



HAL
open science

L'inflation perçue

Jérôme Accardo, Claire Célérier, Nicolas Herpin, Delphine Irac

► **To cite this version:**

Jérôme Accardo, Claire Célérier, Nicolas Herpin, Delphine Irac. L'inflation perçue. *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, 2012, 447, pp.3 - 31. hal-03384650

HAL Id: hal-03384650

<https://hal.science/hal-03384650>

Submitted on 19 Oct 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

L'inflation perçue

Jérôme Accardo*, **Claire Célérier****, **Nicolas Herpin*****
et Delphine Irac****

Depuis plusieurs années, les opinions personnelles sur l'inflation (OPI) des consommateurs, mesurées par l'enquête de conjoncture auprès des ménages, surestiment en moyenne le niveau de l'inflation tel que l'évalue l'indice des prix à la consommation (IPC). Deux types d'explications sont d'abord envisagés.

Une première approche est de nature socio-politique : l'opinion des consommateurs sur le niveau d'inflation ne serait pas la résultante de leurs propres observations des prix des biens et des services, mais une construction collective, suivant le modèle de la rumeur, suscitée par une défiance envers les informations officielles et la nourrissant, et amplifiée par le traitement médiatique des événements économiques.

La seconde approche postule, au contraire, que les consommateurs observent bien les évolutions des différents prix et, à l'instar des instituts statistiques, construisent leur appréciation de l'inflation comme la moyenne de ces évolutions. L'écart entre l'OPI et l'IPC proviendrait alors soit de différences dans les pondérations utilisées (alors que les instituts statistiques se réfèrent à un panier de consommation moyen, les consommateurs retiendraient leur propre structure budgétaire), soit de divergences dans l'appréciation de l'évolution des prix des différents produits.

Après avoir discuté ces deux approches et souligné leurs insuffisances, l'étude présente une troisième approche fondée sur l'information du consommateur et sa situation d'achat. Le mécanisme essentiel a deux composantes : d'une part, le consommateur observe d'autant mieux les évolutions de prix que les produits correspondants sont achetés plus fréquemment. D'autre part, il est amené à surpondérer les prix en hausse par rapport à ceux qui restent stables ou diminuent, dans la mesure où ce sont les premiers qui peuvent constituer une menace pour l'équilibre de son budget. Ne tenant pas suffisamment compte des prix à la baisse, l'OPI est alors systématiquement au-dessus de l'IPC.

* Insee ; ** Banque de France ; *** Insee, CNRS ; **** Banque de France.

Depuis plusieurs années, la pertinence de l'indice des prix à la consommation (IPC) est fortement remise en cause dans le public, en France comme dans de nombreux autres pays. Le constat est bien établi : depuis 2004, l'enquête de conjoncture auprès des ménages (enquête Camme de l'Insee, voir encadré 1), recueille chaque mois, auprès d'environ 2 000 ménages interrogés par téléphone, leur estimation de l'inflation sur les 12 derniers mois.

Cette estimation, qu'on désignera dans cette étude comme *l'opinion personnelle sur l'inflation* (OPI), apparaît en permanence très nettement supérieure à celle mesurée par l'indice des prix à la consommation (graphique I). L'écart est en permanence de l'ordre de six points sur toute la période allant de janvier 2004 à décembre 2010. Des écarts analogues entre ce que perçoit le public et ce que mesure la statistique officielle s'observent dans la plupart des autres pays européens de la zone euro¹, le passage à l'euro ayant suscité de nombreuses études sur ce sujet.

Ainsi, sur une statistique économique de première importance, la mesure officielle et le sentiment du public divergent considérablement ; il en résulte une perte de crédibilité de l'IPC, plus ou moins marquée selon les pays, mais en France tout à fait manifeste. Cette perte de crédibilité affecte à son tour la façon dont sont perçues les statistiques de croissance économique ou l'évolution du pouvoir d'achat.

Les polémiques sur l'indice des prix ont eu au moins le mérite d'inciter les statisticiens et les économistes à pousser plus loin l'examen de leurs hypothèses et de leurs procédés de fabrication. L'IPC, qui est déjà une statistique dont les méthodes d'élaboration sont précisément codifiées internationalement et suivies en permanence par les organismes internationaux (en premier lieu Eurostat et le Fonds monétaire international), fait régulièrement l'objet d'examens approfondis visant à repérer et à évaluer des biais éventuels. Les études conduites en France à la fin des années 1990, à la suite des critiques formulées par le rapport Boskin à l'encontre de l'IPC américain (Boskin, 1996), avaient conclu à un biais très limité, inférieur à 0,3 point par an (Lequiller, 1997) qui, en outre, tendait à *surestimer* l'inflation. Les travaux plus récents pour le Conseil d'analyse économique (Moati, Rochefort, 2008), ne remettent pas en cause la qualité de l'IPC en tant que mesure de l'inflation. En d'autres termes, on n'a pas jusqu'à présent mis en évidence de bonnes raisons de douter de la fiabilité de l'IPC. Toute la question est alors de comprendre pourquoi il suscite malgré tout la défiance d'une large fraction du public qui n'y retrouve pas ce qu'elle pense observer.

Examinée sur les années 2004 à 2008, la distribution annuelle de l'OPI (c'est-à-dire l'histogramme, lissé, des valeurs citées chaque année

1. Voir Dieden et al. (2006) ; ceux-ci remarquent d'ailleurs que ce n'est pas en France que l'écart entre l'opinion moyenne du public et l'IPC est le plus fort.

Encadré 1

L'ENQUÊTE DE CONJONCTURE AUPRÈS DES MÉNAGES MENSUELLE (« ENQUÊTE CAMME »)

Tous les mois (à l'exception du mois d'août, jusqu'en 2008), l'Insee réalise une brève enquête téléphonique sur la conjoncture économique auprès d'un échantillon d'environ 2 000 ménages répondants. Chaque ménage est interrogé trois mois consécutifs (on parle de trois *vagues*) avant de sortir de l'échantillon. La personne interrogée est le titulaire de l'abonnement téléphonique ou son conjoint. Le questionnaire interroge l'enquêté sur son appréciation de la situation économique générale et de sa propre situation sur les quelques mois précédents et sur ses anticipations à court terme. Les résultats recueillis sont utilisés pour produire l'indicateur du moral des ménages. L'enquête fait partie d'un ensemble d'enquêtes analogues réalisées dans tous les pays de l'Union européenne, sous l'égide de la Commission européenne.

Depuis 1996, on demande à l'enquêté son opinion sur l'inflation au cours des 12 derniers mois (des six derniers pour la période 1996-2003). Plus précisément, la question posée est :

Trouvez-vous que, au cours des douze derniers mois, les prix ont :

- *fortement augmenté,*
- *modérément augmenté,*
- *un peu augmenté,*
- *stagné,*
- *diminué ?*

Depuis 2004 le questionnaire demande en outre une évaluation quantitative de cette inflation passée.

par les enquêtés), met en évidence plusieurs résultats (graphique II) :

- la distribution est remarquablement stable de 2004 à 2007. En 2008, néanmoins, la proportion des réponses les plus basses (inflation évaluée à moins de 6 points) diminue tandis que celle des réponses élevées (inflation évaluée à 10, 15 ou même 20 points) augmente. Le glissement annuel de l'IPC a culminé dans l'été 2008 à 3,6 % et s'est effondré ensuite sous l'effet de la récession et de la baisse corrélative du pétrole et des prix alimentaires. En 2009 et 2010, sa distribution retrouve l'aspect des années précédentes. En d'autres termes, l'évaluation des individus est qualitativement cohérente, en évolution, avec la mesure de l'IPC. L'écart entre l'IPC et l'inflation perçue par le public porte ainsi sur *le niveau* de l'inflation plutôt que sur la direction des évolutions de prix.

- Sur ce niveau, en revanche, l'écart est substantiel. Sur l'ensemble de la période 2004-2008, 61 % des enquêtés² estime l'inflation sur les 12 mois précédents à 5 % et plus (on rappelle que l'IPC, sur la même période, l'évalue à 1,9 % en moyenne)³. Pour 32 %, elle est de

10 % et plus, pour 18 % l'inflation est supérieure ou égale à 15 % par an, soit des niveaux qui, comme le remarquent Dieden *et al.*, (2006), sont très peu vraisemblables d'un point de vue économique (du moins pour la France durant la période analysée).

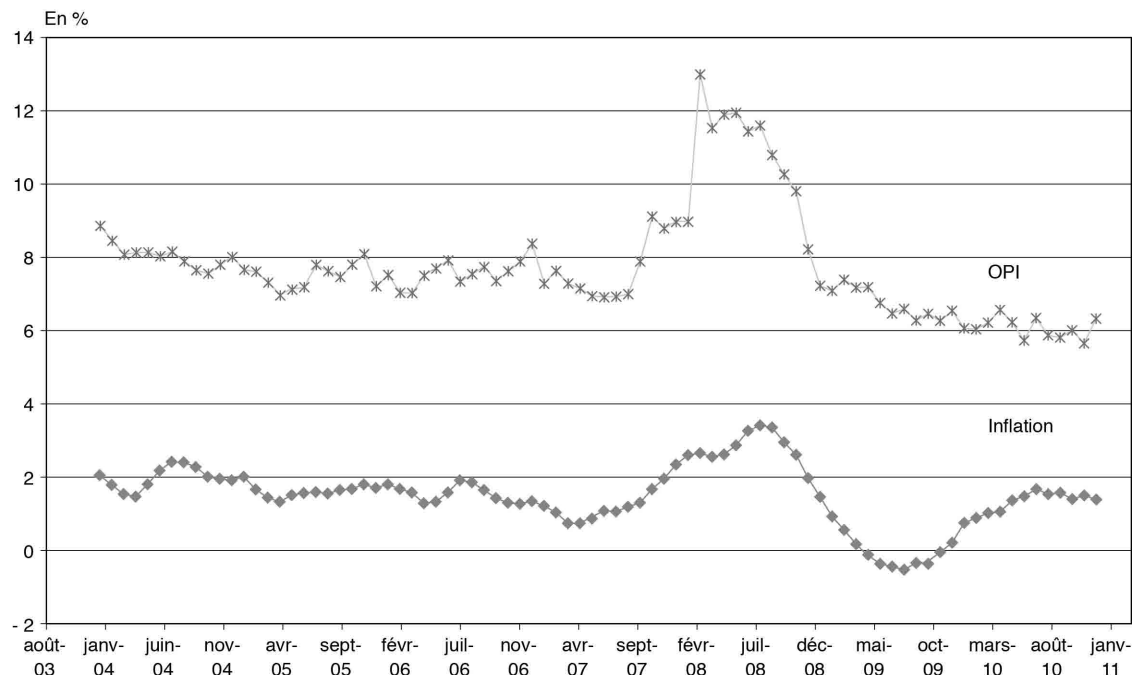
À quoi attribuer une telle divergence ? Si l'on écarte l'idée d'erreurs substantielles et systématiques de cet indice (dont on a vu qu'elle est infirmée par les audits, mentionnés plus haut, auxquels la méthodologie et la chaîne de production de l'IPC ont été soumises ces dernières années), on doit se tourner vers l'examen de ce qui fonde les opinions du public sur l'inflation.

Une première hypothèse est que, lorsqu'ils évaluent l'inflation, les individus n'émettent pas une appréciation factuelle issue d'une observation précise des prix, mais un jugement global d'ordre socio-politique sur leur situation. Leur appréciation de l'inflation serait ainsi *irrationnelle*, ce que

2. Pourcentage calculé sur les enquêtés fournissant une réponse sur l'OPI, soit 46 % de l'échantillon.

3. Moyenne des glissements sur douze mois de l'IPC Ensemble, France métropolitaine, de janvier 2004 à décembre 2008.

Graphique I
Inflation (taux de croissance annuelle de l'IPC) et moyenne des opinions personnelles sur l'inflation (OPI)



Lecture : en décembre 2010, l'IPC évaluait l'inflation sur les 12 derniers mois à 1,4 %. Elle était de 6,3 % selon l'estimation moyenne des personnes interrogées le même mois par l'enquête.

Champ : ménages ordinaires - France métropolitaine.

Source : Insee, indice des prix, enquêtes Camme, 2004-2010.

manifesterait l'écart avec l'IPC. Selon une telle approche, l'analyse des effets de l'introduction de l'euro sur la perception de l'inflation constituerait une illustration exemplaire de cette irrationalité des jugements.

L'hypothèse symétrique est celle de consommateurs parfaitement rationnels, dont l'appréciation de l'inflation serait construite à partir des prix réellement observés, selon une démarche comparable à celle de l'IPC. Les explications qui adoptent cette hypothèse cherchent alors la source du désaccord entre l'opinion et l'IPC dans une évaluation différente des deux composantes principales de tout indice de prix, à savoir le poids à attribuer aux multiples biens entrant dans le budget des consommateurs et l'évaluation de la variation de prix de chacun de ces biens.

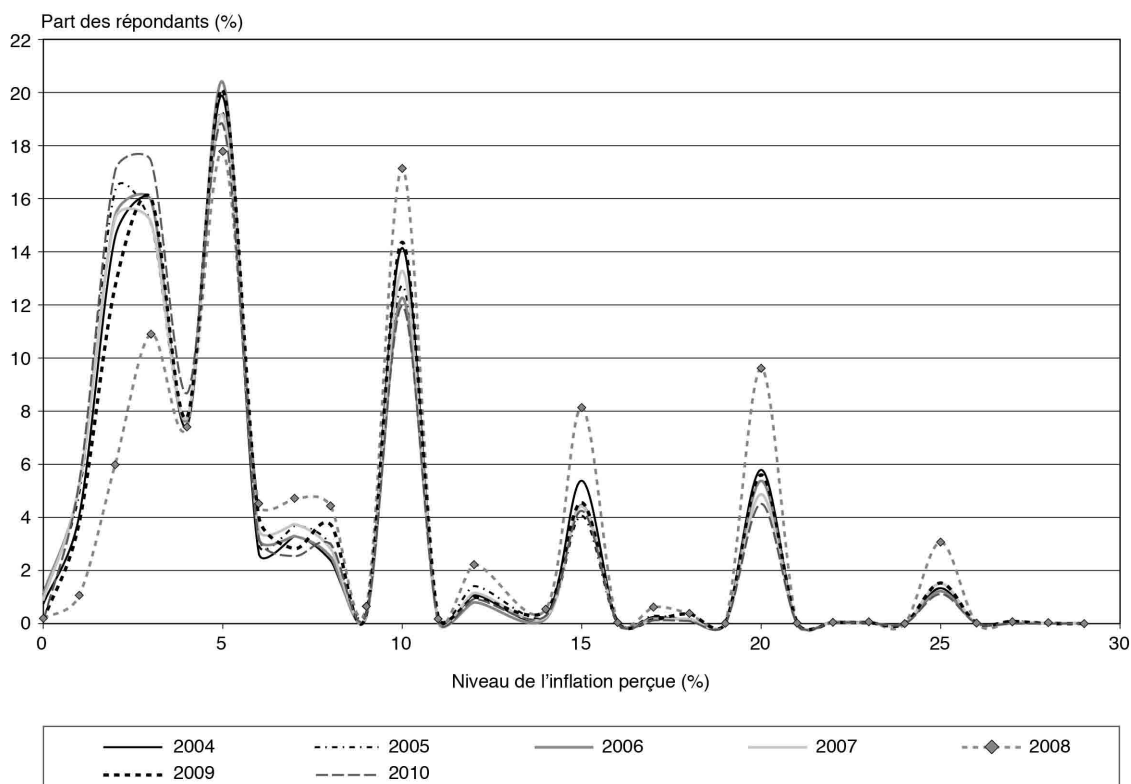
Un examen empirique détaillé, mobilisant en particulier les résultats des enquêtes mensuelles de conjoncture auprès des ménages et de deux

autres enquêtes consacrées à la perception des prix de quelques produits, conduit à souligner les difficultés de ces deux conceptions polaires à rendre correctement compte de ce que connaissent effectivement les consommateurs des prix. Il suggère de se tourner vers une troisième approche, qui s'appuie sur la notion de rationalité limitée pour y trouver un modèle plus convaincant de la formation de l'opinion du public sur l'inflation.

