

L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel

Marie-Émilie Clerc et Élise Coudin*

L'Indice des Prix à la Consommation (IPC) vise à mesurer l'évolution générale des prix à qualité de produits constante. Il est aussi utilisé comme mesure de l'évolution du coût de la vie quand il sert à l'indexation de revenus ou de contrats privés. Il est donc important de s'assurer que cet indice est un bon indicateur de l'évolution du coût de la vie.

On se propose ainsi de tester, dans le cas français, l'existence d'une divergence entre l'IPC et l'évolution du coût de la vie en s'appuyant sur la comparaison intertemporelle des courbes d'Engel relatives à la consommation alimentaire. Celles-ci retracent la part de la consommation alimentaire dans le budget des ménages en fonction du pouvoir d'achat, part qui est décroissante avec le revenu. Sous l'hypothèse que les courbes d'Engel théoriques sont constantes au cours du temps, le déplacement des courbes observées traduit une divergence entre l'évolution de l'indice des prix et celle du véritable coût de la vie.

Cette méthodologie est reprise de Costa (2001) et Hamilton (2001). On l'applique aux données françaises en mobilisant les séries de l'IPC et les enquêtes *Budget de famille* de 1979 à 2006. L'analyse est conduite par catégorie de ménages. Un éventail de techniques est utilisé : techniques robustes à l'influence trop forte de certaines observations, instrumentation contre les erreurs de mesure et l'endogénéité du total des dépenses, techniques de recalage pour corriger d'éventuelles mauvaises déclarations.

Les résultats diffèrent selon que l'on travaille sur les données issues directement de l'enquête ou sur celles recalées sur les agrégats des comptes nationaux mais la croissance du coût de la vie que reflètent les courbes d'Engel est toujours plus faible que celle de l'IPC. Même si ces résultats ne peuvent pas avoir de valeur normative, l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel ne conforte donc pas la thèse selon laquelle l'IPC français aurait sous-estimé l'évolution du coût de la vie entre 1979 et 2006.

* Lors de la rédaction de cet article, Marie-Émilie Clerc et Élise Coudin faisaient partie du département des Études Économiques d'Ensemble (D3E) de l'Insee. Élise Coudin est également affiliée au Crest.

Les auteures remercient Didier Blanchet, Magali Beffy, Hélène Erkel-Rousse pour leur relecture attentive ainsi que Vanessa Bellamy, Maryse Fesseau et Emmanuel L'Hour pour leur aide précieuse. Ce travail a été présenté à l'occasion d'un séminaire interne du D3E le 23 novembre 2009. Les auteures remercient Jérôme Accardo pour ses remarques constructives, les deux rapporteurs ainsi que les participants au séminaire D3E.

L'objet de cette étude est de confronter l'évolution du coût de la vie, telle qu'elle ressort des courbes d'Engel relatives aux dépenses alimentaires, à celle de l'Indice des Prix à la Consommation (IPC) de l'Insee, entre 1979 et 2006.

Les courbes d'Engel relatives aux dépenses alimentaires relient la part du budget consacrée à l'alimentation au pouvoir d'achat du consommateur. La première loi d'Engel stipule que cette part décroît avec le niveau de richesse. Autrement dit, quand la richesse d'un ménage augmente, la part des dépenses qu'il consacre à l'alimentation diminue. La part des dépenses alimentaires peut donc s'interpréter comme un indice indirect de bien-être. Cette idée se formalise en se plaçant dans le cadre de la théorie du consommateur. Sous un certain nombre d'hypothèses, notamment celle de stabilité des préférences, la part du budget consacrée à l'alimentation diminue si les consommateurs s'enrichissent, augmente s'ils s'appauvissent, *en se déplaçant* toujours le long de la même courbe d'Engel. À caractéristiques identiques, deux ménages observés à deux dates différentes qui ont la même richesse consacrent la même part de leurs dépenses à l'alimentation. On peut donc construire un indice de coût de la vie en recherchant le déflateur du revenu qui permet aux courbes d'Engel de se superposer d'une période à l'autre. Il est alors possible de confronter les évolutions de cet indice à celle de l'IPC. Telle est l'idée développée par Hamilton (2001) et Costa (2001). Ces auteurs comparent le *Consumer Price Index (CPI)* américain à cet indice d'évolution du coût de la vie et interprètent l'écart entre les deux comme un biais du *CPI*. Leur approche s'applique dans le cadre précisé ci-dessus et nécessite des hypothèses supplémentaires : une utilité séparable entre l'alimentation et les autres biens, une spécification linéaire de la courbe d'Engel et d'autres hypothèses techniques.

