qualité. Elles suggèrent que cette correction est insuffisante : au titre des seuls effets qualité, le taux d'inflation serait ainsi surestimé aux États-Unis d'environ 0,4 point.

La question se pose également lorsque des produits totalement nouveaux apparaissent et pour lesquels on a tendance à retarder la date d'introduction dans l'IPC alors même que leur prix baisse en général fortement au début de leur commercialisation.

Les débats méthodologiques à la suite du rapport Boskin portaient sur l'existence d'un biais dans le sens d'une surestimation de l'inflation. L'existence d'un risque de

surestimation est d'ailleurs une des raisons invoquées par les économistes pour justifier un objectif de taux d'inflation positif plutôt qu'égal à zéro à moyen terme. Par contraste, alors que la méthodologie de la collecte et du calcul ainsi que le champ de l'indice n'ont que peu varié dans les années récentes, les dernières controverses portent sur l'hypothèse que l'indice des prix sous-estimerait l'inflation. Cela a donné lieu à la multiplication d'indices construits soit par la DGCCRF au ministère des Finances (Direction générale de la Concurrence, de la Consommation et de la Répression des fraudes qui construit les indices « chariot type », dont le contenu a été accepté par six associations de consommateurs), soit par des associations de consommateurs. Certains mettent même en cause les relevés de prix effectués par l'INSEE. Il est cependant remarquable que les évolutions des indices ayant des champs et des méthodes de calcul comparables sont semblables à celles calculées avec les relevés de l'IPCN<sup>3</sup>. Par ailleurs, les indices de type « chariot type » sont sujets à différentes limites : pour la plupart, ils ne concernent que certaines catégories de produits ou services (et ne peuvent à ce titre prendre en compte l'évolution du niveau général des prix) et/ou se rapportent aux paniers de certaines catégories de ménages<sup>4</sup>. Sur ce dernier point toutefois, les travaux du Centre d'analyse et de stratégie (2006) montrent que les divergences, si elles existent sur le court terme, ont tendance à s'effacer sur la longue période<sup>5</sup>.

Les statisticiens en charge de l'indice des prix ont atteint un consensus sur de nombreux sujets. Un point important de discussion méthodologique reste toutefois ouvert : l'inclusion dans l'IPC du coût du logement pour les propriétaires occupants. Dans l'IPCH, le logement n'est à ce jour intégré à l'indice de prix qu'au travers des loyers effectivement versés par les locataires (seuls les menus travaux de maintenance, à l'exclusion des grosses réparations, sont donc pris en compte au titre des propriétaires occupants), si bien que dans certains pays comme l'Espagne et la Grèce où la plupart des ménages sont propriétaires, le poste « loyer des résidences principales » a un poids négligeable. Cette approche coïncide avec celle en

vigueur en France dans le calcul de l'IPCN, ce qui contribue à la proximité des indices mais donne donc un poids limité aux dépenses de logement dans l'indice (respectivement 8 % et 7 % dans l'IPCH et l'IPCN pour les loyers). D'autres solutions sont cependant possibles qui prennent en compte une mesure du coût du logement pour les propriétaires occupants avec plusieurs méthodes pratiquées selon les pays :

- la méthode du coût d'usage (calculé comme une somme de mensualités de crédit, de la dépréciation et des réparations du logement),
- celle des loyers imputés (consistant à affecter comme coût du logement des propriétaires occupants les évolutions de loyers observées sur des appartements similaires),
- celle des paiements (prise en compte des dépenses de paiement d'intérêt, de réparations, etc., effectivement réalisées par les propriétaires),
- celle des acquisitions nettes (fondée sur les acquisitions de logements, hors prix des terrains, des ménages auprès autres secteurs institutionnels nets de leurs ventes auprès des mêmes secteurs).

Ces différentes méthodes soulèvent en fait d'importantes difficultés tant pratiques que théoriques. Par exemple, pour utiliser la méthode des loyers imputés, il est nécessaire que le marché locatif dans le pays concerné soit suffisamment significatif et représentatif. De son côté, la méthode des acquisitions nettes incorpore une composante de prix d'actif, si l'on n'est pas capable d'exclure le prix des terrains, et induit une forte volatilité de l'indice des prix. La méthode des paiements ou du coût d'usage conduit à introduire des taux d'intérêt comme composante de ce poste de l'indice avec la nécessité de prendre en compte les spécificités des crédits (taux fixes, taux révisables). Plus fondamentalement ces méthodes conduisent à introduire, dans l'indice, des services pour lesquels il n'y a aucun paiement explicite ou mesurable de façon incontestable.

3 Les différences d'évaluation entre « chariot type » et indices des prix n'apparaissent que pour certains produits, comme les produits frais. Dans le calcul des chariots types, la composition des fruits et légumes est constante au cours de l'année tandis que l'approche INSEE fait appel à un panier tournant et prend en compte la saisonnalité dans la disponibilité des produits. En revanche, les prix des produits d'hygiène et de santé achetés dans la grande distribution ont la même évolution pour la DGCCRF et l'INSEE.

4 L'INSEE a mis en place sur son site, fin février 2007, un calculateur d'inflation individuelle comme il en existe en Allemagne et au Royaume-Uni.

5 Guédès (2006) effectue le même type de calculs pour un plus grand nombre de caractéristiques des ménages, mais sur une période de temps plus limitée.

## 2| L'inflation sous-jacente

Les variations au mois le mois étant difficiles à analyser en raison de leur caractère souvent erratique, de nombreuses banques centrales et instituts de conjoncture utilisent des indicateurs d'inflation sous-jacente, avec l'idée que ces indicateurs permettent de mieux appréhender la dynamique de l'évolution des prix.

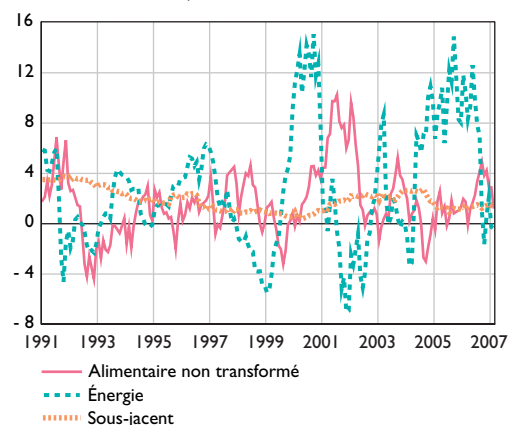
### 2| I L'inflation sous-jacente, une notion empirique

La notion d'inflation sous-jacente n'admet pas de définition théorique unifiée. Tout au plus peut-on dire que le principe général consiste à purger la série d'inflation de l'effet de chocs transitoires. Comme, en raison des délais de transmission, la politique monétaire ne peut pas stabiliser l'impact de ces chocs transitoires, il peut être *a priori* légitime d'ignorer le « bruit » que ces chocs introduisent sur la variation du niveau général des prix.