Le choc de l'introduction de l'euro et la pérennité de ses conséquences sur l'opinion dans les pays de l'Union européenne.

Quelques auteurs ont attiré l'attention sur la construction sociale de la perception de l'inflation, posant en définitive la question de la signification psychologique, sociale et politique de l'OPI. Des travaux sur l'information que donnent les médias ont montré le traitement

Graphique II
La distribution annuelle de l'OPI de 2004 à 2010



Lecture : en 2008, environ 18 % des enquêtés estiment que l'inflation des douze derniers mois est de 10 % ; la représentation graphique ne retient que les réponses strictement positives et inférieures à 30 %.
Champ : ménages ordinaires – France métropolitaine
Source : Insee, enquêtes mensuelles Camme.

asymétrique des nouvelles économiques (Soroka, 2006, sur la presse britannique). Ils observent en particulier que les médias évoqueraient plus souvent les mauvaises nouvelles (le retournement à la hausse du prix de l'essence par exemple) que les bonnes nouvelles (le retournement à la baisse du prix de l'essence). D'où viendrait ce biais en faveur des mauvaises nouvelles ? L'explication avancée est que, dans les pays où le régime politique est parlementaire, la presse et les médias forment un quatrième pouvoir, censé exercer un contrôle sur l'action des pouvoirs publics. Cette fonction critique s'exerce en donnant la priorité aux mauvaises nouvelles sur les bonnes. Dans cette approche, les consommateurs formeraient leur opinion sur l'inflation, de bonne foi, sinon indépendamment de toute observation empirique, du moins sur la base d'informations biaisées, par exemple, restreintes aux seuls prix dont le mouvement confirmerait leurs idées préconçues. L'écart entre l'OPI et l'IPC serait alors dû à ce processus de « *social amplification* » (Soroka, 2006) des mauvaises nouvelles économiques.

Dans l'étude des rumeurs, Shibutani (1966) attribue la formation de croyances erronées à la méfiance à l'égard des informations officielles. L'étude de ce sociologue a été réalisée en Californie dans les années 1940 auprès de la population des immigrants d'origine japonaise. Jusqu'au retour des combattants de la guerre du Pacifique, les rumeurs les plus folles vont circuler dans cette minorité qui ne croit pas aux récits que les journaux américains font des opérations militaires. Les rumeurs ne disparaîtront complètement que le jour où les Américains d'origine japonaise recevront enfin du courrier provenant du pays d'origine où leurs propres parents et amis racontent, eux-mêmes, les épisodes de la défaite. L'introduction de l'euro semble bien avoir déclenché un processus analogue de rumeur avec la brusque et forte hausse générale de l'OPI dans la perception des évolutions de prix.

L'introduction de l'euro en janvier 2002 ne s'est faite que parmi certains pays membres de l'Union européenne. Antonides (2008) a étudié comment cet événement a été perçu par les consommateurs des pays concernés par la disparition de leur monnaie habituelle et par ceux des pays qui n'en changeaient pas. Il construit, à partir de l'appréciation qualitative sur l'inflation passée recueillie dans les enquêtes de conjoncture, un « indice d'inflation perçue » calculé pour la plupart des pays de l'Union européenne, qu'il met en rapport avec l'IPC correspondant

sur une période de dix ans, entre janvier 1997 et fin 2006. Pour ceux qui adoptent l'euro, cet indice d'inflation perçue augmente brutalement. L'indice des prix à la consommation restant très stationnaire, l'écart entre les deux indices se creuse notamment pour la Belgique et la France. En Irlande, en Hollande et au Portugal, l'inflation perçue atteint un maximum plus tardif en 2003. Enfin la Finlande, dont les opinions sur l'inflation (toujours mesurées de cette façon qualitative) étaient relativement basses, connaît, elle aussi, une nette remontée de l'inflation perçue en 2002. En revanche, dans les pays qui gardent leur monnaie nationale⁴ - Danemark et Suède mais aussi Hongrie - l'inflation perçue et celle mesurée par l'indice des prix à la consommation varient parallèlement entre janvier 2002 et janvier 2006.

À partir de 2003, ou 2004 selon les pays, la question quantitative des enquêtes de conjoncture permet d'évaluer l'écart avec la mesure : sur l'ensemble des pays qui ont adopté l'euro, l'inflation perçue s'élève à 15,4 % l'an en moyenne sur la période s'étendant de mai 2003 à juin 2006 (Dieden, 2006). Sur la même période, l'indice harmonisé des prix à la consommation (IPCH) de ces pays passés à l'euro n'a progressé en moyenne que de 2,1 % l'an. Hors zone euro, la situation est très différente : entre mai 2003 et janvier 2006, l'indice des prix à la consommation de la Suède a progressé en moyenne annuelle de 1,2 %, assez compatible avec les 1,8 % auxquels l'opinion suédoise situe l'inflation. Au Danemark, dans les mêmes années, l'inflation mesurée par l'IPC et l'inflation perçue sont égales (1,4 %) en moyenne annuelle. L'écart entre l'inflation perçue et l'inflation mesurée est clairement dû à l'introduction de l'euro.

L'opinion des consommateurs de la zone euro surestime ainsi l'inflation, de façon très importante. La dispersion autour des valeurs moyennes est aussi très forte. En particulier, certaines personnes donnent des réponses peu vraisemblables, au-dessus de 100 %. Dieden *et al.* (2006) notent aussi que le taux de refus de répondre à la question quantitative, d'un peu plus de 10 % en Finlande, atteint plus de 40 % en France. Ils avancent comme élément d'explication les différences nationales dans la culture mathématique : selon les pays, la population ne maîtriserait pas avec la même aisance le calcul des pourcentages, ce qui expliquerait l'écart

4. Les données sur le Royaume-Uni ne sont pas disponibles après janvier 2001.

entre l'inflation calculée dans l'opinion et l'inflation mesurée par les instituts statistiques dans l'indice des prix à la consommation.

La réaction de l'opinion à la suite de l'introduction de l'euro n'est pas sans quelques fondements. Certains prix ont augmenté brutalement. Gaiotti et Lippi (2005) mettent en évidence, dans le cas de l'Italie, qu'une partie des restaurateurs auraient profité du passage à l'euro pour relever leurs prix. Certains détaillants ont pu profiter des difficultés que rencontrent les consommateurs, et pas seulement les personnes âgées, pour effectuer la conversion mentale de leur monnaie nationale d'origine en euro, en particulier dans le cas des pays comme la France où cette opération est complexe à exécuter de tête (Ehrmann, 2006 ; Theulière, 2008). La presse a joué son rôle de quatrième pouvoir (Soroka, 2006) en révélant que le passage à l'euro a pu être source d'erreurs ou même d'escroqueries et la publicité qu'elle a donnée à ces faits a pu alarmer l'opinion des consommateurs et leur faire perdre confiance dans le dispositif administratif chargé de suivre l'évolution des prix.

Ainsi, conformément au modèle de la rumeur, un ensemble d'éléments indépendants de l'ampleur effective de la variation des prix concourent à susciter et à entretenir, à l'occasion d'un dérangement soudain des repères usuels, une perception largement biaisée des évolutions réelles. Mais cette analyse ne saurait suffire à rendre compte de l'écart entre l'opinion et la mesure de l'IPC. Comme l'indique l'analyse classique de Shibutani évoquée plus haut, le modèle de la rumeur implique aussi la résorption à terme des erreurs de perception, quand s'accumulent les éléments démontrant ce qu'est la situation réelle. Or si l'écart entre inflation perçue et IPC apparut avec l'euro entre 2003 et 2006, a eu tendance à disparaître entre 2003 et 2006 dans certains pays comme l'Irlande ou le Portugal, il s'est maintenu à un haut niveau dans d'autres comme la France ou la Belgique.

Ainsi, en 2008, soit six ans après le passage à l'euro, la surestimation reste massive, plus forte même qu'au cours des années 2004-2007 : en moyenne, chaque mois de cette année, 75 % des répondants à l'enquête *Comme* affirment que l'inflation sur les 12 derniers mois a été de 5 % ou plus, 45 % la situe à 10 % ou plus, 26 % des répondants à 15 % ou plus. On compte même 17 % de répondants indiquant une inflation à 20 % ou plus. De son côté, pour l'année 2008, l'IPC évalue la moyenne de l'inflation sur les 12 mois précédents à 2,8 %.

La persistance de l'écart n'est pas compatible avec le modèle de la rumeur. Expliquer l'écart par l'irrationalité du consommateur impliquerait alors d'exhiber des mécanismes permanents qui justifieraient pourquoi les consommateurs déconnecteraient durablement leur jugement sur le mouvement des prix de leurs observations empiriques. On voit mal quels mécanismes de ce type invoquer.

Le calcul de l'IPC : conventions retenues et leur discussion

Une approche alternative est envisageable : contrairement à la précédente, elle postule des consommateurs rationnels, évaluant le niveau d'inflation à partir de leurs observations des prix, de façon analogue aux instituts statistiques.

Pour préciser ce point, il convient de rappeler le principe de construction de l'IPC : un indice des prix à la consommation, par définition, agrège, des indices dits *élémentaires* π_g , chacun correspondant au taux de croissance, sur une période donnée, d'un des $g = 1, \dots, G$ biens de consommation présents sur le marché. La formule d'agrégation la plus simple (mais en même temps très générale, dans la mesure où elle peut être considérée comme l'approximation linéaire des formes plus complexes) consiste à prendre une *moyenne, pondérée* par certains coefficients (notés α_g), de ces indices élémentaires⁵.

$$IPC = \sum_{g=1}^G \alpha_g \pi_g \quad (1)$$

Chaque mois, l'Insee procède au relevé des prix d'un vaste ensemble de produits⁶, représentatif de la consommation des ménages en France, et calcule pour chaque produit l'indice d'évolution de son prix. Cet indice est ensuite agrégé aux autres indices, pondéré par la part du produit dans la dépense nationale de consommation. La pondération de l'IPC est une grandeur macroéconomique : ses poids correspondent aux parts budgétaires d'un consommateur moyen, « panier standard de produits » ou consommateur représentatif au niveau macroéconomique. Un individu (ou un ménage⁷) i qui,

5. En toute rigueur, la formule (1) n'est pas celle de l'IPC, mais de son glissement. Pour simplifier, on s'autorisera cet abus de langage dans l'article.

6. Le terme de « produit » est employé ici par commodité. L'IPC utilise en fait la notion de « variété » (voir La méthodologie de l'indice des prix, sur www.insee.fr).

7. En principe les opinions sur l'inflation sont individuelles. La formule (2) renvoie donc à l'évaluation des pondérations et des indices élémentaires propres à chaque individu. Dans la première partie de cette étude, cependant, les sources utilisées (enquêtes de budget), imposent de se placer au niveau du ménage, tous ses membres étant alors supposés équivalents (c'est l'hypothèse « unitaire », Chiappori, Donni, 2006).

rationnellement, calculerait sa propre estimation de l'inflation sur ce modèle devrait donc mobiliser une appréciation des évolutions du prix des différents produits et un jeu de pondérations pour les agréger

$$OPI^i = \sum_{g=1}^G \alpha_g^i \pi_g^i \quad (2)$$

L'écart entre la perception d'un individu et l'IPC peut ainsi intervenir au niveau des indices élémentaires des produits ($\pi_g^i \neq \pi_g$), ou au niveau des pondérations ($\alpha_g \neq \alpha_g^i$), voire aux deux niveaux simultanément, sur tout ou partie des produits considérés.

Cette approche est celle privilégiée par la littérature économique sur les biais de perception de l'inflation perçue (voir Ranyard *et al.*, 2008, pour une revue de la littérature). La plupart des explications des divergences entre la mesure officielle et l'opinion du public qui y sont avancées relèvent de l'un ou l'autre des deux types d'écart. C'est le cas, notamment, de deux aspects souvent mis en avant (Moati et Rochefort, 2008) :

- le traitement des changements de qualité (en particulier dans les produits des nouvelles technologies) : à prix constant, un doublement de la capacité des micro-ordinateurs, ou de leur vitesse de fonctionnement, est comptabilisé par l'Insee comme une baisse de prix d'ampleur proportionnelle, ce qui n'est pas ainsi perçu par le consommateur. On a ici une divergence sur l'indice du bien ;

- le traitement du logement : la place qui lui est affecté dans l'IPC serait beaucoup plus faible que celle que lui accorde le public. Cette divergence tient au fait que, pour l'IPC, certaines dépenses sur ce poste (gros travaux, remboursement d'emprunt) constituent de l'épargne et non de la consommation, ce qui fait donc baisser d'autant le poids de ce poste budgétaire. La divergence porte dans ce cas sur la pondération du bien.

On examine dans la suite si ces deux types de divergence peuvent rendre raison des écarts empiriquement constatés.

Les opinions des ménages s'expliquent-elles par leurs structures budgétaires ?

Considérons d'abord les critiques du premier type, qui portent sur la pertinence des pondérations utilisées par l'IPC. Elles soulignent que

le consommateur représentatif est une fiction statistique dans laquelle les individus n'ont pas de raison particulière de se reconnaître (Moati, Rochefort, 2008). Adoptant le principe d'un consommateur rationnel qui construit son OPI sur le principe de l'IPC, elles mettent en avant que les individus adoptent plus vraisemblablement les pondérations qui reflètent leur propre structure de consommation (ou celle de leur ménage). Or, et c'est une observation classique de la socio-économie de la consommation, les structures budgétaires varient significativement d'un ménage à l'autre (Herpin, Verger, 2008) et peuvent s'éloigner notablement de la structure moyenne.

En d'autres termes, on suppose que l'inflation perçue correspond à l'*inflation subie* par le ménage compte tenu des caractéristiques fines de sa consommation. Elle est mesurée par l'*indice spécifique* de l'individu (ou du ménage), soit l'expression (2'), qui réécrit (2) à partir des parts budgétaires de l'individu, les indices élémentaires restant ceux de l'IPC.

$$IS^i = \text{indice spécifique de l'individu } i = \sum_{g=1}^G \alpha_g^i \pi_g \quad (2')$$

Le constat suivant vient à l'appui de cette hypothèse $OPI^i = IS^i$: l'OPI est non seulement en décalage avec l'IPC, mais présente aussi une forte dispersion, qui est corrélée avec les caractéristiques socio-démographiques des individus. Régresser l'OPI sur ces caractéristiques montre en effet que, toutes choses égales par ailleurs, le fait d'être une femme plutôt qu'un homme, âgé plutôt que jeune, dans un ménage ouvrier plutôt que dans un ménage de cadres supérieurs ou de professions libérales, avec un revenu élevé plutôt que modeste, d'être propriétaire de sa résidence principale plutôt que locataire⁸, a un effet statistiquement significatif sur le niveau de l'OPI de l'individu (tableau 1).