Cette méthodologie a été appliquée depuis telle quelle, ou dans des versions étendues, dans de nombreux pays. Beatty et Larsen (2005) et Larsen (2004) proposent des spécifications semi-paramétriques de la courbe d'Engel. Logan (2008) introduit un effet variable de la taille du ménage, au lieu d'un effet fixe comme dans la spécification d'Hamilton et Costa. La méthode initiale et ses extensions semi-paramétriques ont été appliquées dans divers pays : Norvège (Larsen, 2004 (1)), Canada (Beatty et Larsen, 2005), Australie (Barrett et Brzozowsky, 2009), Nouvelle Zélande (Gibson et Scobie, 2002),

Russie, (Gibson *et al.*, 2008), Mexique et Brésil (de Carvalho *et al.*, 2008), Italie (Papalia, 2006). Cet article étudie le cas de la France en utilisant les séries de l'IPC et les six enquêtes *Budget de Famille (BdF)* disponibles de 1979 à 2006 (cf. encadré 1). Compte tenu des hypothèses restrictives sur lesquelles repose la méthode, l'étude ne peut pas fournir une estimation du biais effectif de l'IPC, mais elle peut fournir un élément utile à l'appui, ou au contraire à l'encontre, de la thèse parfois défendue selon laquelle l'IPC aurait sous-estimé la hausse du coût de la vie, notamment depuis le passage à l'euro.

L'IPC et la mesure de l'évolution du coût de la vie

L'IPC vise à mesurer l'évolution générale des prix à qualité de produit constante. Il a plusieurs fonctions, qui ne sont pas toujours aisément conciliables. Il est en premier lieu un indicateur macroéconomique des tensions inflationnistes. Il sert aussi de base de calcul au déflateur utilisé pour calculer les évolutions en termes réels pour la Comptabilité nationale. Il doit aussi mesurer l'évolution du pouvoir d'achat des revenus, quand il sert à l'indexation de revenus (minima sociaux, smic, pensions,...) ou de contrats privés. Enfin il doit permettre des comparaisons internationales.

La hiérarchie entre les différentes fonctions de l'IPC a évolué au cours du temps et les méthodes retenues pour le calculer sont le reflet de cette évolution. Au moment de sa création (en 1916), et au cours des 50 ans suivants, l'IPC avait pour objectif principal la mesure du pouvoir d'achat des salariés dans le cadre des négociations salariales. Puis le développement des analyses conjoncturelles, la nécessité d'une mesure correcte des agrégats de la Comptabilité nationale (par exemple pour calculer la croissance) ont donné plus de poids aux objectifs macroéconomiques. Enfin, l'harmonisation internationale a pris une importance croissante depuis les années 1980-1990, avec la mise en place des critères de Maastricht portant sur l'inflation (cf. Insee, 1998). Cependant, son rôle socio-économique s'est à nouveau renforcé récemment notamment parce qu'il entre dans l'indexation des pensions depuis 2003 et dans le calcul de l'évolution des loyers depuis 2008.

1. C'est la seule étude dont nous avons connaissance qui conclut à une sous-estimation du coût de la vie en utilisant cette méthode, sous-estimation attribuée au traitement du logement dans l'indice de prix norvégien.

Les biais potentiels des indices des prix face à l'évolution du coût de la vie

La question de l'existence d'un biais de l'IPC par rapport à l'évolution du coût de la vie a été fortement débattue à la fin des années 1990 lorsque la commission Boskin a conclu que le *CPI* américain *surévaluait* l'inflation d'environ 1,1 % par an par rapport à ce que donnerait un

indice de coût de la vie (« *cost of living index* » en anglais, aussi traduit en français par « indice à utilité constante (2) », voir Boskin *et al.*, 1996). Des débats sur la surestimation de ces

Encadré 1

LES DONNÉES

Les enquêtes Budget de Famille

L'objectif principal des enquêtes *Budget de Famille* de 1979, 1985, 1989, 1995, 2000 et 2006 est l'étude des dépenses des ménages. Toutes les dépenses des ménages, leur montant et leur nature sont enregistrées et ventilées selon des postes budgétaires. Toutes les dépenses sont couvertes, y compris celles qui ne relèvent pas de la consommation de biens et services au sens des comptes nationaux : impôts et taxes, primes d'assurances, gros travaux dans le logement, transferts inter-ménages, achats de biens d'occasion et remboursements de crédits et autoconsommation.