L'indicateur le plus suivi consiste en un indice des prix, redéfini en retirant *a priori* de l'indice d'ensemble les postes dont les mouvements sont supposés les plus erratiques (pour la description d'autres mesures d'inflation sous-jacente, voir encadré 2). En raison de la grande volatilité des séries d'inflation « alimentaire non transformé » et « énergie » illustrée par le graphique 2,

Graphique 2 Inflation de certaines composantes de l'IPCH en France

(glissement annuel, en %)



Sources : INSEE, calculs des auteurs

L'Eurosystème considère le plus souvent l'indice des prix hors ces deux composantes. C'est cette mesure, dont le profil est effectivement plus lisse que l'inflation totale, qui sera utilisée dans la suite (cf. graphique 3).

Les deux séries divergent régulièrement puis se rejoignent. En juin 2006, l'inflation totale dans la zone euro était ainsi de 2,5 %, l'inflation sous-jacente de 1,6 %. Par la suite l'inflation a rejoint l'inflation sous-jacente. Est-ce uniquement sous l'effet de la baisse des prix du pétrole ou l'inflation sous-jacente est-elle fondamentalement un indicateur avancé de l'inflation totale ?

#### ENCADRÉ 2

### Indicateurs d'inflation sous-jacente

Outre l'IPCH hors énergie et alimentaire non transformé, d'autres indicateurs d'inflation sous-jacente, plus sophistiqués, existent. L'inflation sous-jacente définie par l'INSEE exclut ainsi de l'indice les produits volatils (certains produits frais, énergie, tabac), les tarifs publics ainsi que l'effet des taxes indirectes ; c'est de plus un indice désaisonnalisé. Des méthodes statistiques de différentes natures ont également été utilisées pour construire des indicateurs d'inflation sous-jacente (Le Bihan et Sédillot, 2002) : par exemple l'inflation tronquée élimine à chaque date les postes qui connaissent les variations les plus amples. Selon que l'on considère l'un ou l'autre indicateur, l'appréciation des tensions inflationnistes peut différer assez sensiblement.

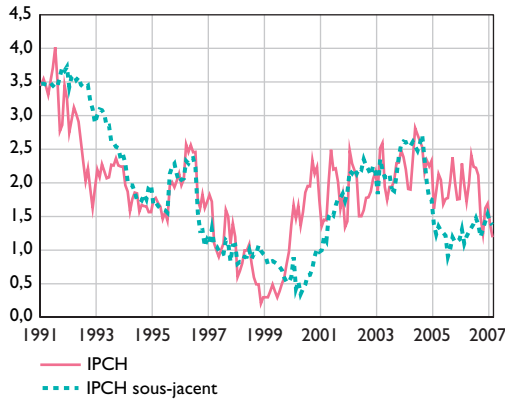
Aucun des indicateurs d'inflation sous-jacente, quelle que soit l'approche retenue, n'est exempt de problèmes d'interprétation. Ainsi, les indicateurs définis à l'aide de modèles de séries temporelles reposent sur des hypothèses d'identification discutables (Le Bihan et Sédillot, 2002). Privilégier un indicateur d'inflation sous-jacente construit en éliminant certains postes sectoriels n'a de sens que si les chocs de prix relatifs n'ont qu'un impact transitoire sur le niveau général des prix. Il faut alors s'assurer que ces derniers sont toujours moins persistants que les autres chocs affectant l'inflation. Par ailleurs, se pose la question de la répercussion sur les autres prix d'un choc affectant les prix du pétrole. Ces effets dits « de second tour » (liés par exemple à l'indexation des salaires sur les prix) peuvent conduire à une causalité allant de l'inflation totale vers l'inflation sous-jacente<sup>1</sup>. Enfin, les différents indicateurs par exclusion peuvent croître à un rythme différent de l'indice total. Par exemple, les prix relatifs de l'alimentaire non transformé diminuent sur la longue période.

<sup>1</sup> On peut invoquer de tels effets de second tour pour expliquer le rattrapage de l'inflation totale par l'inflation sous-jacente après la hausse des prix du pétrole en 1999-2000.



Graphique 3 Inflation totale et sous-jacente en France

(glissement annuel, en %)



Sources : INSEE, calculs des auteurs

## 2 | 2 L'inflation sous-jacente, un indicateur avancé ?

Afin de vérifier empiriquement si les mesures d'inflation sous-jacente construites *a priori* sont utiles à l'analyse, on teste si ce sont des indicateurs avancés fiables de l'inflation future. L'étude statistique des relations entre l'inflation et l'indicateur usuel d'inflation sous-jacente est menée pour la France, l'Allemagne ainsi que la zone euro sur la période 1985-2006 et différentes sous-périodes plus récentes, sur la base d'estimations et de tests économétriques présentés en encadré 3. On a au préalable vérifié statistiquement que la différence entre les inflations totale et sous-jacente est stationnaire. Cela signifie que même si l'inflation et l'inflation sous-jacente sont non stationnaires <sup>6</sup> (plus précisément, intégrées d'ordre 1), il existe une force de rappel entre les deux mesures. Il reste à définir le sens de la causalité et les caractéristiques de la dynamique.

Le tableau 1 présente des résultats de tests statistiques de causalité <sup>7</sup> (cf. encadré 3 pour une description des

Tableau 1 Tests de causalité (période 1990-2005) de l'échantillon par secteurs d'activité

Causalité	Inflation sous-jacente vers inflation totale		Inflation totale vers inflation sous-jacente	
	F-test	Somme des coefficients	F-test	Somme des coefficients
France brut	0,09	0,12	0,61	0,08
France cvs	0,33	0,30	0,32	0,13
France gl an	0,00	0,10	0,25	0,04
France IPCN cvs	0,01	0,43	0,15	0,37
Allemagne brut	0,05	0,30	0,29	0,41
Allemagne cvs	0,00	0,38	0,13	0,23
Allemagne gl an	0,00	- 0,08	0,07	0,24
Zone euro brut	0,03	0,47	0,86	0,01
Zone euro cvs	0,00	0,49	0,01	0,04
Zone euro gl an	0,00	- 0,02	0,03	0,17

Note : Cellules grisées acceptation de  $H_0$  au seuil de 5 % (i.e. rejet de l'existence d'un lien de causalité)

tests). En général, sur longue période, une relation de causalité de l'inflation sous-jacente vers l'inflation totale semble exister, ce qui signifie que l'inflation totale tend à converger vers l'inflation sous-jacente. Inversement, sur longue période, on ne trouve pas de relation de causalité de l'inflation totale vers l'inflation sous-jacente.