Pour tester directement l'idée que l'OPI d'un individu correspond à son indice spécifique, il faut disposer à la fois de sa perception de l'inflation et de sa structure de consommation. Il n'existe pas à notre connaissance d'enquêtes rassemblant ces deux éléments. On propose une procédure indirecte : elle consiste à affecter aux ménages interrogés par l'enquête *Camme* leur structure de consommation la plus probable, étant données leurs caractéristiques

8. Le statut du logement n'est collecté que dans les plateformes *Camme* (encadrés 1 et 3).

(observables) ; les pondérations de leur indice spécifique s'en déduisent. On estime ainsi, dans un premier temps, une relation entre caractéristiques socio-démographiques et structure de consommation. La source utilisée est l'enquête *Budget des familles* de 2006 (encadré 2).

L'approche ne peut cependant être appliquée au niveau du ménage. On sait en effet qu'à ce niveau la structure de consommation est mal mesurée par l'enquête *Budget de famille*. Elle ne peut être convenablement estimée que sur des groupes d'au moins quelques dizaines de ménages, qu'on appelle ici « cohortes », déterminés à partir de divers critères économiques et socio-démographiques. Un indice spécifique est calculé pour chaque cohorte.

De leur côté, l'échantillon des enquêtes *Camme* est partitionné en cohortes selon les mêmes critères, et chaque ménage d'une cohorte se voit attribuer l'indice spécifique correspondant à sa cohorte (encadré 2).

On estime alors le modèle suivant, où t désigne la date d'observation. X_t^i désigne un ensemble rassemblant des caractéristiques socio-démographiques de l'individu (ou du ménage : revenu, âge de la personne de référence, etc.) et une indicatrice du mois d'enquête (omise dans certaines spécifications, voir tableau 2). Une indicatrice V_t^i prend en compte la vague de l'enquête (encadré 1) :

$$OPI_t^i = \beta IPC_t + \lambda IS_t^i + X_t^i \alpha + V_t^i \quad (*)$$

Tableau 1
Opinion personnelle sur l'inflation (OPI) et caractéristiques des répondants

Variable	2004 à 2008 (1)		Plates-formes 2007 et 2009	
	Coefficient	Student	Coefficient	Student
Constante	2,48	34,6	2,28	4,7
Femme	0,24	17,9	0,17	2,8
20-34 ans	- 0,06	- 4,7	0,05	0,6
35-44 ans	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
45-54 ans	- 0,03	- 2,2	- 0,01	- 0,1
55-64 ans	- 0,12	- 10,4	0,01	0,2
65-74 ans	- 0,19	- 17,0	- 0,10	- 1,5
75 ans et +	- 0,28	- 26,5	- 0,11	- 1,5
Agriculteurs	- 0,15	- 12,7	- 0,22	- 3,2
Artisans, commerçants, patrons	- 0,01	- 0,5	- 0,07	- 0,7
Cadres supérieurs, professions libérales	- 0,17	- 7,7	- 0,06	- 0,6
Professions intermédiaires	- 0,07	- 3,2	- 0,06	- 0,5
Employés	- 0,04	- 1,8	- 0,01	0,0
Ouvriers	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Non déclarés	- 0,09	- 5,5	- 0,03	- 0,3
Revenu ménage (log)	- 0,11	- 14,0	- 0,10	- 1,4
Région parisienne	0,00	- 0,4	0,06	1,2
Propriétaire			- 0,11	- 2,0
Accédant			- 0,02	- 0,3
Locataires			<i>Réf.</i>	
Inverse du ratio de Mills	0,01	0,2	- 0,04	- 0,1
R ² de la régression de deuxième étape (%)	8,0		4,9	
Nombre d'observations	40 097		3 799	

1. Pour la colonne 2004-2008, la régression est effectuée sur les seuls ménages de la vague 1 (voir encadré 1).

Lecture : le tableau donne les résultats de l'estimation d'un modèle Tobit avec sélection endogène par la méthode d'Heckman en deux étapes. Seules les estimations de la deuxième étape sont reportées ici. Les coefficients de Student sont corrigés par les formules de Greene (1981). Pour le détail de l'estimation et les résultats de l'équation de sélection, voir annexe 1.

Champ : Ménages ordinaires – France métropolitaine.

Source : Insee, enquête *Camme*, données mensuelles 2004-2008 ; plates-formes sur les prix, avril 2007, février 2009.

Ce modèle donne lieu à deux estimations séparées : sur la période 2004-2008, pour laquelle on dispose de l'opinion quantitative des ménages sur l'inflation passée, il correspond à une régression linéaire ; sur la période 1996 à 2003, où on ne dispose que de l'opinion qualitative, en quatre modalités (voir encadré 1), il est traité comme une régression logistique (polytomique ordonnée). Trois versions du modèle sont présentées pour comparer les impacts respectifs de l'IPC et de l'indice spécifique sur l'OPI :

- la première (a) correspond à l'estimation de (*) sans indice spécifique (la variable IS_t^i est omise).
- la seconde (b) conserve l'indice spécifique mais omet l'IPC (variable IPC_t).
- la troisième (c) correspond à l'équation (*) complète.

L'indice spécifique, en d'autres termes *l'inflation propre subie* par le ménage, a un effet statistiquement significatif sur les perceptions. Cet effet n'est réductible ni à l'information apportée par l'IPC, ni aux caractéristiques socio-démographiques du ménage (tableau 2).

Il est positif : plus l'inflation subie est forte, plus l'inflation perçue est élevée. Il faut cependant préciser que cette relation se situe dans la seule dimension interindividuelle (exprimée par l'indice h dans le modèle (*)) et non dans la dimension temporelle (correspondant à l'indice t). En utilisant le fait que l'enquête de conjoncture interroge le même ménage trois mois de suite (en identifiant à chaque fois le répondant), on peut en effet montrer que, pour un même répondant, les variations de son inflation spécifique entre deux dates ne sont pas corrélées avec les variations de son opinion sur l'inflation (Célérier, Irac, 2010).

Au-delà de ces résultats, la conclusion principale que l'on doit tirer de cette estimation est la faible qualité de l'ajustement du modèle (*) : la valeur très basse du coefficient de détermination R^2 (au plus 5 %, dans le cas quantitatif) montre en effet que l'inflation subie (comme d'ailleurs l'IPC et les caractéristiques socio-démographiques) n'explique qu'une partie négligeable de la perception de l'inflation. Ceci conduit à rejeter l'hypothèse $OPI = IS^i$ (et même l'hypothèse plus générale, dans laquelle l'OPI serait une fonction linéaire de l'indice spécifique).

Encadré 2

MÉTHODOLOGIE DE L'IMPUTATION D'UN INDICE DES PRIX SPÉCIFIQUE DANS L'ENQUÊTE DE CONJONCTURE

L'enquête *Budget des familles* de 2006 comprend 10 240 ménages. L'échantillon est partitionné en cellules de ménages (dénommées ici « cohortes ») aussi homogènes que possible du point de vue de leur structure de consommation. Les cohortes doivent à la fois être assez nombreuses, afin de refléter l'hétérogénéité des structures de consommation des individus, et pas trop nombreuses, afin de rassembler un nombre suffisant d'individus et d'assurer la significativité des estimations.

Les critères retenus pour la construction des cohortes sont : l'occupation de la personne de référence du ménage (actif occupé/chômeur/inactif) et sa catégorie sociale, son niveau de salaire mensuel (en cinq classes), le type de ménage, la localisation géographique et l'âge (en cinq classes). Après élimination des groupes de moins de cinq ménages, on obtient ainsi 315 cohortes.

On détermine, pour chaque cohorte, sa structure de consommation dans une nomenclature distinguant 13 postes, selon la méthodologie développée par Guédès (2006) : alimentaire, tabac, habillement chaussure, automobile, ameublement et électroménager,

autres produits manufacturés, produits pétroliers, autres énergies (gaz et électricité), communications, transport, santé, loyer et autres services.

Sur les quelques 79 000 ménages des enquêtes *Camme* cumulées sur la période 1997-2008 (soit 235 000 observations environ), plus de 70 000 peuvent être affectés, sur la base des critères socio-démographiques précédents, à une des cohortes définies plus haut. Chaque ménage de l'enquête *Camme* se voit attribuer la structure de consommation de la cohorte observée dans l'enquête *Budget des familles*.

Ces structures de consommations permettent de repondérer les indices élémentaires mesurés par l'IPC pour les 13 postes indiqués, et de calculer un *indice des prix à la consommation spécifique* à chaque cohorte, en utilisant la méthode « Laspeyres chaîné » (voir Insee, 1998).

On dispose ainsi, pour chaque ménage de l'enquête *Camme*, à la fois de son opinion sur l'inflation (du moins pour les répondants à cette question) et de son indice des prix spécifique (IS).

IPC et individus sont proches dans leur classement des évolutions des prix élémentaires

On est donc conduit à examiner la pertinence de la deuxième hypothèse, qui place la source de l'écart OPI-IPC dans des divergences sur l'évolution des prix élémentaires (les π_j). Cette question se révèle en pratique plus délicate à traiter : en principe, il faudrait connaître, pour tous les consommateurs d'un échantillon représentatif, leurs propres évaluations de ces indices élémentaires. Ceci, étant donné le nombre de produits en jeu⁹, représente une quantité considérable d'informations, très difficile à collecter dans son ensemble.

Il reste néanmoins intéressant d'examiner la perception du consommateur sur le prix de quelques produits. Une source originale a été conçue pour mieux en comprendre les ressorts : en deux occasions, l'enquête *Camme* a été complétée par une « plate-forme », c'est-à-dire par un très court module (20 questions) dans lequel on demandait notamment aux enquêtés leur opinion sur l'évolution du prix de quelques produits courants (voir encadré 3). La première plate-forme a été réalisée en avril 2007, la seconde en février 2009, le questionnaire étant posé à l'identique. Les données recueillies permettent d'aborder de façon plus documentée la question de biais de perception sur les prix, et plus généralement la compétence économique des

individus, thème abordé depuis assez longtemps par la psychologie économique, mais pour lequel, en dehors d'expériences de laboratoire, les données disponibles sont peu nombreuses.

Il s'agit alors de déterminer, à partir de ces données originales, si le niveau élevé de l'OPI doit être attribué au fait que les consommateurs situent les indices élémentaires au-dessus des mesures qu'en fait l'IPC. On formalisera cette question en posant le modèle : $Y_{gi} = b_g + \eta_{gi}$, où Y_{gi} désigne l'opinion du consommateur i sur l'évolution du prix du bien g sur 12 mois et où η_{gi} représente une perturbation de moyenne nulle. On est ramené à la comparaison de b_g avec la mesure que fait l'IPC de l'évolution du prix de ce produit.

Un tel modèle permet aussi de revenir sur l'hypothèse de rationalité en examinant si la distribution des jugements d'un même individu présente ou non un biais systématique. La présence de tels biais (par exemple si l'individu perçoit sur chaque produit une évolution plus forte que le jugement moyen) peut en effet constituer un indice d'irrationalité, au sens où la perception que l'individu a des prix des biens serait affectée par un préjugé indépendant de ce qu'il observe.

9. L'indice des prix est la moyenne de 1 000 familles de produits (ou « variétés »), voir la note méthodologique correspondante sur <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=sources/sou-ipc.htm>.

Tableau 2
Le lien entre l'OPI et l'indice spécifique (IS) selon trois spécifications du modèle (*)

	Question qualitative						Question quantitative		
	Pas d'indice spécifique (version a)		Indice spécifique sans IPC (version b)		Modèle complet (version c)		Pas d'indice spécifique (version a)	Indice spécifique sans IPC (version b)	Modèle complet (version c)
	Estimation	Effet marginal	Estimation	Effet marginal	Estimation	Effet marginal	Estimation	Estimation	Estimation
Glissement de l'IPC	0,99 (76)	0,11			0,77 (10,4)	0,08	0,95 (22,5)		0,26 (2,2)
Glissement de l'indice spécifique			0,34 (44)	0,10	0,21 (2,9)	0,03		0,64 (5,6)	0,70 (6,0)
Effets fixes mois	Non		Oui		Non		Non	Oui	Non
R^2 / pseudo R^2	0,07		0,07		0,07		0,03	0,05	0,03
Nombre d'observations	174 824		174 824		174 824		32 935	32 935	32 935

Lecture : résultats de l'estimation de l'équation (1), seuls les coefficients de l'IPC et de l'indice spécifique (IS) sont reproduits ici.

Question qualitative : régression logistique sur la période 1996-2003.

Question quantitative : régression linéaire sur la période 2004-2008.

T- Student entre parenthèses, cluster par cohorte.

Champ : ménages ordinaires – France métropolitaine

Source : Insee, enquête *Camme*, données mensuelles 1996-2008.

Une façon simple d'exprimer ces questions dans le cadre de la formalisation précédente est de concevoir l'aléa η_{gi} comme la somme d'un bruit ε_{gi} , indépendant entre les biens, et une partie systématique, propre à l'individu (et non observée), w_i . Plus précisément on considère le modèle suivant :

$$Y_{ig} = b_g + c_g w_i + \varepsilon_{ig} \quad (3)$$

les aléas ε étant de moyenne nulle et non corrélés entre les individus (i) et, pour un même individu, entre les biens (g). L'effet individuel w_i s'interprète comme un *biais* de perception : il affecte chaque bien, indépendamment de b_g , l'évolution réelle du prix.

Son impact n'a cependant pas de raison d'être de la même ampleur pour tous les biens, ce qui justifie l'introduction du paramètre c_g : pour certains biens, le biais individuel de perception jouera beaucoup (c_g élevé), pour

d'autres il pourra être négligeable (c_g proche de 0). Ce modèle d'analyse de la variance n'est convenablement défini que sous des conditions complémentaires sur la distribution des effets individuels (w_i) _{$i \in I$} dans la population des consommateurs ; on la posera de moyenne nulle et de variance unité.

Si l'on disposait, pour un grand nombre de consommateurs, de leur évaluation quantitative des indices élémentaires pour un grand nombre de biens, il serait possible d'estimer les paramètres b_g , c_g et, pour chaque consommateur, son effet individuel w_i . Ces estimations permettraient de répondre aux questions précédentes : comment se situent les évolutions moyennes perçues b_g par rapport aux indices élémentaires de l'IPC ? Quels sont les biens g à coefficient c_g élevé (c'est-à-dire ceux dont la perception de leur prix est fortement affectée par l'effet individuel) ? Quels sont ceux dont le coefficient c_g est faible ou nul (la perception qu'ont

Encadré 3

LES DEUX PLATES-FORMES DE L'ENQUÊTE CAMME SUR LA PERCEPTION DES PRIX

En avril 2007, puis en février 2009, une « plate-forme » de vingt questions a été ajoutée au questionnaire habituel de l'enquête *Camme*. L'enquêté se voyait poser, pour neuf produits différents, la question suivante :

D'après vous et en général, le prix de [*nom du produit*]

- a baissé ?
- est resté stable ?
- a augmenté comme tout le reste ?
- a augmenté plus que tout le reste ?

Les neuf produits étaient : le pain, la viande de bœuf, l'huile alimentaire, la facture d'électricité, les réparations automobiles, l'essence, la facture téléphonique, le lave-linge, le téléviseur. Ces produits ont été sélectionnés sur les critères suivants :

- proposer des articles courants, de façon à maximiser la probabilité de réponse ;
- proposer une liste variée, incluant des produits alimentaires, des biens durables, des services ;
- proposer des produits présentant des dynamiques de prix contrastées.

En avril 2007, 2 030 personnes ont été enquêtées et 1908 en février 2009.

Une option possible, et envisagée lors de la conception du questionnaire, consistait à demander à l'enquêté une réponse quantitative. Elle a été écartée : les limites imposées au temps d'interrogation d'une part, le risque d'élever le taux de non-réponse en exigeant de l'enquêté une évaluation précise ont conduit à préférer la formulation qualitative indiquée ci-dessus.

Les deux plates-formes partageaient le même questionnaire. Elles ont cependant eu lieu dans des contextes très différents. En avril 2007, pour la première plate-forme, la mise en cause de l'indice des prix, chronique dans le public depuis des mois, s'est accentuée dans le cadre de la campagne présidentielle, les deux principaux candidats relayant publiquement les doutes qu'ils percevaient dans l'électorat quant à la pertinence, voire l'honnêteté, de l'indice des prix à la consommation.

En février 2009, date de la seconde plate-forme, les attaques contre l'indice des prix se sont nettement modérées : d'une part la fièvre électorale est largement retombée (la campagne des élections européennes de 2009 a eu un impact considérablement plus réduit), d'autre part l'indice a fait l'objet d'un examen par des instances indépendantes de l'Insee et les rapports auxquels elles ont abouti (rapport Quinet, rapport Moati-Rochefort) ont confirmé la validité scientifique de l'IPC, ou, plus précisément, le fait que l'IPC mesurait correctement ce qu'il était censé mesurer.

La plate-forme demandait par ailleurs à l'enquêté s'il se sentait d'accord avec l'estimation de l'Insee sur l'évolution, sur les douze derniers mois, du pouvoir d'achat en général (distingué de l'évolution personnellement vécue par l'enquêté). La proportion d'individus se déclarant d'accord passe de 17 % en avril 2007 à 27 % en février 2009, témoignant de la tendance à l'apaisement de la polémique. Mais, comme le montrent les graphiques I et II, sur le fond, la divergence demeure.

les consommateurs du mouvement du prix de g est alors indépendante de ce qu'ils perçoivent sur les autres biens)¹⁰ ? De même, on pourrait classer les groupes de consommateurs selon leur effet individuel, qu'il serait intéressant de corrélérer aux caractéristiques individuelles.

Dans le cas présent, l'information disponible est malheureusement beaucoup plus limitée : pour des raisons méthodologiques, chaque enquêté n'est interrogé que sur neuf produits et ses jugements ne sont recueillis que sous forme qualitative (cf. encadré 3). Le modèle doit être adapté : il faut ainsi postuler que les réponses Y_{gi} recueillies auprès d'un enquêté dérivent d'une variable latente Y_{gi}^* continue qui vérifie l'équation (3). Le modèle est en outre compliqué par la nécessité de prendre en compte les non-réponses dont le taux est, pour certains des produits examinés, assez élevé : c'est le cas du lave-linge, avec 51 % de non-réponses, du téléviseur (40 %), de la réparation automobile, (38 %). On est ainsi conduit à intégrer dans le modèle une équation de sélection pour chaque bien (cf. annexe 1).

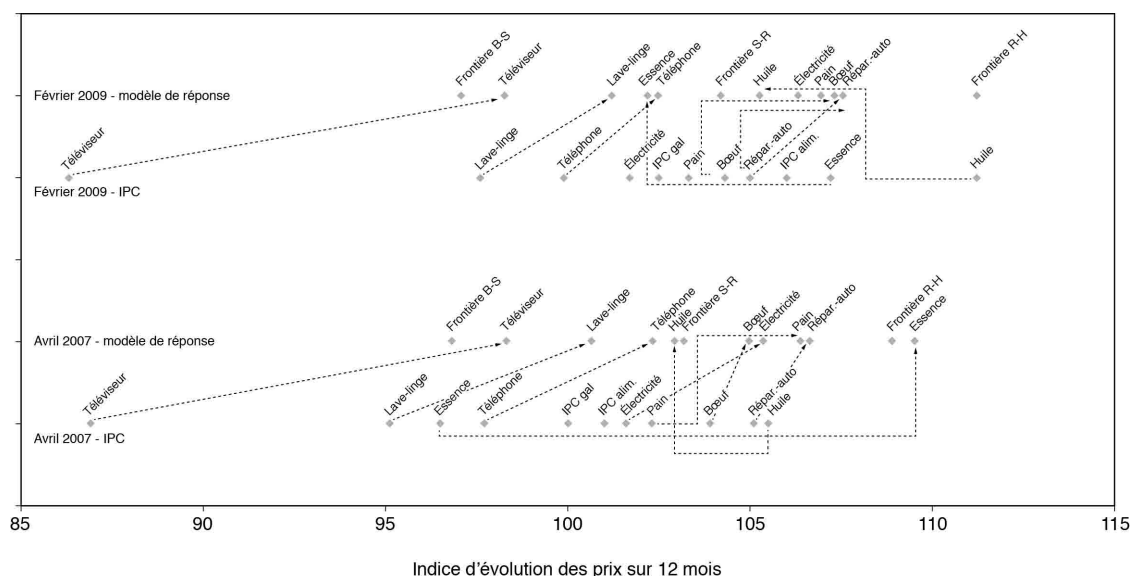
Pour être estimé, ce modèle requiert plusieurs hypothèses identifiantes que l'on ne peut tester avec les données recueillies (voir annexe 1). De ce fait, il ne permet pas de répondre à toutes les

questions précédentes ; en particulier il ne permet pas d'évaluer le niveau absolu des indices élémentaires tels qu'ils sont perçus par le ménage, la position de l'échelle des perceptions relativement à l'IPC résultant seulement des conventions retenues. En revanche, il permet de tester la compatibilité entre le classement que fait l'IPC des prix élémentaires et celui qu'opèrent les consommateurs. Il fournit ainsi deux résultats principaux précisant à quel degré les jugements des consommateurs sur les prix peuvent être tenus pour fondés sur les mouvements objectifs des prix.

Le premier résultat est que les consommateurs classent les évolutions des prix des biens de façon proche du classement obtenu à partir de l'IPC : les positions relatives des inflations sur les neuf produits proposés, autrement dit la hiérarchie des coefficients b_{gi} , et celles déduites de l'IPC apparaissent, dans l'ensemble, compatibles (cf. graphique III). Comme l'IPC, les individus observent des baisses de prix sur les biens durables et les communications téléphoniques et ils rangent les indices élémentaires correspondant dans le même ordre. Ils perçoivent, comme l'IPC, la hausse du pain, de la

10. Comme l'indique l'équation (3), la corrélation entre deux perceptions Y_{gi} et Y_{hi} d'un même consommateur i est égale à $c_g c_h$.

Graphique III
Évolution, sur les douze derniers mois, du prix des neuf biens en avril 2007 et en février 2009, selon l'IPC et selon le modèle de réponse



Lecture : selon l'IPC, en avril 2007, le prix moyen du lave-linge était de 95 % de son prix 12 mois auparavant. Selon le modèle de réponse estimé sur la plate forme Camme d'avril 2007, il était de 101 % de son prix 12 mois auparavant.

Champ : ménages ordinaires - France métropolitaine.

Source : Insee, indice des prix à la consommation ; plates-formes d'avril 2007 et de février 2009 de l'enquête Camme.

viande de bœuf, et de la réparation automobile, avec cependant des divergences sur la position relative de ces indices. Finalement, seuls deux produits sur les neuf présentés, l'huile et l'essence, sont perçus très différemment de ce que mesure l'IPC, le décalage se retrouvant en 2007 comme en 2009.

Il ne semble pas y avoir d'explication claire de l'indifférence des individus aux évolutions du prix de l'huile. En revanche, on peut rendre raison de la divergence à propos de l'essence, (particulièrement frappante dans la mesure où elle se renverse entre les deux enquêtes), en revenant aux mouvements du prix à la pompe sur les mois précédents : l'essence est en effet un bien qui, dans les mois qui précèdent chacune des deux plates-formes, connaît des variations extrêmement fortes. Son prix, qui avait beaucoup baissé en novembre 2006 (- 5,6 %) et stagné de décembre à février (- 0,3 % en moyenne) remonte brutalement en mars et avril 2007 (3,3 %, puis 5,8 %). Les consommateurs surpondèrent cet événement : pour eux, la hausse de ces deux mois caractérise le mouvement sur les 12 mois écoulés. De même, en février 2009, ils viennent de constater une très forte chute du prix (successivement - 14,0 %, - 16,5 %, - 12,2 % de novembre 2008 à janvier 2009). Elle efface dans leur esprit, les fortes hausses que le produit a connues de mars à juillet 2008 (jusqu'à + 10,4 % en juin).

Les variations brutales des prix marquent ainsi la perception des consommateurs qui tendent alors, en surestimant les mois récents, à raccourcir la période de référence. Le phénomène éclaire, au passage, la sensibilité des individus aux prix ; c'est un argument en faveur de l'idée que les individus enquêtés suivent effectivement les prix et que la compatibilité globale de leurs réponses avec l'IPC n'est pas le fait du hasard.

Le second résultat obtenu par le modèle de réponse (tableau 3) est que l'effet individuel w_i affecte la perception de tous les biens (puisque le coefficient c_g qui le multiplie est toujours significativement non nul), mais il les affecte à des degrés divers, la valeur de ce facteur c_g variant significativement entre certains biens. Ainsi, d'une part les perceptions qu'un même consommateur a des différents biens ne sont pas indépendantes les unes des autres (un individu avec une forte valeur de w_i s'écartera systématiquement, sur tous les biens, de l'opinion moyenne b_g). D'autre part, plus un bien g

a un coefficient c_g élevé, plus la variance de la variable latente Y_g^* est forte, autrement dit plus forte est la dispersion des appréciations des consommateurs pour ce bien.

Sans doute, une forte dispersion peut parfois s'expliquer sans invoquer l'irrationalité des jugements : ainsi, la forte valeur du coefficient pour le téléviseur en 2007 (+ 1,58) pourrait refléter des différences dans ce que les ménages entendent sous ce terme. Les uns, s'appêtant à renouveler leur équipement, font référence à des écrans plats et autres modèles haut de gamme, dont 2007 a vu la montée en puissance de la diffusion. Ils interprètent la hausse du coût de renouvellement de leur téléviseur due à cette montée en gamme comme une hausse des prix¹¹. Pour les autres ménages équipés depuis plus longtemps et sans intention de se rééquiper, le terme « Téléviseur » se réfère à des modèles plus anciens dont le prix est beaucoup moins haussier.

Mais, pour plusieurs biens, les écarts de perception sur l'évolution des prix ne paraissent pas susceptibles d'être expliqués aussi simplement :

- les jugements sur le prix de l'essence présentent en février 2009 une dispersion difficilement compréhensible, eu égard au fait qu'il s'agit d'un produit particulièrement homogène dont le prix ne varie que faiblement entre les consommateurs. Il est vrai que ce prix a connu au cours des mois précédents des variations très marquées, mais c'était aussi le cas en avril 2007.

- comment justifier que, sur un bien aussi homogène en qualité et en prix que l'électricité¹², le coefficient $c_{\text{électricité}}$ soit en 2007 trois fois plus élevé que celui du pain, autrement dit que les opinions soient trois fois plus dispersées sur la hausse du prix de l'électricité que sur la hausse du prix du pain ?

- pourquoi, sur ce même bien, et toujours en 2007, l'estimation moyenne $b_{\text{électricité}}$ des hommes et celle des femmes divergent-elles de 0,18 ce qui correspond, sous les hypothèses précédentes, à un écart d'inflation d'environ quatre points (tableau 4) ?

On voit mal quelles évolutions objectives des prix permettent d'expliquer de tels résultats.

11. Tandis que l'IPC traduit la hausse de qualité par une baisse du prix.

12. Du moins à l'époque de l'enquête, antérieure à l'ouverture du marché de l'électricité pour les particuliers.

Il faut ainsi constater que le jugement du consommateur sur les prix est à la fois globalement cohérent avec la mesure de l'IPC et pourtant, sur certains biens particuliers, s'en écarte significativement.

Le modèle exposé permet de comprendre cette apparente contradiction si, comme le propose la section suivante, on s'efforce de rapporter le détail des différences d'opinion entre catégories de consommateurs, telles qu'elles sont saisies dans l'équation de sélection et l'équation d'opinion estimées (annexe 2), aux

butts que poursuit le consommateur et aux contraintes auxquelles il fait face en matière de suivi des prix.

Produits « repères » et réactions aux changements de leur prix

Les consommateurs n'ont pas également confiance dans les jugements qui leur sont demandés sur le suivi du prix des divers produits. À la différence d'un institut de statistiques économiques, ils ne cherchent pas à

Tableau 3
Résultats de l'estimation du modèle de réponse (équation d'opinion)

	2007				2009			
	Opinion moyenne sur l'évolution du prix du bien (coefficient b_g)		Dispersion des opinions (coefficient c_g)		Opinion moyenne sur l'évolution du prix du bien (coefficient b_g)		Dispersion des opinions (coefficient c_g)	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
Pain	0,94	0,03	0,09	0,04	0,72	0,03	0,20	0,03
Bœuf	0,58	0,03	0,22	0,04	0,76	0,03	0,18	0,03
Huile	- 0,07	0,04	0,30	0,05	0,26	0,04	0,19	0,04
Électricité	0,67	0,03	0,27	0,04	0,52	0,03	0,13	0,04
Réparation auto.	1,05	0,03	0,10	0,04	0,79	0,04	0,14	0,04
Essence	1,93	0,03	0,14	0,03	- 0,49	0,07	2,59	0,10
Téléphone	- 0,26	0,03	0,53	0,04	- 0,42	0,03	0,14	0,04
Lave-linge	- 0,76	0,05	0,74	0,05	- 0,73	0,05	0,26	0,05
Téléviseur	- 1,48	0,07	1,58	0,08	- 1,45	0,03	0,49	0,03
	Estimation		Écart-type		Estimation		Écart-type	
Corrélation des effets individuels (coeff. ρ)	0,22		0,05		0,21		0,04	
Frontière des zones « Baisse » et « Stabilité » (seuil s_1)	- 1,93		0,05		- 1,74		0,01	
Frontière des zones « Stabilité » et « Comme le reste » (seuil s_2)	0		-		0		-	
Frontière des zones « Comme le reste » et « Plus que le reste » (seuil s_3)	1,74		0,03		1,71		0,03	

Lecture : colonnes 2007 (resp. 2009) : résultats de l'estimation de l'équation d'opinion sur les données de la plate forme Camme d'avril 2007 (resp. février 2009). En avril 2007, la valeur estimée pour le coefficient b_{pain} est 0,94 ; l'écart-type de cet estimateur est 0,03 ; celle du coefficient c_{pain} est 0,09. La corrélation ρ entre la propension individuelle à répondre (v , voir modèle) et la propension à s'écarter de l'estimation moyenne (w , voir modèle) est de 0,22. Les seuils s_1 et s_3 (dont le franchissement par Y^* correspond à un changement de la réponse qualitative) sont respectivement de - 1,93 et 1,74. (rappel : par convention de normalisation $s_2 = 0$).