Cependant, les résultats fournis par des tests de capacité prédictive à différents horizons, présentés dans le tableau 2, conduisent à atténuer le diagnostic. En effet, la capacité prédictive pour l'inflation totale d'un modèle contenant l'inflation sous-jacente n'est pas significativement meilleure qu'un simple modèle autorégressif <sup>8</sup> (cf. encadré 3 pour une description des modèles). Cette faible capacité prédictive met en évidence les limites d'un indicateur synthétique comme l'inflation sous-jacente.

6 Cette hypothèse n'est pas rejetée statistiquement sur la période 1985-2005 mais pose un problème d'interprétation théorique. Statistiquement, on distingue les processus aléatoires stationnaires (au deuxième ordre) – qui sont de moyenne et de dispersion autour de la moyenne (de variance) stables au cours du temps – des processus non stationnaires – pour lesquels l'une au moins de ces caractéristiques évolue au cours du temps. Les variables qui ont des tendances – ce qui est typiquement le cas des variables économiques considérées en niveau (ou en logarithmes comme ici) – entrent dans cette deuxième catégorie. Les variables non stationnaires en niveau mais dont les variations sont stationnaires sont dites intégrées d'ordre 1 – ce qui se note I(1).

7 Il s'agit ici d'une notion statistique qui signifie que le passé de l'un des indicateurs contient une information propre utile à la prévision de l'autre indicateur.

8 La faible capacité prédictive de l'inflation sous-jacente n'est pas contradictoire avec l'existence d'un lien de causalité à long terme. En effet tester l'existence d'un lien de causalité équivaut à évaluer la capacité prédictive de l'équation, sur l'échantillon d'estimation, à l'horizon d'un mois uniquement.

Tableau 2 Qualité prédictive de divers modèles (erreurs de simulations hors-échantillon 2000-2006)

Horizon (mois)	France			Allemagne			Zone euro			France IPC		
	AR	VAR	VECM	AR	VAR	VECM	AR	VAR	VECM	AR	VAR	VECM
1	3,45	3,42	3,42	8,26	8,04	7,88	0,66	0,63	0,55	2,03	2,09	2,40
2	2,99	3,05	3,03	7,90	8,21	8,27	0,66	0,71	0,64	2,32	2,46	2,62
3	2,12	2,13	2,34	7,93	8,03	8,45	0,57	0,61	0,60	1,85	1,93	2,10
6	<b>1,83</b>	<b>1,84</b>	2,27	6,75	6,72	7,13	<b>0,55</b>	<b>0,55</b>	0,71	<b>1,82</b>	<b>1,81</b>	1,98
12	1,56	1,63	2,21	6,19	6,26	6,80	<b>0,73</b>	<b>0,72</b>	1,13	<b>1,94</b>	<b>1,95</b>	2,13
24	1,38	1,38	2,39	3,51	3,52	3,84	<b>0,42</b>	<b>0,40</b>	0,93	1,73	1,72	1,99

Note : Chiffres en gras lorsque le modèle domine l'un des deux autres

## ENCADRÉ 3

## Inflation et inflation sous-jacente : tests économétriques

## 1. Tests de causalité

Pour mettre en évidence le lien de causalité de l'inflation sous-jacente vers l'inflation totale, on estime l'équation

$$\Pi_t = \sum_{i=1}^K \alpha_i \cdot \Pi_{t-i} + \sum_{i=1}^K \beta_i \Pi_{t-i}^* + \varepsilon_t$$

où  $\Pi$  est l'inflation totale et  $\Pi^*$  l'inflation sous-jacente, mesurées par la croissance mensuelle ou le glissement annuel des prix.

L'hypothèse  $H_0$  testée est que les coefficients  $\beta_i$  sont nuls (non-causalité). Un test identique (mutatis mutandis) est effectué pour tester la causalité de l'inflation totale vers l'inflation sous-jacente. Le tableau 1 présente les p-value des deux tests, ainsi que la somme des coefficients  $\beta_i$ . Il y a causalité si la p-value est faible, par exemple inférieure à 5 %. Les données de l'IPCH sont soumises à un changement de saisonnalité dû à une évolution de la méthodologie de constitution de l'indice (notamment concernant le traitement des soldes). Ce changement est pris en compte soit par la méthode de calcul des séries corrigées des variations saisonnières utilisées, soit par l'ajout de deux jeux de variables muettes saisonnières dans les régressions sur séries brutes pour prendre en compte la rupture observée.

## 2. Pouvoir prédictif hors-échantillon

Trois spécifications ont été testées sur les séries d'inflation mensuelle désaisonnalisées :

équation autorégressive (AR) :  $\Pi_t = \sum_{i=1}^K \alpha_i \cdot \Pi_{t-i} + \varepsilon_t$

modèle VAR :  $\Delta \begin{pmatrix} \Pi_t \\ \Pi_t^* \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^K A_i \cdot \Delta \begin{pmatrix} \Pi_{t-i} \\ \Pi_{t-i}^* \end{pmatrix} + \varepsilon_t$

modèle VECM :  $\Delta \begin{pmatrix} \Pi_t \\ \Pi_t^* \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^K A_i \cdot \Delta \begin{pmatrix} \Pi_{t-i} \\ \Pi_{t-i}^* \end{pmatrix} + B \cdot (\Pi_{t-1} - \gamma \cdot \Pi_{t-1}^*) + \varepsilon_t$

Chaque équation permet de formuler une prévision à l'horizon  $H$  et donc de calculer une erreur de prévision à cet horizon. Pour évaluer les différents modèles, des simulations rétrospectives sur la période passée sont réalisées hors échantillon, c'est-à-dire que les modèles sont récursivement ré-estimés à chaque nouveau point.

Le tableau 2 contient les erreurs quadratiques moyennes de prévision (EQM) hors échantillon des différents modèles, selon l'horizon de prévision. Lorsqu'un modèle domine au moins l'un des deux autres, l'EQM du ou des modèles significativement meilleurs, au sens du test statistique de Diebold et Mariano (1995), apparaissent en gras. Dans aucun cas le test ne conclut à ce qu'un modèle domine simultanément les deux autres.