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires.

Source : Insee, enquête Camme, plates-formes sur les prix, avril 2007, février 2009.

calculer l'inflation globale mais ont simplement le souci de maintenir en équilibre leurs budgets. Quelques repères suffisent donc et ces repères ne sont pas forcément les mêmes pour tous. Les hommes se disent presque deux fois plus souvent que les femmes capables de répondre sur les évolutions de prix de la réparation automobile et plus de deux fois pour celles des prix du téléviseur¹³ (voir l'équation de sélection, annexe 3, tableau A). La surveillance est plutôt du domaine de la femme pour l'huile alimentaire. Cette répartition, cependant, ne confirme que très partiellement la division traditionnelle du travail dans le ménage. En effet, les femmes ne se perçoivent

pas plus capables que les hommes pour juger de l'évolution du prix pour le reste de l'alimentation courante (le pain, la viande de bœuf) ni pour un équipement ménager comme le lave-linge, ni, non plus, dans l'examen du tarif de l'électricité ou celui du téléphone.

13. Avec le modèle utilisé, et compte tenu des données disponibles, l'estimation simultanée des effets d'une caractéristique toutes choses égales par ailleurs se révèle impraticable ; on est contraint de conduire l'estimation sur chaque sous-groupe séparément, de sorte que l'effet d'une caractéristique peut refléter aussi l'effet de celles qui lui sont liées. L'impossibilité de dégager « l'effet pur » d'une caractéristique n'interdit cependant pas de chercher, comme ici, à interpréter de façon plausible les différences observées.

Tableau 4
**Résultats de l'estimation du modèle de réponse (équation d'opinion) -
 Comparaison hommes-femmes en 2007**

	Hommes				Femmes			
	Opinion moyenne sur l'évolution du prix du bien (coefficient b_g)		Dispersion des opinions (coefficient c_g)		Opinion moyenne sur l'évolution du prix du bien (coefficient b_g)		Dispersion des opinions (coefficient c_g)	
	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type	Estimation	Écart-type
Pain	0,93	0,05	0,00	0,07	0,95	0,04	0,15	0,05
Bœuf	0,48	0,05	0,17	0,07	0,64	0,04	0,25	0,06
Huile	- 0,10	0,07	0,35	0,10	- 0,06	0,04	0,27	0,06
Électricité	0,56	0,05	0,20	0,06	0,74	0,04	0,31	0,05
Réparation auto.	1,16	0,05	0,05	0,07	0,98	0,04	0,16	0,05
Essence	1,80	0,04	0,06	0,05	2,02	0,04	0,16	0,05
Téléphone	- 0,41	0,05	0,47	0,06	- 0,16	0,04	0,55	0,05
Lave-linge	- 0,84	0,09	0,79	0,09	- 0,71	0,06	0,71	0,07
Téléviseur	- 1,74	0,12	1,72	0,16	- 1,33	0,08	1,48	0,10
	Estimation		Écart-type		Estimation		Écart-type	
Corrélation des effets individuels (coeff. ρ)	0,29		0,07		0,19		0,07	
Frontière des zones « Baisse » et « Stabilité » (seuil s_1)	- 1,90		0,05		- 1,98		0,03	
Frontière des zones « Stabilité » et « Comme le reste » (seuil s_2)	0		-		0		-	
Frontière des zones « Comme le reste » et « Plus que le reste » (seuil s_3)	1,72		0,03		1,77		0,03	

Lecture : colonnes Hommes (resp. Femmes) : résultats de l'estimation du modèle sur les seuls enquêtés hommes (resp. femmes) de la plate forme Camme d'avril 2007.

Champ : France métropolitaine, ménages ordinaires.

Source : Insee, enquête Camme, plates-formes sur les prix, avril 2007, février 2009.

Le cycle de vie a aussi une incidence sur la sélection des produits à surveiller. Les moins de 30 ans, qui souvent s'installent et s'équipent pour la première fois, s'estiment compétents, plus souvent que les plus de 70 ans, pour juger des prix du lave-linge et du téléviseur. Deux services sont aussi l'objet de plus d'attention chez les jeunes. Étant plus fréquemment acheteurs d'une voiture d'occasion, ils ont recours à la réparation automobile et, donc, se disent plus compétents que les plus âgés pour juger l'évolution de ces tarifs. Enfin, leurs pratiques de sociabilité sont davantage fondées sur un usage intense du téléphone. Sans surprise, ils se jugent donc plus compétents pour suivre dans ce domaine les évolutions de la tarification.

L'habitat est une autre source, quoique plus limitée, de différences dans l'attention que l'on porte au suivi des prix. Entre les plus ruraux (agglomération de moins de 10 000 hab.) et les plus urbains (200 000 hab. et plus), on ne constate aucune différence sur la capacité, qu'ils se reconnaissent, à juger de l'évolution des prix, sauf en ce qui concerne la réparation automobile et l'essence. Les habitants des grandes villes, et tout particulièrement les Parisiens qui ont accès aux transports publics les plus variés, sont aussi plus souvent sous-équipés en voiture, quand l'analyse tient compte du niveau élevé de revenu des ménages résidant dans les grandes agglomérations (Herpin et Verger, 1999). Les ruraux, plus dépendant de la voiture pour se déplacer que les urbains, se considèrent comme des observateurs compétents pour ce type de dépenses de transport dont dépend aussi leurs activités de travail.

En revanche, le fait d'observer ou pas les prix ne dépend pas significativement du milieu socio-économique : les ouvriers ne sont pas plus attentifs à l'évolution des prix que les cadres supérieurs et les professions libérales, sauf que ces derniers, moins bricoleurs, suivent mieux que les ouvriers le prix de la réparation automobile. La dégradation du revenu n'a pas, non plus, d'effet sur la surveillance des prix. Sauf pour l'achat de la télévision, la personne dont le niveau de vie est en baisse ne se sent pas plus incompétente pour répondre que la personne dont le revenu est en hausse.

Une fois informés sur le mouvement des prix de ceux des produits sous leur surveillance, les ménages sont les seuls juges des mesures qu'ils doivent prendre sur leurs dépenses. L'enquête ne renseigne malheureusement pas sur les conséquences comportementales, une fois cette information obtenue. Elle ne donne qu'une

description sommaire de la façon dont le ménage réagit à l'évolution des prix qu'il surveille. Si, comme nous venons de le voir, le choix des produits sous surveillance s'explique par les modes de vie plus que par les niveaux de vie, c'est l'inverse pour l'opinion qui estime le sens et l'importance des variations de prix (voir l'équation d'opinion, annexe 3, tableau B). Parmi ceux qui s'estiment compétents pour juger d'une évolution de prix, les milieux les plus défavorisés ont la perception la plus pessimiste. Les neuf biens ou services sont davantage perçus comme ayant plus augmenté (ou moins diminué) par les plus pauvres que par les plus riches, par les ouvriers que par les cadres supérieurs. Pour ceux dont le niveau de vie a baissé depuis un an, le pessimisme sur les prix est encore plus marqué, quand on les compare à ceux qui sont dans la situation budgétaire inverse et qui ont vu s'améliorer leur situation matérielle.

Les appréciations des milieux défavorisés ont une seconde caractéristique. Leur pessimisme est plus accentué pour le prix des produits dont la trajectoire est orientée à la baisse que pour ceux orientés à la hausse. Les consommateurs, dont le niveau de revenu est élevé, perçoivent ainsi fréquemment la baisse du prix de la téléphonie, du lave-linge et du téléviseur ; ce n'est pas le cas des ménages dont le niveau de revenu est faible ou ceux dont le revenu est en baisse. Pour les plus pauvres, la diminution perçue du prix du lave-linge est deux fois moins forte que celle perçue par les plus riches. En revanche, l'opinion des riches et celle des pauvres est proche, l'une de l'autre, dans leurs appréciations sur l'évolution des produits en hausse rapide. Ainsi, les pauvres et les riches ont une estimation voisine de l'augmentation du tarif des réparations automobiles. Le « pessimisme » relatif des consommateurs les plus modestes, qui les conduit à percevoir, davantage que les consommateurs aisés une inflation globale supérieure à celle mesurée, trouverait ainsi sa source non dans une surestimation de la hausse sur les produits dont le prix augmente (pain, viande de bœuf, réparations automobiles, essence en 2007), mais dans une cécité devant la baisse de ceux dont le prix diminue (téléphone, biens durables). Le consommateur à faible revenu ne dramatise pas particulièrement les mauvaises nouvelles (les hausses) mais tend à ne pas tenir compte des bonnes (les baisses)¹⁴.

14. Phénomène que, dans le cas de produits comme la télévision, on peut relier à une montée en gamme, peut-être plus marquée chez les plus modestes.

La pondération subjective des ménages dans l'OPI

Deux conclusions se dégagent de l'analyse précédente :

- les consommateurs observent les prix, et leur perception des évolutions apparaît, en structure au moins, cohérente avec ce que mesure l'IPC. C'est un argument supplémentaire en défaveur des explications qui, comme celle de la « rumeur », abordée plus haut, supposent une opinion sur les prix sans lien avec leur mouvement réel. De fait, s'agissant des prix, les consommateurs ne disent pas « n'importe quoi ».

- la cohérence entre opinion et IPC est néanmoins imparfaite, des divergences apparaissant sur l'évolution de certains biens. On observe aussi certaines catégories d'individus des écarts d'appréciation difficilement rationalisables du strict point de vue du mouvement objectif des prix.

Peut-on dire, malgré cette dernière réserve, que l'essentiel de l'écart entre OPI et IPC s'explique dans un cadre rationnel par des erreurs sur le niveau des prix élémentaires ? Une telle hypothèse soulève deux difficultés :

- adapté à la nature qualitative des données collectées dans les plates-formes, le modèle précédent est par construction incapable d'identifier le niveau perçu des prix élémentaires sans recourir à des hypothèses identifiantes non testables. Autrement dit, rien dans l'information disponible ne permet de démontrer rigoureusement l'existence d'un écart important et systématique entre les consommateurs et l'IPC sur les différents biens. Qu'un tel écart existe, qu'il puisse être parfois substantiel, qu'il puisse concerner de nombreux produits est certainement très plausible, mais il n'est pas possible de préciser davantage et, en particulier, d'évaluer si cette explication est suffisante quantitativement pour rendre compte de l'écart global OPI-IPC.

- le point faible de ce raisonnement réside essentiellement au niveau conceptuel : supposer que l'écart OPI-IPC provient d'une surestimation systématique par le consommateur de l'ensemble des indices élémentaires ne fait que déplacer le problème. Pourquoi tout le monde (ou au moins la majorité des consommateurs) surestimerait-il tout, tout le temps ?

Une troisième approche est envisageable : elle part de l'idée, *a priori* peu contestable, que le consommateur et l'institut statistique suivent les

prix pour des raisons très différentes : ce dernier a pour mission officielle de mesurer, sur une période donnée et de façon exhaustive et homogène, les mouvements de tous les prix, aussi bien de ceux des produits en baisse que de ceux des produits stables ou en hausse, et cela indépendamment des innovations et des améliorations de la qualité des produits existants. Le but que poursuit le consommateur en s'informant sur les prix dans sa vie quotidienne est tout autre. Sa surveillance ne tend ni à l'exhaustivité ni à l'homogénéité. On peut avancer l'idée qu'il contrôle ses dépenses en étant plus attentif aux évolutions de prix à la hausse que de ceux stables ou à la baisse, car seuls les premiers menacent son budget actuel. Ce sont en effet les hausses qui, pouvant contraindre à renoncer à l'achat de certains produits ou au moins à la diminution de la quantité achetée, sont les plus susceptibles d'entraîner des tensions domestiques. En d'autres termes, l'attention du consommateur est sélective.

Ceci conduit à l'hypothèse selon laquelle la cause de l'écart entre mesure officielle de l'inflation et IPC ne se situe pas tant au niveau du prix des différents produits qu'à celui de leur pondération. Cependant, à la différence de l'indice spécifique analysé plus haut dont la pondération était de nature objective (à savoir, issue de la structure budgétaire du ménage), il s'agit ici d'une pondération *subjective*, marquée par des biais de perception qui font l'objet des investigations de la psychologie économique (encadré 4). Cette pondération traiterait les biens différemment selon que leurs prix sont en hausse ou en baisse : dans le calcul que fait le consommateur de son OPI, un prix en hausse serait pondéré plus fort qu'un prix stable ou en baisse. Ceci soulève la question du poids relatif des « bonnes surprises » par rapport aux mauvaises : selon les expérimentations de Tversky et Kahneman (1991), cette surpondération (que ces auteurs identifient comme un coefficient de l'aversion à la perte) est d'un facteur au moins deux¹⁵.

La théorie de Kahneman et Tversky a suscité récemment un nouveau type d'indice visant à simuler les opinions individuelles sur l'inflation (Brachinger, 2008), et qu'il est éclairant de mettre

15. Rappelons la démarche conduisant à cette évaluation : dans l'expérience réalisée par Kahneman et Tversky, les sujets d'un premier groupe évaluent le prix qu'ils demanderaient pour se déposséder d'un même objet qui leur appartient. Dans le second groupe, les sujets évaluent le prix du même objet qui leur est donné. Le prix des vendeurs - ceux du premier groupe - est deux fois plus élevé que le prix des receveurs - ceux du second groupe. Le quotient entre la moyenne du premier prix et la moyenne du second évalue le coefficient de l'aversion à la perte.

en œuvre dans le contexte français. La caractéristique de ce type d'indice est de recourir à une pondération non liée à la structure de consommation du ménage (à la différence de l'IPC). Cette pondération s'appuie sur deux principes :

- (i) la prise en compte de la fréquence d'achat du bien,
- (ii) le traitement dissymétrique des hausses et des baisses, les premières étant surpondérées par rapport aux secondes. Dans ce qui suit, on notera K le coefficient de surpondération.

Ces hypothèses se formulent facilement dans la formalisation présentée en début d'article ; l'opinion de l'individu i sur l'inflation est ainsi supposée suivre le modèle :

$$OPI^i = \sum_{g=1}^G P(\alpha_g^i, \pi_g) \pi_g$$

L'indice proposé par Brachinger correspond au cas où, pour chaque produit g en hausse, le coefficient de pondération P est égal¹⁶ à la quantité $K f_g$, où f_g est la fréquence d'achat du

produit g , et où K_g vaut K (le coefficient de surpondération) si le produit est en hausse, 1 sinon.

Que la fréquence d'achat influe sur le poids d'un produit dans l'opinion des individus à propos de l'inflation est une idée plausible et souvent avancée. L'analyse du mouvement de l'OPI sur les années 2007 et 2008 lui apporte une confirmation, en montrant que les variations de l'OPI sont plus liées à celles des prix alimentaires qu'aux autres biens (graphique IV) :

- de 2004 à 2007, l'OPI tend à évoluer à la baisse, parallèlement à l'IPC. Mais, à partir de la rentrée 2007, les deux indicateurs enregistrent une hausse où l'accélération de l'OPI est à la fois plus tardive, et plus vive que celle de l'IPC (alors qu'au démarrage l'opinion était en retard sur l'indice des prix à la consommation). Inversement, le reflux de l'OPI est en avance sur celui de l'IPC : les opinions commencent à décliner fortement dès avril 2008 tandis que le point haut de l'IPC (3,6 %) ne sera atteint que deux mois plus tard.

16. À la normalisation près, la somme des poids devant être égale à 1.

Encadré 4

COMMENT LE CONSOMMATEUR PONDÈRE SON PROPRE INDICE DES PRIX À LA CONSOMMATION

Le consommateur est censé avoir une opinion sur l'évolution de certains prix et les agrège en un indice de prix. Cette pondération n'a pas fait l'objet d'études empiriques sauf dans les travaux de Tversky et Kahneman (1991) sur l'aversion pour la perte (*loss aversion*) et qui inspirent la modélisation de Brachinger(2008). Trois hypothèses sont combinées pour décrire ce comportement :

- (i) le prix de référence au moment de l'achat : un acheteur se définit comme un consommateur qui est intéressé par un certain type de produits pour lesquels il a une référence de prix. Peu importe d'où lui vient cette référence de prix (de ses achats antérieurs du produit, de la publicité, de ses conversations avec son entourage, etc.). Dans sa prospection, il est sensible aux évolutions de prix des produits de ce type. Ceux au-dessus du prix de référence sont perçus comme une « mauvaise surprise » - le consommateur aurait réalisé une « perte » s'il était passé à l'acte-, et ceux en dessous, comme « une bonne surprise » - il aurait réalisé un « gain » s'il était passé à l'acte.
- (ii) le pessimisme de l'acheteur : comme les expérimentations des psycho-physiciens (Weber, Fechner) sur des personnes volontaires l'ont montré, la perception sensorielle d'une variation faible dans le stimulus (par exemple, courant électrique de plus en plus fort) est perçue par la douleur ressentie alors que la même variation mais, en sens inverse, n'est pas perçue

comme une diminution de cette douleur. En général, « les pertes et les désavantages ont un impact plus grand sur les préférences que les gains et les avantages » (Tversky et Kahneman, 1991). Cette dissymétrie est connue sous le nom de « *loss aversion* ». Dans la gestion du budget, les « mauvaises surprises » pour l'acheteur ont plus d'impact que les « bonnes surprises ». Dans le cas d'un budget stationnaire, une petite augmentation du prix d'un produit dont l'achat intéresse le consommateur suffit pour l'inquiéter et pour lui faire envisager la façon dont il devra répercuter cette diminution du niveau de sa consommation globale s'il décide d'acheter le produit devenu plus cher. À l'inverse, il faut une baisse importante d'un prix du produit qui intéresse le consommateur pour que ce dernier estime que sa situation d'acheteur s'est améliorée et qu'il peut envisager d'améliorer le reste de sa consommation, s'il achète ce produit en baisse.

- (iii) la pondération : l'inflation perçue par l'acheteur résulte de ses diverses expériences d'acheteur sur la période passée récente. Toutes ne sont pas prises en compte au même degré dans sa perception de l'inflation. L'acheteur accorde moins de poids aux « bonnes surprises » qu'aux « mauvaises surprises ». En conséquence, son appréciation de l'inflation est systématiquement biaisée à la hausse. L'importance de ce biais est d'autant plus grande que les « mauvaises surprises » qui lui viennent à l'esprit sont plus nombreuses.

- L'indice des prix de l'alimentation en revanche, comme celui de l'énergie, apparaît nettement plus en phase avec l'évolution des opinions en 2007 et 2008¹⁷, par l'ampleur de la hausse, la rapidité de la baisse et la date de son maximum.

Cette meilleure corrélation n'est pas surprenante : les produits alimentaires ne sont pas seulement de « première nécessité ». Ils présentent des caractéristiques plus faciles à observer que les équipements, moins variables d'un achat au suivant, et les comparaisons de prix dans le temps sont moins source d'erreurs. Ainsi, dans la plate-forme *Camme* de 2007, 18 % des personnes interrogées s'estiment incompetentes sur l'évolution du prix du téléviseur (auxquels s'ajoutent les 23 % qui ne veulent pas se prononcer, faute de disposer de davantage de précisions sur l'appareil) et 35 %, sur celle du prix du lave-linge. En contrepartie, 2 % seulement ne se prononcent pas sur l'évolution du prix du pain. On peut remarquer au passage que, du point de vue de l'observabilité, certains services dont les factures sont régulières, présentent les mêmes avantages que les produits alimentaires : 3 % seulement des enquêtés ne savent pas répondre sur l'évolution du prix de la communication téléphonique, 5 % sur celle du prix de l'essence, 7 % sur celle du

prix de l'électricité. Les consommateurs ont plus confiance dans leur propre jugement sur les prix pour les biens fongibles et certains services que pour les biens durables.

La fréquence d'achat peut être estimée à l'aide de l'enquête *Budget de famille* de 2006. Cette enquête collecte les dépenses des ménages en partie au moyen de carnets de comptes quotidiens tenus pendant deux semaines par chacun des 10 400 ménages enquêtés¹⁸. Pour chaque produit¹⁹, on calcule ainsi une fréquence mensuelle d'achat moyenne qui permet de calculer en pratique l'indice de Brachinger, pour la France, sur la période 2004-2010.

Ce calcul confirme que les produits alimentaires sont ceux où la fréquence d'achat est la plus forte : pondérer par cette fréquence aboutit à un indice qui, pratiquement, se superpose à l'indice

17. On pourrait y ajouter l'essence dont le mouvement est analogue à celui de l'énergie, mais avec des variations encore plus amples.

18. Voir http://www.insee.fr/fr/methodes/sources/pdf/Methodologie_BDF_2006.pdf, p 4.

19. Un produit étant ici défini comme un poste de la nomenclature COICOP (Classification of Individual Consumption According to Purpose) sur 4 positions, voir « Enquête Budget de famille 2006 », Insee Résultats, n° 73, Société, décembre 2007.

Graphique IV
Inflation sur douze mois selon l'IPC (ensemble de la consommation, alimentation, énergie), OPI et évolution de l'indice de Brachinger (pour K = 1,1 et K = 2)



Lecture : l'inflation sur 12 mois est calculée comme la somme des inflations mensuelles sur les 12 mois précédents.

Champ : France métropolitaine - (indices OPI et Brachinger : ménages ordinaires)

Source : Insee, indice des prix à la consommation ; enquête Camme ; enquête Budget de famille 2006.

de l'alimentation comme le montre l'évolution de l'indice de Brachinger à faible surpondération ($K = 1,1$). Mais ce dernier indice démontre aussi qu'intégrer la fréquence d'achat n'est pas suffisant : l'indice de Brachinger à faible surpondération évolue au rythme de l'indice alimentaire, et l'écart de niveau avec l'OPI n'est pas comblé. En revanche, admettre une surpondération des biens en hausse deux fois plus forte que celle des biens en baisse (comme le suggère la valeur obtenue par Kahneman et Tversky pour leur coefficient d'aversion à la perte) permet d'obtenir les évaluations de l'OPI (graphique IV, indice de Brachinger avec $K = 2$). En d'autres termes, un calibrage appuyé sur les données empiriques, de l'indice de Brachinger rend assez bien compte de l'écart observé entre la perception et la mesure.

* *
*

Il conviendrait d'approfondir l'analyse, notamment en testant séparément chacune des hypo-

thèses entrant dans la définition de cet indice, ce que, pour le moment, les données disponibles ne permettent pas. La notion de rationalité limitée a déjà le mérite de suggérer une approche structurée pour étudier la question de la divergence entre la perception et la mesure de l'inflation.

Plus précisément : elle ne se réduit pas à un moyen terme plausible entre deux conceptions probablement trop schématiques pour être empiriquement très satisfaisantes (à savoir, d'un côté le refus d'accorder toute pertinence et tout fondement dans l'expérience de consommation, de l'autre l'idée que le consommateur élabore son estimation de l'inflation comme un institut statistique). Son premier apport est, en reconnaissant que le consommateur acquiert en permanence de l'information, de conduire d'une part à chercher à savoir laquelle, d'autre part à comprendre les procédures selon lesquelles il traite cette information et quels biais cognitifs sont susceptibles de les éloigner du protocole rigoureux régissant le calcul de l'IPC. □

BIBLIOGRAPHIE

Accardo J., Guédès D., Herpin N. et Pujol J. (2008), « L'inflation accélère et touche davantage les ménages modestes ou ruraux », *France Portrait Social*, Insee-Références, pp. 53-69.

Antonides G. (2008), « How is perceived inflation related to actual price changes in the European Union ? », *Journal of Economic Psychology*, vol. 29, pp. 417-432.

Behrend H. (1977), « Research into inflation and conceptions of earnings », *Journal of Occupational Psychology*, vol. 50, pp. 169-176.

Boskin M.J., Dulberger E.R., Gordon R.J., Griliches Z. et Jorgenson D.W. (1996), *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living, Final Report to the Senate Finance Committee*, 4 décembre.

Brachinger H.W. (2008), « A new index of perceived inflation : assumptions, method, and application to Germany », *Journal of Economic Psychology*, vol. 29, pp. 433-457.

Célérier C. et Irac D. (2010), « What is behind inflation perceptions ? New evidence for France »,

Communication au 59e congrès de l'Association française de sciences économiques, 9-10 septembre 2010, Nanterre, (*disponible sur <http://congres.afse.fr/docs/2010/856060celierierirac-whatishindinflationperceptions.pdf>*)

Chiappori, P.A. et Donni O. (2006), « Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature », *L'Actualité économique*, vol. 82, n° 1-2, pp. 9-52.

Dieden H., Friz R., Genre V., Le Breton G. et Linden S. (2006), « Consumers' quantitative inflation perceptions and expectations in the Euro area : a first evaluation », report to The European Central Bank, European Commission.

Döhring B. et Mordonu A. (2007), « What drives inflation perceptions ? a dynamic panel data analysis », European Commission, *European Economy*, n° 284.

Ehrmann M. (2006), « Rational inattention, inflation developments and perceptions after the euro cash changeover », European Central Bank, Working paper n° 588.

- Gaiotti E. et Lippi F. (2005)**, « Pricing behaviour and the introduction of the Euro : evidence from a panel of restaurants », *CEPR discussion paper*, n° 4893.
- Greene W. (1981)**, « Sample Selection Bias as a Specification Error : Comment », *Econometrica*, vol. 49, n° 3, pp. 795-798.
- Herpin N. et Verger D. (1999)**, « Consommation et stratification sociale selon le profil d'emploi », *Économie et Statistique*, n° 324-325, pp. 57-67.
- Herpin N. et Verger D. (2008)**, *Consommation et modes de vie en France, une approche économique et sociologique sur un demi-siècle*, La Découverte, Paris.
- Lequiller F. (1997)**, « L'indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation ? », *Économie et Statistique*, n° 303, pp. 3-32.
- Lollivier S. (2006)**, *Econométrie avancée des variables qualitatives*, Economica.
- Moati S. et Rochefort R. (2008)**, *Mesurer le pouvoir d'achat*, Rapport du Conseil d'analyse économique (CAE), n° 73, La documentation française.
- Quinet A. et Ferrari N. (2008)**, *Rapport de la commission « Mesure du pouvoir d'achat des ménages »*, Ministère de l'économie, des finances et de l'emploi.
- Ranyard R., Del Missier F., Bonini N., Duxbury D. et Summers B. (2008)**, « Perceptions and expectations of price changes and inflations : a review and conceptual framework », *Journal of Economic Psychology*, vol. 29, pp. 478-400.
- Ruiz N. (2006)**, « Comment évolue le pouvoir d'achat en fonction de l'hétérogénéité des structures de consommation en France », *Centre d'Analyse Stratégique*, note de veille n° 32.
- Scitovsky T. (1986)**, *L'Économie sans joie*, Calmann-Levy, Paris, (1ère ed. 1979).
- Shibutani T. (1966)**, *Improvised news, a sociological study of rumor*, The Bobbs-Merrill Company, New York.
- Soroka S.N. (2006)**, « Good news and bad news : asymmetric responses to economic information », *The Journal of Politics*, vol. 68, pp. 372-385.
- Theulière M. (2008)**, « Francs ou euros. Dans quelle monnaie comptons-nous ? », *Insee Première* n° 1181.
- Tversky A. et Kahneman D. (1991)**, « Loss aversion in riskless choice : a reference-dependant model », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 106, pp. 1039-1061.
-

UN MODÈLE DE RÉPONSE AUX QUESTIONS SUR L'ÉVOLUTION DU PRIX DES PRODUITS

Les paramètres

Dans les deux plates-formes *Camme* (encadré 3), les personnes enquêtées (2 030 enquêtés en 2007, 1 908 en 2009) sont interrogées sur l'évolution du prix de neuf produits. Pour chaque produit g ($g = 1, \dots, 9$), l'enquêté i fournit ou non une réponse (ces cas sont notés respectivement $Z_{ig} = 1$ et $Z_{ig} = 0$). Quand l'enquêté répond ($Z_{ig} = 1$), il exprime son opinion sur le prix, notée Y_{ig} , en choisissant une des quatre modalités possibles : « Baisse » / « Stable » / « Comme le reste » / « Plus que le reste ».

On suppose que la valeur de Z_{ig} dépend d'une variable latente Z_{ig}^* : $Z_{ig} = 1$ si $Z_{ig}^* = a_g + d_g v_i + \eta_{ig} > 0$. La valeur de Z_{ig}^* est ainsi supposée dépendre aléatoirement (l'aléa étant noté η_{ig}) de deux paramètres a_g et d_g propres au produit g et d'un effet v_i , propre à l'individu i (et non observé).

On suppose de même que les valeurs de Y_{ig} correspondent à la position d'une variable latente Y_{ig}^* par rapport à des seuils s_1, s_2, s_3 . On fait l'hypothèse que Y_{ig}^* dépend, aléatoirement, de deux paramètres b_g et c_g propres au produit, et d'un effet w_i , propre à l'individu (et, comme v_i , non observé) : $Y_{ig}^* = b_g + c_g w_i + \varepsilon_{ig}$ (l'interprétation des différents paramètres est détaillée dans le texte).

Ce modèle peut se voir comme un cas de modèles de panel qualitatifs bivariés (voir par exemple, Lollivier, 2008, pp. 154 et suivantes), où le rôle du temps serait joué par l'indice g .