### 3 | Perception et anticipation de l'inflation

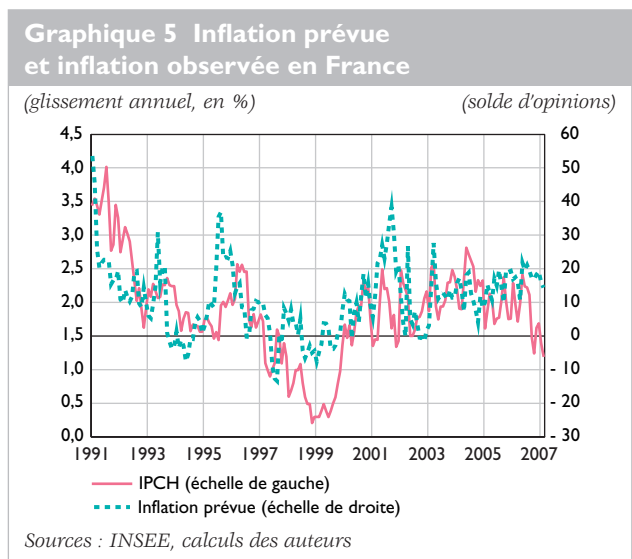
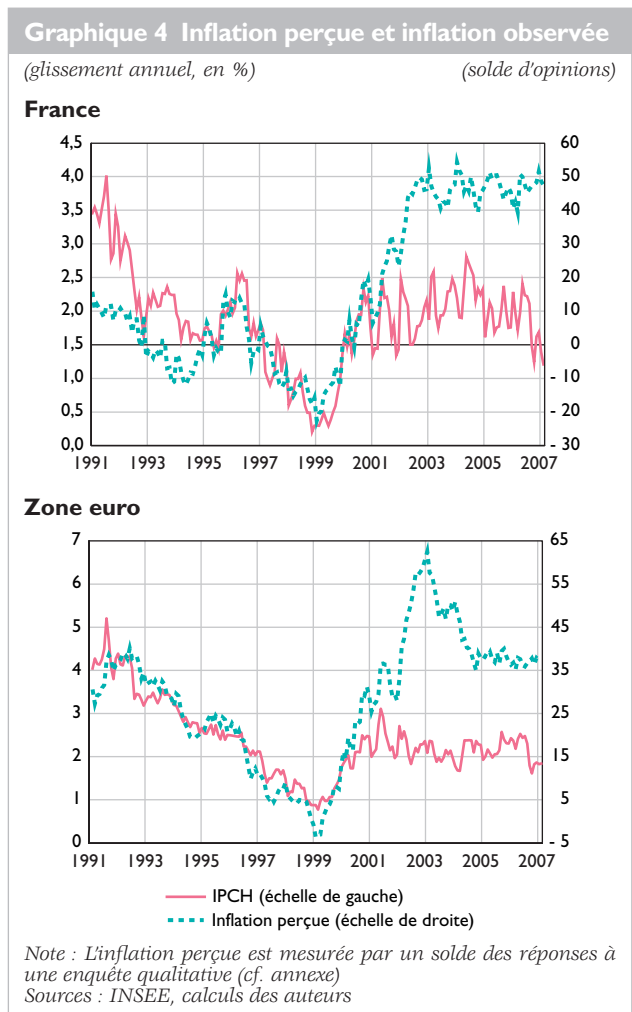
En fonction de leur expérience propre et d'autres informations dont ils peuvent disposer, les ménages se font une idée de l'évolution des prix ; il est intéressant de la comparer à l'évolution effective des prix, telle que mesurée par l'indice et d'évaluer si elle influence leurs comportements.

#### 3 | I Inflation perçue par les ménages : la rupture de 2002

Dans l'enquête communautaire auprès des ménages, réalisée en France par l'INSEE, une question porte sur l'évolution passée des prix, une autre sur leur évolution anticipée et une autre sur leur situation financière personnelle (cf. le questionnaire en annexe). Les analystes désignent de façon usuelle les soldes d'opinions aux deux premières questions <sup>9</sup> respectivement par inflation perçue et inflation prévue, alors même que les ménages ne répondent pas directement en indiquant un niveau d'inflation. Cela se justifie par le lien observé par le passé entre l'inflation telle que mesurée par les instituts statistiques et ces soldes d'opinions, au moins pour l'inflation passée. En effet, le lien entre inflation perçue et observée a été relativement robuste jusqu'en 2002, alors que celui entre inflation prévue et observée était plutôt lâche (cf. graphiques 4 et 5).

Au moment du passage à l'euro fiduciaire, le lien entre inflation perçue et inflation effective s'est brutalement distendu dans tous les pays de la zone euro <sup>10</sup>. Vers 2004, l'inflation perçue s'est à nouveau rapprochée de l'inflation mesurée dans certains des pays, mais pas en France.

Dans le même temps, les soldes d'opinions sur les autres questions de l'enquête auprès des ménages n'ont pas connu des telles ruptures inexplicables. Ainsi, la relation entre l'inflation anticipée et l'inflation observée ne s'est pas particulièrement détériorée et le pouvoir d'achat perçu est resté en ligne avec le pouvoir d'achat du revenu disponible brut des ménages effectivement mesuré. Dans les deux cas cependant, les liens observés dans le passé entre l'indicateur tiré des enquêtes auprès des ménages et l'indicateur quantitatif sont assez irréguliers (cf. graphiques 5 et 8).



<sup>9</sup> Le solde d'opinions désigne la différence entre la proportion des ménages ayant répondu par une modalité dénotant une hausse et celle ayant répondu par une modalité dénotant une baisse.

<sup>10</sup> Ce mouvement n'a pas eu lieu au Royaume-Uni ou au Danemark par exemple.



Il est aussi notable que d'autres indicateurs disponibles sur la perception ou l'anticipation d'inflation par les autres agents économiques n'ont pas non plus été modifiés lors du passage à l'euro. Ni les questions sur les prix dans les enquêtes auprès des industriels ou du commerce de détail, ni les anticipations d'inflation implicites des obligations indexées, ni les prévisions des experts n'ont fait l'objet d'une rupture semblable à celle observée sur l'inflation perçue par les ménages.