Il s'en écarte cependant sur le point suivant : dans les modèles de panels qualitatifs habituels, les équations des variables latentes sont de la forme $Y_{it}^* = \alpha + \beta_i + X_{it}\theta + w_i + \square_{it}$, t désignant le temps. Elles incluent des caractéristiques observées X_{it} , variant entre les individus (i) et, éventuellement, entre les dates (t). L'objectif de ces modèles est d'estimer l'effet sur la réponse Y_{it}^* de ces variables exogènes, c'est-à-dire d'estimer le paramètre θ . Celui-ci est supposé le même à chaque date t .

Or, précisément, on ne peut dans le cas présent, supposer *a priori* que l'impact des caractéristiques individuelles est le même pour chaque produit g . Il faudrait alors envisager un modèle du type : $Y_{ig}^* = b_g + X_{ig}\theta + w_i + \varepsilon_{ig}$.

Une telle approche est impraticable, compte tenu des données disponibles, dans la mesure où elle introduit un nombre de paramètres beaucoup trop important. Dans ces conditions, on retiendra le modèle ci-dessus fondé sur les seuls effets propres (inobservés). L'impact des caractéristiques sociodémographiques, détaillé plus loin dans l'étude, est appréhendé par des estimations conduites sur des sous-populations.

Le modèle apparaît ainsi comme un modèle de réponse à l'item (voir par exemple Nunnally et Bernstein, 1994) augmenté d'une équation de sélection.

L'interprétation des effets individuels

Du point de vue statistique, l'introduction d'effets individuels v_i et w_i est motivée par les considérations suivantes : les réponses d'un enquêté sur les différents produits ne sont très probablement pas indépendantes entre elles. Il

paraît en revanche raisonnable de supposer qu'elles le sont conditionnellement à ces effets individuels, lesquels résument l'ensemble des traits individuels déterminant l'opinion de l'enquêté (c'est l'interprétation usuelle qu'ont ces effets dans les modèles psychométriques classiques de réponse à l'item, comme le modèle de Rasch). Sous cette hypothèse, la vraisemblance du modèle, qui revient à écrire la loi du vecteur $\zeta = (\zeta_1, \zeta_2, \dots, \zeta_9)$, avec $\zeta_g = (Z_{ig}, Y_{ig})$ s'obtient facilement : conditionnellement aux effets propres (v, w), la loi de ζ s'écrit comme le produit des lois ζ_g des neuf produits.

Les effets individuels ne sont pas observés, et le nombre de réponses par individu (9 réponses) est clairement trop faible pour les estimer correctement (de ce point de vue on s'écarte du traitement habituel de ces modèles en psychométrie). La solution habituelle est alors de considérer ces effets comme aléatoires et de faire une hypothèse sur la forme de leur loi jointe $L(v, w)$. La vraisemblance du modèle est obtenue en intégrant la vraisemblance conditionnelle (aux effets propres) contre cette loi.

Écriture formelle et spécification des lois

Formellement, le modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} \text{si } Z_{ig}^* < 0 &\rightarrow Y_{ig} = \text{"sans opinion"}, \\ \text{si } Z_{ig}^* > 0 &\rightarrow Y_{ig} = \begin{cases} \text{"baisse"}, & \text{si } Y_{ig}^* < s_1 \\ \text{"stable"}, & \text{si } s_1 < Y_{ig}^* < s_2 \\ \text{"comme le reste"}, & \text{si } s_2 < Y_{ig}^* < s_3 \\ \text{"plus que le reste"}, & \text{si } s_3 < Y_{ig}^* \end{cases} \end{aligned}$$

avec

$$\begin{aligned} Z_{ig}^* &= a_g + d_g v_i + \eta_{ig} \\ Y_{ig}^* &= b_g + c_g w_i + \varepsilon_{ig} \\ \text{où } \varepsilon_{ig}, \eta_{ig}, v_i, w_i &\text{ sont aléatoires.} \end{aligned}$$

Pour compléter le modèle, il faut spécifier les lois des aléas. On pose que :

- (v, w) suit une loi normale de moyenne $\mu = (\mu_v, \mu_w)$ (les questions que cette hypothèse soulève sont abordées en annexe 3). Sa matrice de covariance, notée $\Omega = (\omega_{h,k})$ n'est pas supposée diagonale. On ne peut en effet exclure *a priori* que la propension à répondre (w) et la propension à percevoir des prix en hausse (v) soient liées. On notera ρ le coefficient de corrélation.

- ε et η suivent des lois normales. Pour chaque individu, ils reflètent les chocs affectant les produits au-delà de l'impact des effets individuels (v, w). Ils sont donc supposés non corrélés entre eux, entre les différents produits et entre les différents individus. Ils sont aussi supposés non corrélés avec les effets individuels (v, w).

Conditions d'identification et représentation graphique des résultats

Pour identifier le modèle on pose :

- $\mu_v = \mu_w = 0$ et $\omega_{1,1} = \omega_{2,2} = 1$ (et donc $\omega_{1,2} = \omega_{2,1} = \rho$),
- le signe des effets v et w est fixé en posant qu'il est positif pour le pain (c_1 et $d_1 > 0$),
- η suit une loi normale $N(0, 1)$.

Il faut compléter ces hypothèses par des conditions identifiant les paramètres associés Y_{ig}^* . Deux séries de conditions sont envisageables :

- L'option la plus simple et la plus lisible est de supposer des conditions communes aux deux années 2007 et 2009 sur lesquelles sera estimé le modèle. On posera ainsi que ε suit une loi normale $N(0,1)$ et $s_2 = 0$. C'est cette option qui est utilisée pour les résultats présentés dans le texte (tableaux 3 et 4).

- Alternativement, on peut utiliser des conditions identifiantes reliant le modèle aux valeurs de l'IPC une année donnée. Plus précisément :

- (i) le milieu de la plage dite de « stabilité », c'est-à-dire celle comprise entre les seuils s_1 et s_2 est fixé à 100 (autrement dit à la valeur d'un IPC stable). Le choix du

milieu de plage se justifie de la façon suivante : face à un indice $y_{ig} = b_g + c_g w_i$ l'individu i a une probabilité $\Phi(s_2 - y_{ig}) - \Phi(s_1 - y_{ig})$ de juger le prix du bien « Stable ». Cette probabilité est maximale pour un indice y_{ig} situé au milieu de la plage $y_{ig} = (s_2 + s_1)/2$.

- (ii) le milieu de la plage « Comme le reste », autrement dit celle comprise entre les seuils s_2 et s_3 , est supposé égal l'indice général *tel qu'il est perçu par les personnes*, autrement dit à l'OPI observé le mois de l'enquête (avril 2007 ou février 2009, selon le cas).

- Cette approche a l'avantage de fournir une visualisation graphique rapprochant les évolutions de prix sur chacun des neuf biens tels que les a mesurées l'IPC avec les inflations perçues impliquées par le modèle estimé.

OPI ET CARACTÉRISTIQUES SOCIO-DÉMOGRAPHIQUES : MODÈLE ET RÉSULTATS DE LA PREMIÈRE ÉTAPE

Le questionnaire de l'enquête *Camme* pose, depuis 2004, une question sur l'évaluation quantitative de l'inflation :

« *De quel pourcentage pensez-vous que les prix ont augmenté/ont baissé au cours des douze derniers mois ?* »

En moyenne, au cours de la période 2004-2009, chaque mois, 53 % des enquêtés ne répondent pas. Cette proportion fluctue sur la période d'un mois sur l'autre, entre 50 et 55 % (hors mois d'août, non collecté).

Soit le modèle de régression linéaire : $OPI = \sum a_k X_k$, (*)

où X_k désignent les caractéristiques socio-démographiques des enquêtés collectées dans l'enquête.

On tient compte de la troncature sur la variable *OPI* par une régression en deux étapes :

- une première régression logistique détermine la probabilité de réponse conditionnelle à certains descripteurs socio-démographiques,

- cette probabilité est utilisée pour augmenter le modèle (*) ci-dessus de l'inverse du ratio de Mills.

Soit *Z* la variable dichotomique valant 1 si l'enquêté indique son *OPI* (quel qu'il soit), 0 sinon. On réalise en première étape une régression *Probit* de *Z* sur les variables suivantes :

- sexe du répondant,

- âge (moins de 75 ans / 75 ans et +),

- niveau d'études (primaire/secondaire/secondaire hors enseignement technique ou commercial/formation supérieure),

- localisation (région parisienne/province).

- On obtient les résultats suivants :

Tableau A
Déterminants de l'expression d'une opinion quantitative sur l'inflation

Variable	2004 à 2008		Plate-forme 2007		Plate-forme 2009	
	Coefficient	Wald	Coefficient	Wald	Coefficient	Wald
Constante	0,47	991,0	0,35	26,1	- 0,05	0,7
Femme	- 0,38	823,0	- 0,39	41,0	- 0,22	12,9
75 ans et +	- 0,46	487,2	- 0,32	12,2	- 0,40	20,4
Niveau primaire	- 0,63	1 111,6	- 0,63	51,0	- 0,20	5,3
Niveau secondaire (hors technique et commercial)	- 0,27	249,3	- 0,22	8,5	- 0,06	0,5
Ens. technique, commercial	- 0,22	137,2	- 0,33	14,9	- 0,15	2,8
Ens. supérieur	Réf.		Réf.		Réf.	
Région parisienne	- 0,14	65,3	- 0,41	19,7	- 0,30	8,8
Nombre d'observations (1) (2)	40 097		1 960		1 839	
Qualité du modèle (coefficient c)	0,72		0,75		0,73	

1. 2004-2008 : chaque ménage n'est pris en compte qu'une fois (lors de sa première interrogation).

2. Plateformes 2007 et 2009 : pour quelques enquêtés, les descripteurs sociodémographiques ne sont pas complets.

Lecture : colonne 2004-2008 : résultats de l'estimation du modèle *Probit* sur les réponses des enquêtes *Camme* de janvier 2004 à décembre 2008 ; colonne Plate-forme 2007 (resp. 2009) : résultats de l'estimation du modèle sur les réponses recueillies dans l'enquête d'avril 2007 (resp. février 2009).

La colonne Coefficient rapporte l'estimation du coefficient de la variable indicatrice correspondante dans la régression *Probit*. La colonne Wald indique le coefficient de Wald correspondant.

Champ : ménages ordinaires – France métropolitaine

Source : Insee, enquête *Camme*, données mensuelles 2004-2008 ; plates-formes sur les prix, avril 2007, février 2009.

LE MODÈLE DE RÉPONSE AUX QUESTIONS SUR L'ÉVOLUTION DU PRIX DES PRODUITS

Le modèle de réponse aux questions des plates-formes *Camme* présenté dans le texte et détaillé en annexe 1 fournit des résultats différents selon la catégorie d'individus (jeunes, vieux, hommes, femmes, etc.) sur laquelle il est estimée. Ces résultats appellent les remarques suivantes :

- L'estimation requiert de spécifier la loi des effets individuels (v,w) (voir annexe 1). On suit ici la très grande majorité des auteurs qui estiment ce type de modèles en retenant une loi normale. En toute rigueur, ce choix limite la possibilité de conduire des estimations du modèle sur différentes parties de la population : en particulier, si le vecteur (v,w) suit une loi normale sur différentes catégories d'individus, il ne suivra pas, en général, une loi normale sur l'ensemble (mais un mélange de lois gaussiennes).

Cette difficulté logique doit cependant être relativisée : mis à part son caractère qualitatif, le modèle est une fonction relativement simple de ses paramètres. Cet aspect joue en faveur de la robustesse des résultats par rapport à la spécification de la loi de (v,w) . On peut ainsi

vérifier que les estimations des coefficients, notamment les coefficients a_g et b_g (qui correspondent aux niveaux moyens des différentes variables latentes), sont en pratique peu modifiées par l'utilisation d'une loi non normale (par exemple un mélange de lois discrètes).

- Les résultats (cf. tableaux A et B) sont donc obtenus sous l'hypothèse de normalité de la loi de (v,w) , qu'ils soient relatifs à l'ensemble de l'échantillon de l'enquête ou à une catégorie d'individus (homme/femme, tranches de revenu, tranches d'âge, etc.). Plus précisément : soit $\mu = (\mu_v, \mu_w)$ la moyenne de (v,w) et $\sigma = (\sigma_v, \sigma_w)$ les écarts types correspondants. Le modèle ne permet pas d'estimer les paramètres eux-mêmes, mais les fonctions b_g - $c_g \mu_w$ et $\sigma_w c_g$ (resp. $a_g - d_g \mu_w$ et $\sigma_w d_g$), pour les biens $g = 1, \dots, 9$.

- On adopte la même hypothèse identifiante ($\mu = 0$ et $\sigma_v = \sigma_w = 1$) pour les estimations sur les différentes catégories d'individus. Les écarts entre deux catégories correspondent donc, en toute généralité, à des écarts dans les caractéristiques μ et σ de la loi des effets individuels sur chaque catégorie, mais aussi à des écarts sur les paramètres a_g, b_g, c_g, d_g .

Tableau A
Estimation du modèle de réponse - résultats par catégories de consommateurs - équation de sélection

	Ensemble 2007		Ensemble 2009		Revenu du ménage				Âge				Niveau social (de la pers. de référence du ménage)				Statut d'occupation de la résidence principale						
	est.	s	est.	s	Quartile le plus bas		Quartile le plus haut		< 30 ans		> 70 ans		Ouvriers		Cadres sup. prof. libérales		Accédants		Propriétaires délogés des crédits d'achat		Locataires		
					est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.
a ₉	Pain	1,61	0,06	1,46	0,06	1,56	0,13	1,62	0,15	1,69	0,38	1,33	0,09	1,60	0,11	1,70	0,21	1,67	0,12	1,58	0,08	1,63	0,12
	Bœuf	1,19	0,05	0,99	0,04	1,04	0,11	1,02	0,12	1,23	0,30	1,03	0,09	1,24	0,11	1,06	0,13	1,29	0,13	1,17	0,07	1,20	0,10
	Huile	0,75	0,04	0,47	0,03	0,85	0,11	0,49	0,09	1,04	0,36	0,58	0,08	0,77	0,08	0,63	0,10	0,63	0,08	0,76	0,06	0,83	0,08
	Électricité	1,60	0,06	1,31	0,05	1,74	0,18	1,46	0,16	1,48	0,35	1,42	0,12	1,80	0,17	1,52	0,17	1,55	0,14	1,54	0,08	1,75	0,17
	Répar. auto	0,57	0,04	0,16	0,03	0,22	0,09	0,58	0,10	0,76	0,21	0,10	0,08	0,42	0,08	0,86	0,14	0,68	0,11	0,57	0,05	0,52	0,08
	Essence	2,02	0,11	1,32	0,05	1,51	0,16	2,08	0,22	1,90	0,38	1,41	0,15	1,89	0,20	2,47	0,44	3,42	0,67	1,98	0,14	1,77	0,18
	Téléphone	1,34	0,04	1,63	0,06	1,40	0,11	1,16	0,10	2,47	0,79	1,36	0,10	1,45	0,10	1,37	0,12	1,30	0,10	1,36	0,06	1,34	0,09
	Lave linge	0,22	0,05	- 0,26	0,04	- 0,01	0,13	0,21	0,10	0,79	0,52	- 0,25	0,10	0,25	0,10	0,33	0,12	0,37	0,11	0,16	0,06	0,25	0,10
	Télévision	0,31	0,04	0,42	0,05	0,13	0,10	0,34	0,08	0,77	0,32	- 0,02	0,09	0,49	0,10	0,36	0,10	0,42	0,09	0,26	0,05	0,31	0,08
	Pain	0,44	0,06	0,53	0,07	0,16	0,17	0,53	0,16	0,44	0,52	0,30	0,11	0,31	0,15	0,80	0,24	0,36	0,14	0,41	0,09	0,53	0,13
d ₉	Bœuf	0,62	0,07	0,56	0,06	0,28	0,16	0,59	0,16	0,75	0,39	0,44	0,13	0,54	0,14	0,65	0,16	0,80	0,17	0,60	0,10	0,57	0,12
	Huile	0,60	0,05	0,50	0,05	0,53	0,15	0,54	0,14	1,00	0,42	0,69	0,12	0,41	0,11	0,61	0,14	0,49	0,11	0,58	0,08	0,71	0,12
	Électricité	0,56	0,07	0,45	0,06	0,33	0,26	0,59	0,19	0,48	0,40	0,50	0,13	0,62	0,19	0,66	0,19	0,49	0,17	0,50	0,09	0,69	0,18
	Répar. auto	0,72	0,06	0,56	0,05	0,48	0,13	0,68	0,16	0,65	0,28	0,80	0,14	0,62	0,12	0,87	0,19	0,96	0,18	0,64	0,08	0,72	0,11
	Essence	0,82	0,10	0,50	0,06	0,60	0,19	0,35	0,25	0,17	0,87	1,01	0,18	0,70	0,20	0,68	0,39	1,42	0,45	0,72	0,14	0,89	0,19
	Téléphone	0,32	0,06	0,48	0,06	0,01	0,18	0,15	0,13	1,15	0,66	0,35	0,12	0,37	0,13	0,30	0,16	0,34	0,12	0,29	0,08	0,34	0,11
	Lave linge	1,15	0,09	1,10	0,09	1,45	0,46	0,91	0,21	1,74	1,21	1,09	0,18	1,09	0,20	1,10	0,25	1,30	0,25	1,01	0,12	1,40	0,22
	Télévision	0,84	0,07	1,18	0,10	0,94	0,21	0,48	0,14	1,32	0,53	1,14	0,19	0,97	0,18	0,62	0,14	0,84	0,15	0,81	0,09	0,86	0,12

Tableau A (suite)

	Opinion sur le niveau de vie				Opinion sur l'évolution du chômage à court terme				Taille communede résidence				Sexe				
	Mon niveau de vie a baissé 2007		Mon niveau de vie a augmenté 2007		Le chômage va augmenter		Le chômage va diminuer		< 10 000 hab		200 000 hab et +		Femmes		Hommes		
	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	
a ₉	Pain	1,45	0,23	1,48	0,19	1,68	0,10	1,42	0,10	1,65	0,10	1,58	0,09	1,64	0,07	1,60	0,10
	Bœuf	1,23	0,17	1,02	0,15	1,19	0,08	1,18	0,11	1,21	0,09	1,21	0,09	1,19	0,06	1,31	0,13
	Huile	0,60	0,14	0,89	0,16	0,83	0,07	0,67	0,07	0,75	0,07	0,78	0,07	0,85	0,05	0,61	0,07
	Électricité	1,70	0,27	1,53	0,22	1,69	0,10	1,80	0,24	1,50	0,09	1,72	0,12	1,54	0,07	1,76	0,14
	Répar. auto	0,39	0,14	0,63	0,15	0,59	0,06	0,62	0,10	0,77	0,07	0,39	0,06	0,47	0,05	0,79	0,08
	Essence	2,02	0,53	2,63	1,16	2,15	0,23	1,96	0,25	2,08	0,19	1,77	0,14	2,01	0,14	2,00	0,15
	Téléphone	1,33	0,17	1,55	0,20	1,29	0,08	1,62	0,12	1,39	0,08	1,33	0,07	1,33	0,05	1,36	0,08
	Lave linge	0,31	0,28	0,52	0,22	0,24	0,08	0,37	0,11	0,24	0,07	0,16	0,08	0,24	0,06	0,19	0,07
	Télévision	0,14	0,15	0,49	0,16	0,24	0,07	0,52	0,10	0,31	0,06	0,30	0,07	0,20	0,05	0,49	0,06
	d ₉	Pain	0,23	0,28	0,56	0,22	0,48	0,11	0,28	0,13	0,48	0,11	0,43	0,10	0,37	0,08	0,59
Bœuf		0,20	0,23	0,54	0,23	0,49	0,11	0,57	0,15	0,64	0,12	0,68	0,11	0,48	0,07	1,02	0,16
Huile		0,35	0,19	0,74	0,21	0,58	0,09	0,35	0,10	0,65	0,10	0,56	0,09	0,57	0,07	0,73	0,10
Électricité		0,59	0,29	0,58	0,27	0,47	0,11	0,71	0,26	0,52	0,11	0,62	0,13	0,48	0,08	0,74	0,14
Répar. auto		0,35	0,20	0,84	0,23	0,64	0,09	0,87	0,15	0,69	0,10	0,76	0,09	0,69	0,07	0,81	0,11
Essence		0,88	0,53	1,00	0,88	1,02	0,21	0,72	0,25	0,65	0,18	0,79	0,15	0,93	0,13	0,55	0,16
Téléphone		- 0,08	0,23	0,42	0,26	0,38	0,09	0,37	0,15	0,33	0,09	0,36	0,09	0,28	0,07	0,39	0,10
Lave linge		1,77	1,01	1,47	0,53	1,19	0,17	1,27	0,24	1,06	0,15	1,32	0,18	1,25	0,14	0,95	0,11
Télévision		0,78	0,27	0,98	0,27	0,98	0,13	0,92	0,16	0,82	0,11	0,89	0,11	0,92	0,09	0,69	0,10

Lecture : est. : estimation du coefficient ; s = écart-type.

Champ : ménages ordinaires - France métropolitaine.

Source : enquête Camme, plates-formes avril 2007 et février 2009, Insee ; les estimations par catégorie de consommateurs sont estimées sur la plate-forme d'avril 2007.

Tableau B
Estimation du modèle de réponse - résultats par catégories de consommateurs - équation d'opinion

	Ensemble 2007		Ensemble 2009		Revenu du ménage				Âge				Niveau social (de la pers. de référence du ménage)				Statut d'occupation de la résidence principale			
	est.	s	Quartile le plus bas		Quartile le plus haut		< 30 ans		> 70 ans		Ouvriers		Cadres sup. prof. libérales		Accédants		Propriétaires délogés des crédits d'achat		Locataires	
			est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s
b ₉	Pain	0,94	0,03	0,72	0,03	0,98	0,08	0,76	0,06	1,03	0,07	0,78	0,08	0,90	0,07	0,95	0,04	0,98	0,06	
	Bœuf	0,58	0,03	0,76	0,03	0,83	0,08	0,61	0,19	0,73	0,06	0,37	0,10	0,48	0,07	0,57	0,04	0,68	0,06	
	Huile	-0,07	0,04	0,26	0,04	-0,08	0,09	-0,23	0,21	-0,10	0,08	0,00	0,10	-0,09	0,08	-0,09	0,05	-0,02	0,07	
	Électricité	0,67	0,03	0,52	0,03	0,76	0,08	0,55	0,17	0,69	0,07	0,51	0,07	0,68	0,06	0,59	0,04	0,84	0,05	
	Répar. auto	1,05	0,03	0,79	0,04	1,20	0,10	0,83	0,14	1,16	0,09	0,88	0,09	0,95	0,07	1,10	0,05	1,05	0,07	
	Essence	1,93	0,03	-0,49	0,07	1,97	0,08	2,17	0,14	1,99	0,07	1,98	0,06	1,78	0,07	1,95	0,04	1,94	0,06	
	Téléphone	-0,26	0,03	-0,42	0,03	0,07	0,08	-0,64	0,17	-0,18	0,06	-0,06	0,06	-0,43	0,07	-0,23	0,04	-0,18	0,06	
	Lave linge	-0,76	0,05	-0,73	0,05	-0,55	0,14	-0,81	0,30	-0,87	0,14	-0,54	0,10	-0,72	0,10	-0,86	0,07	-0,62	0,09	
	Télévision	-1,48	0,07	-1,45	0,03	-0,99	0,14	-2,44	0,35	-1,52	0,18	-0,90	0,12	-2,27	0,28	-1,72	0,10	-1,08	0,12	
c ₉	Pain	0,09	0,04	0,20	0,03	0,06	0,11	0,02	0,29	0,20	0,09	0,05	0,11	0,29	0,08	0,05	0,05	0,03	0,08	
	Bœuf	0,22	0,04	0,18	0,03	0,34	0,11	0,03	0,25	0,35	0,10	0,21	0,16	0,18	0,10	0,25	0,06	0,19	0,09	
	Huile	0,30	0,05	0,19	0,04	0,28	0,12	0,15	0,29	0,30	0,11	0,23	0,16	0,29	0,11	0,30	0,07	0,32	0,10	
	Électricité	0,27	0,04	0,13	0,04	0,32	0,09	0,29	0,22	0,36	0,09	0,17	0,10	0,16	0,08	0,30	0,05	0,28	0,07	
	Répar. auto	0,10	0,04	0,14	0,04	0,12	0,13	-0,09	0,22	-0,13	0,12	0,00	0,13	0,09	0,10	0,02	0,06	0,25	0,09	
	Essence	0,14	0,03	2,59	0,10	0,12	0,11	-0,26	0,25	-0,01	0,09	0,07	-0,18	0,30	0,07	0,24	0,05	-0,16	0,07	
	Téléphone	0,53	0,04	0,14	0,04	0,54	0,10	0,56	0,21	0,46	0,08	0,30	0,09	0,62	0,08	0,54	0,05	0,47	0,07	
	Lave linge	0,74	0,05	0,26	0,05	0,66	0,19	0,61	0,26	0,90	0,17	0,72	0,13	0,66	0,12	0,76	0,08	0,78	0,11	
	Télévision	1,58	0,08	0,49	0,03	1,08	0,22	1,93	0,41	1,57	0,20	1,30	0,14	1,95	0,19	1,66	0,13	1,42	0,15	
p	0,22	0,05	0,21	0,05	-0,15	0,14	0,25	0,13	0,00	0,11	0,12	0,11	0,46	0,17	0,23	0,06	0,22	0,09		
s1	-1,93	0,04	-1,74	0,03	-1,85	0,08	-1,92	0,07	-2,22	0,09	-2,01	0,07	-1,79	-1,90	-2,04	0,04	-1,83	0,05		
s3	1,74	0,03	1,71	0,03	1,74	0,05	1,49	0,04	1,75	0,04	1,82	0,03	1,63	1,73	1,75	0,02	1,77	0,03		

Tableau B (suite)

	Opinion niveau de vie				Opinion sur l'évolution du chômage à court terme				Taille communede résidence				Sexe				
	Mon niveau de vie a baissé 2007		Mon niveau de vie a augmenté 2007		Le chômage va augmenter		Le chômage va diminuer		< 10 000 hab		200 000 hab et +		Femmes		Hommes		
	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	est.	s	
b _g	Pain	1,16	0,13	0,80	0,11	1,01	0,05	0,85	0,07	1,00	0,05	0,85	0,05	0,95	0,04	0,93	0,05
	Bœuf	0,93	0,13	0,39	0,12	0,63	0,05	0,45	0,07	0,57	0,05	0,56	0,05	0,64	0,04	0,48	0,05
	Huile	0,10	0,17	-0,11	0,13	-0,02	0,06	-0,17	0,07	-0,10	0,06	-0,02	0,06	-0,06	0,04	-0,10	0,07
	Électricité	0,81	0,12	0,34	0,09	0,80	0,05	0,51	0,06	0,56	0,05	0,71	0,04	0,74	0,04	0,56	0,05
	Répar. auto	1,34	0,15	0,71	0,12	1,18	0,06	0,82	0,07	1,09	0,05	1,01	0,06	0,98	0,04	1,16	0,05
	Essence	2,10	0,14	1,76	0,09	2,14	0,06	1,73	0,06	2,04	0,05	1,87	0,05	2,02	0,04	1,80	0,04
	Téléphone	0,01	0,15	-0,54	0,10	-0,14	0,05	-0,43	0,06	-0,20	0,05	-0,31	0,05	-0,16	0,04	-0,41	0,05
	Lave linge	-0,58	0,19	-0,84	0,17	-0,65	0,08	-0,86	0,10	-0,77	0,08	-0,74	0,08	-0,71	0,06	-0,84	0,09
	Télévision	-1,72	0,32	-1,84	0,24	-1,30	0,11	-1,87	0,17	-1,52	0,11	-1,53	0,11	-1,33	0,08	-1,74	0,12
	c _g	Pain	0,22	0,18	0,06	0,14	0,14	0,07	0,03	0,10	0,11	0,07	0,07	0,06	0,15	0,05	0,00
Bœuf		0,25	0,19	0,24	0,19	0,18	0,07	0,12	0,11	0,24	0,07	0,21	0,08	0,25	0,06	0,17	0,07
Huile		0,44	0,21	0,25	0,18	0,29	0,09	0,18	0,10	0,31	0,08	0,30	0,09	0,27	0,06	0,35	0,10
Électricité		0,41	0,15	0,23	0,13	0,36	0,06	0,14	0,07	0,29	0,06	0,20	0,06	0,31	0,05	0,20	0,06
Répar. auto		0,15	0,22	0,18	0,16	0,17	0,07	0,07	0,09	0,15	0,06	0,03	0,08	0,16	0,05	0,05	0,07
Essence		0,17	0,16	0,25	0,11	0,37	0,06	-0,09	0,08	0,33	0,05	-0,06	0,06	0,16	0,05	0,06	0,05
Téléphone		0,85	0,16	0,52	0,12	0,49	0,06	0,44	0,08	0,50	0,06	0,50	0,06	0,55	0,05	0,47	0,06
Lave linge		0,47	0,22	0,69	0,18	0,78	0,09	0,57	0,11	0,72	0,09	0,75	0,09	0,71	0,07	0,79	0,09
Télévision		1,66	0,45	1,68	0,31	1,64	0,14	1,69	0,22	1,55	0,13	1,64	0,15	1,48	0,10	1,72	0,16
ρ		0,15	0,18	0,10	0,17	0,18	0,08	0,26	0,10	0,23	0,07	0,29	0,08	0,19	0,07	0,29	0,07
s1	-2,00	0,17	-1,85	0,09	-2,02	0,06	-1,81	0,06	-1,94	0,05	-1,93	0,05	-1,98	0,03	-1,90	0,05	
s3	1,72	0,08	1,55	0,05	1,81	0,03	1,55	0,03	1,79	0,03	1,70	0,02	1,77	0,03	1,72	0,03	

Lecture : est. : estimation du coefficient ; s = écart-type.

Champ : ménages ordinaires - France métropolitaine.

Source : enquête Camme, plates-formes avril 2007 et février 2009, Insee ; les estimations par catégorie de consommateurs sont estimées sur la plate-forme d'avril 2007.