### 3 | 2 Que mesure l'inflation perçue ? Pourquoi le décrochage ?

Plusieurs raisons ont été évoquées pour expliquer la rupture en 2002. Une analyse utilisant les évolutions observées dans les différents pays de la zone euro suggère que la complexité du taux de conversion a joué un rôle (Ehrmann, 2006). Une autre des raisons les plus plausibles réside dans la sensibilité des ménages aux hausses de prix des produits courants lors du passage à l'euro. Le prix des produits courants a fortement accéléré en 2001 et 2002 puis a connu une croissance soutenue, au moment du passage à l'euro fiduciaire. Certaines hausses, que l'on a observées dans les pays de la zone euro mais pas au Royaume-Uni, Danemark ou Suède, ont pu être directement liées à l'introduction de l'euro fiduciaire et à la perte de certains repères par les consommateurs, comme par exemple pour le café dans les cafés et restaurants ou les coiffeurs (Attal-Toubert *et alii*, 2002)<sup>11</sup>. D'autres, communes à l'ensemble des pays de l'Union européenne, ont pu avoir des sources externes, comme par exemple pour les fruits et légumes, suite à une vague de froid, ou la viande, suite aux épizooties (fièvre aphteuse et vache folle). Enfin, la forte progression des coûts salariaux dans certains services à cette époque (liée aux hausses du salaire minimum non compensées par des exonérations de cotisations sociales) et les hausses de prix du tabac sont des facteurs proprement nationaux. Sur la période 1996-2005, en testant le pouvoir explicatif des différentes composantes de l'IPCEN dans l'évolution de l'inflation perçue, il apparaît que seuls l'alimentaire hors produits frais, le tabac, l'énergie, les loyers ainsi que les services à la personne et de réparation<sup>12</sup> sont significatifs. À partir des coefficients estimés de cette équation, on peut reconstituer un poids implicite subjectivement attribué à chacune des composantes par les ménages (cf. tableau 3) si on

Tableau 3 Pondérations sectorielles dans l'inflation observée et l'inflation perçue

	Pondérations		
	implicites de l'inflation perçue	de l'IPCH	de l'IPCEN
Alimentation hors produits frais	18	10	15
Tabac	2	2	2
Énergie	3	9	8
Loyers	38	8	7
Services aux particuliers	40	34	24
Autres postes	–	37	44

suppose que les ménages évaluent correctement les variations des prix des principales composantes de l'IPCEN mais ne les pondèrent pas de la même façon que l'indice<sup>13</sup>. Dans leur perception de l'inflation, les ménages surpondéreraient essentiellement les loyers ; ils négligeraient environ 40 % de leurs dépenses dans leur évaluation de l'inflation.

Ces résultats sont cependant à interpréter avec prudence : le calcul n'a pas pu être mené sur longue période et les fortes fluctuations de court terme des prix relatifs rendent les calculs peu stables. À titre d'exemple, la baisse notable des prix des produits de grande consommation dans la grande distribution en septembre 2004 n'a pas été accompagnée par une diminution de l'écart entre inflation perçue et observée. De plus, si les loyers apparaissent un élément d'explication de l'inflation perçue depuis 1996, sur la période 1987-2003, l'INSEE (2003) met en évidence le lien entre inflation perçue et prix de l'alimentaire et de l'énergie mais écarte les services (en particulier les loyers). Dans la zone euro, la Banque centrale européenne (2003) ne trouve pas de lien entre l'inflation perçue et un indice de « dépenses de poche » construit *a priori* à partir des composantes de l'IPCH.

La presse française et la Banque d'Italie citent aussi parmi les raisons possibles du décrochage la perte de repère lié au passage à l'euro et la perception d'une évolution modérée du pouvoir d'achat, qui ferait paraître l'évolution des prix plus rapide. Le sondage annuel effectué par la Commission européenne montre en effet que la France est le pays où les particuliers ont eu le plus de difficultés avec l'euro. Cependant ce

11 Si les changements de prix ont été particulièrement nombreux à l'occasion du passage à l'euro, cela a résulté à la fois d'un plus grand nombre de hausses et de baisses de prix (Baudry *et alii* 2005a et 2005b).

12 « Autres services » dans la décomposition de l'IPCEN pour l'analyse conjoncturelle

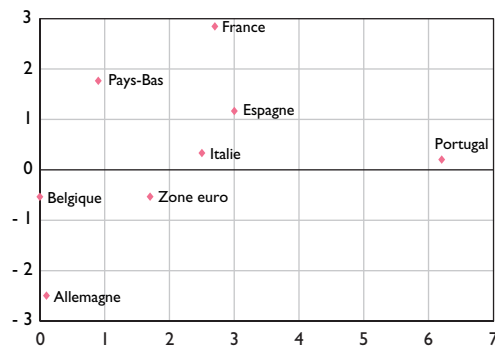
13 Ces calculs de pondération implicite sont une actualisation de ceux présentés dans la revue du *Crédit Agricole*, Flash Eco du 26 mars 2004.

sondage ne révèle pas de telles difficultés dans le cas de l'Espagne, pays qui pourtant se caractérise également par une divergence durable entre inflation perçue et observée <sup>14</sup>. De même, la France et l'Espagne se sont plutôt distinguées par une croissance dynamique du pouvoir d'achat des ménages et l'écart entre inflation perçue et inflation observée s'y est maintenu alors même qu'en Allemagne, où le pouvoir d'achat était étale, l'écart s'est resserré.

La forte augmentation des prix de l'immobilier a pu être à l'origine du décrochage apparu en 2002. Cet argument, s'il peut *a priori* être avancé dans le cas de la France, est difficilement transposable au cas allemand. En France, la croissance des prix relatifs de l'immobilier <sup>15</sup> est légèrement corrélée à l'inflation perçue, mais l'évolution des prix de l'immobilier ne permet pas d'expliquer spécifiquement la rupture de 2002 (cf. graphique 6). Aucremanne et Collin (2005) ont cherché à relier la persistance du décrochage entre le solde d'opinions sur l'évolution passée des prix et l'inflation observée, qui varie selon les pays de la zone euro, à la croissance des prix de l'immobilier, mais ce lien n'apparaît pas statistiquement significatif. Le même exercice réalisé avec la croissance des loyers relatifs aboutit formellement à la même conclusion (cf. graphique 7). La fragilité de ces analyses provient de ce qu'elles sont *de facto* limitées à la zone euro sur la période 2003-2005, après la rupture de 2002. À titre de contre-exemple, ni la bulle immobilière du début des années quatre-vingt-dix en France, ni la situation récente de forte hausse des prix immobiliers au

**Graphique 7 Loyers relatifs et décrochage entre inflation perçue et inflation observée**

(en %, axe des abscisses : écart (en pp) entre inflation perçue et inflation observée au troisième trimestre 2005, axe des ordonnées : progression des loyers réels de 2002 à 2005)



Sources : Eurostat, calculs des auteurs

Note : L'écart entre inflation perçue et inflation observée est obtenu en extrapolant à partir de 2001 la relation observée antérieurement entre le solde d'opinions des ménages sur l'évolution passée des prix et l'inflation effectivement mesurée, ce qui donne une mesure de l'inflation perçue, puis en faisant la différence avec l'inflation effectivement observée.

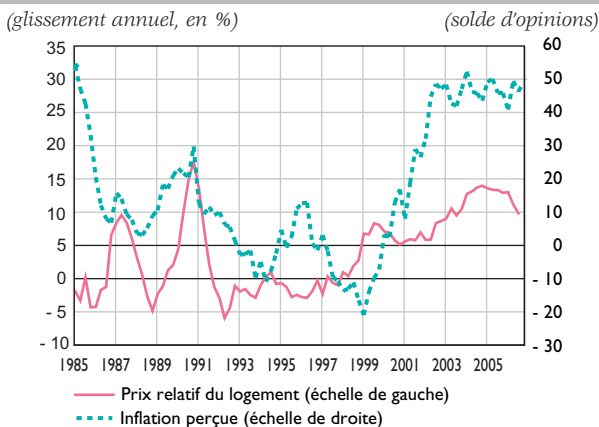
Royaume-Uni n'ont donné lieu à un écart particulier entre inflation perçue et inflation observée.

### 3 | 3 L'inflation perçue n'influe pas sur les comportements

Au-delà de la recherche des déterminants de l'inflation perçue, l'influence de cette dernière sur les comportements macroéconomiques est un aspect d'intérêt pour la conduite de la politique monétaire. Deux comportements sont particulièrement susceptibles d'être influencés par l'inflation perçue : la consommation des ménages et la formation des salaires. Dans le premier cas, la perception d'une forte inflation pourrait amener les ménages à consommer moins et donc à épargner plus de façon à maintenir le pouvoir d'achat de leur patrimoine. Dans le second cas, la perception d'une inflation plus forte pourrait amener des revendications salariales plus fortes, revendications qui peuvent cependant ne pas être acceptées par les employeurs.

L'information supplémentaire contenue dans le solde d'opinion par rapport à celle contenue dans la seule série d'inflation mesurée par l'indice, est ici économétriquement mesurée par le résidu d'une régression de l'inflation perçue sur l'inflation effective. Une même spécification a été définie, avec

**Graphique 6 Progression du prix relatif de l'immobilier et inflation perçue en France**



Sources : INSEE, calculs des auteurs

Note : L'inflation perçue est mesurée par un solde des réponses à une enquête qualitative

<sup>14</sup> "The euro, xx years later", Commission européenne (2002 à 2006).

<sup>15</sup> Ratio des prix de l'immobilier sur indice des prix à la consommation

trois alternatives possibles : une variable de contrôle pour le niveau de l'indice ; une variable de contrôle pour l'existence d'une rupture à partir de 2002, quelle que soit son origine ; pas de variable de contrôle supplémentaire sur une période d'estimation qui se termine en 2001. Le décrochage n'apparaît que dans les résidus de la dernière des spécifications.

Nous avons testé la significativité de ce résidu dans les équations modélisant la consommation et les salaires dans le modèle Mascotte de la Banque de France (Baghli *et alii*, 2003).

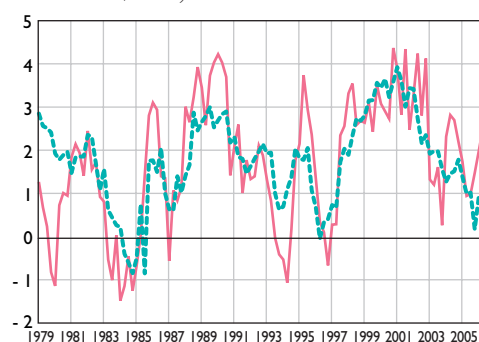
Les résultats des tests économétriques présentés dans l'encadré 4 montrent que l'information supplémentaire contenue dans le solde d'opinion n'a pas d'impact significatif sur les comportements de consommation, résultat semblable à celui de Lefranc (2003). Sur les salaires, le résidu dérivé de la seconde régression apparaît faiblement significatif, suggérant un impact possible de la mauvaise perception de l'inflation sur les salaires. Le résidu qui incorpore le décrochage de l'inflation perçue en 2002 n'est pas significatif. En effet, les résidus de l'équation de Mascotte ne présentent pas de « plateau » semblable. De plus, s'ils sont en moyenne positifs depuis 2002, un tel mouvement n'est pas exceptionnel.

Il est à noter que le solde d'opinions des ménages sur l'inflation prévue a des caractéristiques tout à fait différentes de celui concernant l'inflation perçue, comme l'établit la comparaison des graphiques 4 et 5. Si une rupture existe en 2002 dans la série des anticipations, elle est beaucoup moins prononcée

que celle de l'inflation perçue. En revanche, une rupture apparaît de façon significative au dernier trimestre 1990, sans qu'on la retrouve pour l'inflation perçue. Ainsi, les deux soldes d'opinions concernant l'inflation n'évoluent pas de façon synchronisée. Par ailleurs, les soldes d'opinions des ménages sur leur situation financière ne présentent pas une rupture aussi marquée avec l'évolution du pouvoir d'achat effectivement mesuré, compte tenu des irrégularités observées dans le passé (cf. graphique 8). Ce dernier facteur contribue à expliquer pourquoi le décrochage de la perception d'inflation n'a pas eu d'impact sur les comportements des agents.

**Graphique 8 Pouvoir d'achat perçu et pouvoir d'achat observé en France**

(glissement annuel, en %)



— Pouvoir d'achat du revenu disponible brut  
 - - - Situation financière passée \*

\* La situation financière est construite comme solde des réponses à une enquête qualitative, recalé sur la progression observée du pouvoir d'achat de façon à ce qu'il ait même moyenne et même variance.

Sources : INSEE, calculs des auteurs

ENCADRÉ 4

**Inflation perçue et comportements macroéconomiques**

Nous estimons tout d'abord trois équations reliant inflation perçue et inflation observée (tableau ci-dessous).

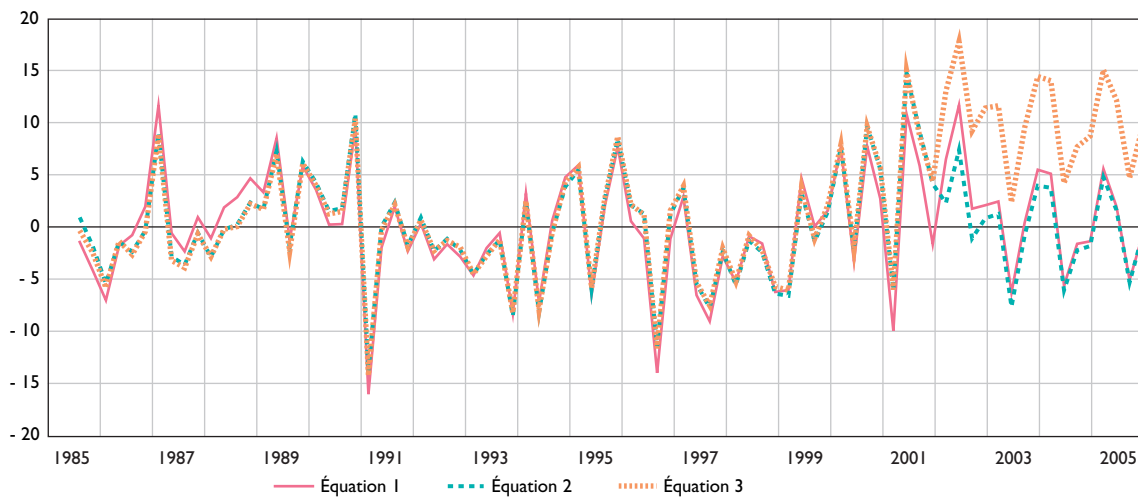
Période d'estimation	1. $\Delta \text{infl\_perc}_t$		2. $\Delta \text{infl\_perc}_t$		3. $\Delta \text{infl\_perc}_t$	
	1985-2005				1985-2001	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
$\Delta \text{infl\_perc}_{t-1}$	0,0149	0,13	0,0885	0,85	0,0734	0,63
$\text{Infl\_perc}_{t-1}$	- 0,0882	- 2,46	- 0,2399	- 4,19	- 0,2331	- 3,69
$\text{Log}(\text{Pc}_{t-1}/\text{Pc}_{t-2})$	335,6393	1,56	413,3364	2,09	489,4545	2,15
$\text{Log}(\text{Pc}_{t-1})^*$	17,2366	2,71				
Dum2002-			10,6890	3,97		
Constante	- 79,2502	- 2,68	- 1,0763	- 0,92	- 1,5625	- 1,20
R <sup>2</sup>		0,13		0,21		0,19

\* Cette variable étant au moins intégrée d'ordre 1, le seuil de significativité usuel pour le t de Student ne s'applique pas (il est proche de 4 au lieu de 1,96).

Dum2002 : indicatrice prenant la valeur 1 sur la période 2002-2005

Les résidus (potentiellement interprétables comme des erreurs de perception d'inflation) figurent dans le graphique ci-dessous.

Résidus des équations reliant la perception d'inflation à l'inflation observée  
Résidu des équations d'inflation perçue



Les résidus des équations 1 et 2 sont très proches. Ceux de l'équation 3 divergent à partir de 2002 car le modèle inclut la rupture. .../...

Dans un second temps nous estimons des équations de consommation et de salaire selon les spécifications suivantes :

$$\Delta \log C_t = a_1 + a_2 \left[ \log \left( \frac{C_{t-1}}{rdb_{t-1}} \right) - \left( \frac{T_{t-1}}{rdb_{t-1}} \right) \right] + a_3 \Delta \log P_t + a_4 \left[ \Delta \log rdb_t + \Delta \left( \frac{T_t}{rdb_t} \right) \right]$$

$$+ a_5 \left[ \Delta \log rdb_{t-1} + \Delta \left( \frac{T_{t-1}}{rdb_{t-1}} \right) \right] + a_6 \text{ resid } 1_{t-1} + a_7 \text{ resid } 1_{t-3} + a_8 Du_{744} + a_9 Du_{801} + a_{10} Du_{964} + a_{11} Du_{861904}$$

$$\Delta \log \left( \frac{S_t}{P_t^{VA}} \right) = b_1 + b_2 \Delta \log \left( \frac{P_t^{VA}}{P_{t-1}^{VA}} \right) + b_3 \Delta cse_t + b_4 \Delta \log \left( \frac{P_t}{P_t^{VA}} \right) + b_5 \Delta \log \left( \frac{P_{t-1}}{P_{t-1}^{VA}} \right) + b_6 \left[ \log \left( \frac{S_{t-1}}{P_{t-1}} \right) - \log \pi_{t-1} - lc_{ss}_{t-1} \right]$$

$$+ b_7 U_{t-2} + b_8 \Delta U_{t-1} + b_9 \Delta U_{t-2} + b_{10} \text{ resid } 1_{t-1} + b_{11} Trd_{832} + b_{12} Du_{832} + b_{13} Du_{992994}$$

avec :  $C_t$  : dépenses de consommation en volume  
 $T_t$  : crédit de trésorerie en termes réels  
 $RDB_t$  : pouvoir d'achat du revenu disponible brut des ménages  
 $S_t$  : rémunérations par tête versées par les SNF-EI  
 $P_t, P_t^{VA}$  : déflateur de la consommation et de la valeur ajoutée  
 $U_t$  : taux de chômage  
 $CSE_t$  : taux de cotisation sociale employeur  
 $\pi_t$  : productivité  
 $lc_{ss}_t$  : coin social

**Nous estimons ces équations avec ou sans résidu des équations d'inflation perçue sur l'inflation observée.**

Les équations non contraintes  $H_a$ , sont comparées à l'aide du test de Fisher aux équations contraintes  $H_0$  qui n'incorporent pas les résidus des équations d'inflation perçue/prévue (ce qui équivaut à contraindre leur coefficient à 0) et qui correspondent à celles utilisées dans le modèle de prévision de la Banque de France (modèle Mascotte).

Variable expliquée	Résidu 1	Résidu 2	Résidu 3
Consommation	1,79 (3,00)	1,78 (3,00)	1,84 (3,00)
Salaire	2,26 (3,84)	3,51 (3,84)	1,04 (3,00)

Pour chaque variable expliquée, le tableau présente les statistiques de Fisher associées aux équations avec et sans résidu pour chacun des résidus des équations d'inflation perçue, et, en italique, le seuil à 95 % de ces statistiques. Lorsque la statistique de Fisher dépasse le seuil, on rejette le modèle  $H_0$  au profit des équations incorporant les résidus, ce qui signifie que l'information contenue dans l'inflation perçue/prévue et qui n'est pas expliquée par l'inflation réelle améliore les équations. On constate que l'hypothèse  $H_0$  n'est jamais rejetée au seuil de 5 %. Elle est néanmoins acceptée si l'on retient un seuil de 10 % pour l'impact du résidu de l'équation 2 dans l'équation de salaire. Au total, l'« erreur de perception » sur l'inflation n'influence pas les deux comportements d'épargne et de salaire, sauf pour le résidu de l'équation 2, qui corrige l'erreur de perception du décrochage observé depuis 2002.

L'IPCH, un indicateur privilégié de l'inflation dans la zone euro, a fait l'objet d'un important travail d'harmonisation et d'amélioration depuis 10 ans. Les biais susceptibles d'affecter cet indicateur restent faibles, même s'il demeure des débats méthodologiques sur le point de la prise en compte du coût du logement.

Des indicateurs alternatifs comme l'inflation sous-jacente peuvent être utiles pour l'analyse conjoncturelle, mais affichent une performance assez limitée en prévision. Les indicateurs non-standards comme les indices « chariot-type » ne sont pas un bon reflet des dépenses des ménages.

Les ménages ont eu, particulièrement en France, une perception d'inflation forte, en décalage avec la réalité statistique mesurée par l'indice des prix. Ce décrochage persistant reste difficile à comprendre. Il ne semble toutefois pas avoir influencé les comportements économiques.



## Bibliographie

### Advisory Commission to Study the CPI (1996)

"Final report of the Advisory Commission to study the Consumer Price Index", Washington DC. Govt Print Office

### Attal-Toubert (K.), De Belleville (L.-M.) et Pluyaud (B.) (2002)

« L'impact à court terme sur les prix du passage à l'euro fiduciaire » *Bulletin de la Banque de France*, n° 105, septembre

### Aucremanne (L.) et Collin (M.) (2005)

"Is there a discrepancy between measured and perceived inflation in the euro area countries since the euro cash changeover?", séminaire OCDE, 21-22 juin

### Baghli (M.), Brunhes-Lesage (V.), de Bandt (O.), Fraisse (H.) et Villetelle (J.-P.) (2003)

« Le modèle de prévision Mascotte pour l'économie française : principales propriétés and résultats de variantes », *Bulletin de la Banque de France*, n° 118, octobre

### Baudry (L.), Le Bihan (H.), Sevestre (P.) et Tarrieu (S.) (2005a)

« La rigidité des prix en France. Quelques enseignements des relevés de prix à la consommation », *Économie et Statistique*, n° 386, p. 37-57

### Baudry (L.), Le Bihan (H.), Sevestre (P.) et Tarrieu (S.) (2005b)

« Caractéristiques des ajustements de prix en France et dans la zone euro : quelques faits stylisés tirés des données individuelles de prix à la consommation », *Bulletin de la Banque de France*, n° 141, septembre, p. 41-57

### Banque centrale européenne (2003)

« Évolution récente de la perception de l'inflation dans la zone euro », *Bulletin mensuel*, octobre

### Centre d'Analyse stratégique (2006)

« Comment évolue le pouvoir d'achat en fonction de l'hétérogénéité des structures de consommation en France », *La note de veille externe*, n° 32.

### Commission européenne (2002 à 2006)

"The euro, xx years later"

### Del Giovane (P.) et Sabbatini (R.) (2005)

"The introduction of the euro and the divergence between officially measures and perceived inflation: the case of Italy", Banque d'Italie

### Deutsche Bundesbank (2002)

"Changes in the official consumer price statistics and their implications for the 'measurement bias' in the inflation rate", *Monthly report*, août, p. 38-39

### Diebold (F.) et Mariano (R.) (1995)

"Comparing predictive accuracy", *Journal of Business and Economic Statistics*, juillet, vol. 13, n° 3

### Ehrmann (M.) (2006)

"Rational inattention, inflation developments and perceptions after the euro cash changeover", *ECB working paper series*, n° 588, février

### Gordon (R. J.) (2006)

"The Boskin Commission report : a retrospective one decade later", *International productivity monitor*, n° 12, printemps

### Guédès (D.) (2004)

« Impact des ajustements de qualité dans le calcul de l'indice des prix à la consommation », document de travail, INSEE, n° F0404

### Guédès (D.) (2006)

« Indice des prix à la consommation par catégories de ménages 1996-2006 », document de travail, INSEE n° F0606

### INSEE (1998)

« Pour comprendre l'indice des prix », *INSEE Méthodes*, n° 81-82

### INSEE (2003)

« L'inflation au moment du passage à l'euro », *L'Économie Française 2003-2004*, Le Livre de Poche, Paris

### Le Bihan (H.) et Sédillot (F.) (2002)

"Implementing and interpreting indicators of core inflation. The case of France", *Empirical Economics*, vol. 27, n° 3, p. 473-497

**Lebow (D.) et Rudd (J.) (2003)**

"Measurement error in the consumer price index: where do we stand?", *The Journal of Economic Literature*, vol. 41, n° 1

**Lefranc (S.) (2003)**

« Le brouillage des prix induit par le passage à l'euro fiduciaire a-t-il affecté la consommation des ménages dans la zone euro ? », *DP analyse économique*, n° 20

**Lequiller (F.) (1997)**

« L'indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation ? », *Économie et Statistique*, n° 303, p. 3-32

**Revue du Crédit Agricole (2004)**

*Flash Eco*, 26 mars

## Annexe

### Questions posées dans l'enquête ménage

#### Prix

**Évolution passée :** pensez-vous que, depuis six mois, les prix ont...

- ... beaucoup augmenté (+)
- ... moyennement augmenté
- ... un peu augmenté (-)
- ... peu varié (-)
- ... légèrement diminué (-)
- ... ne sait pas.

**Perspectives d'évolution :** par rapport à ce qui se passe actuellement, pensez-vous que dans les mois qui viennent...

- ... il y aura une hausse des prix plus rapide (+)
- ... il y aura une hausse des prix aussi rapide
- ... il y aura une hausse des prix moins rapide (-)
- ... les prix resteront stationnaires (-)
- ... les prix vont légèrement diminuer (-)
- ... ne sait pas.

#### Situation financière personnelle

**Évolution passée :** au cours des douze derniers mois, la situation financière de votre foyer...

- ... s'est nettement améliorée (+)
- ... s'est un peu améliorée (+)
- ... est restée stationnaire
- ... s'est un peu dégradée (-)
- ... s'est nettement dégradée (-)
- ... ne sait pas.

Pour chaque question, le **solde d'opinions** est calculé comme la somme des réponses marquées d'un (+) moins la somme des réponses marquées d'un (-).