La population d'étude est l'ensemble des ménages « ordinaires » résidant en France. Les collectivités en sont ainsi exclues. Dans la présente étude, nous considérons uniquement les ménages ordinaires résidant en France métropolitaine.

Le mode de collecte de l'information est resté le même depuis 1979. Il se fait au travers de deux instruments de collecte : trois questionnaires en face à face avec le ménage enquêté (sous un mode de collecte assistée par ordinateur depuis 1995 et avec une codification automatique depuis 2001) et un carnet de compte. Un enquêteur effectue trois visites en deux semaines durant lesquelles les questionnaires sont complétés. En parallèle, chaque personne de plus de 14 ans renseigne toutes les dépenses qu'elle a effectuées durant 14 jours (10 jours en 1979) sur un carnet de compte papier. Le questionnaire a été légèrement remanié et simplifié en 1995 et le carnet de compte aussi, avec la possibilité d'y insérer directement des tickets de caisse. En 2000, l'accent a porté sur une meilleure estimation de la consommation alimentaire, avec une prise en compte plus précise de l'autoconsommation, des quantités consommées, de la consommation hors domicile et une classification plus détaillée des produits alimentaires. Afin de rendre compte correctement de la saisonnalité de certaines dépenses, la collecte de l'enquête est répartie sur 12 mois donnant lieu à plusieurs vagues d'interrogation (6 ou 8 selon les enquêtes).

Pour les enquêtes 2000 et 2006, la nomenclature des postes est celle recommandée par Eurostat *COICOP-HBS* (*Classification Of Individual Consumption Of Purpose for Household Budget Surveys*), utilisée également par la Comptabilité Nationale et pour l'élaboration de l'indice des prix. Pour les enquêtes antérieures, c'est la nomenclature *NILTON* qui est utilisée.

2. Un *COLI* est un indice à utilité constante en français. Il se réfère à la variation de dépenses entre deux périodes nécessaires pour maintenir un même niveau d'utilité. Dans cette étude, on utilise la traduction littérale « indice de coût de la vie ».

Les changements dans la méthodologie d'enquête et dans les nomenclatures peuvent nuire à la comparabilité des enquêtes d'une année sur l'autre. En pratique, la comparabilité des enquêtes entre les deux sous-périodes 1979-1995 et 2000-2006 est rejetée. L'analyse sera donc menée séparément sur ces deux-sous périodes.

Les variables d'intérêt

Nous choisissons comme variable de richesse les dépenses *totales* pour approcher au mieux d'une notion de revenu permanent et éviter le risque de sous-déclaration des variables de revenu. Les ménages dont le revenu est négatif sur l'année sont exclus de l'étude. La définition des dépenses totales doit être stable de 1979 à 2006 : les postes comme l'épargne et les prélèvements de l'employeur disponibles uniquement en fin de période sont donc exclus.

Le total des dépenses couvre ainsi les dépenses alimentaires, boissons, tabac et stupéfiants, habillement, chaussures, logement (hors loyers imputés), énergie, ameublement, équipement, entretien, services médicaux et de santé, transports, communication, loisirs et culture, enseignement, hôtels, cafés, restaurants, services financiers, assurance, impôts et taxes, aides et cadeaux divers.

La *consommation alimentaire à domicile* est approchée par les dépenses de consommation de produits alimentaires à la maison et de boissons non alcoolisées, hors autoconsommation.

La *consommation alimentaire hors domicile* est approchée par les dépenses de consommation de restauration et de boissons dans les cantines, les hôtels, les cafés et les restaurants. Les dépenses alimentaires lors de vacances (frais de demi-pension, etc.) ne sont pas prises en compte ici. En effet, les nomenclatures ne permettent pas toujours d'identifier exactement la partie consacrée à l'alimentation dans les frais de vacances.

Enfin, nous utilisons les *données mensuelles sur l'IPC global*, l'*IPC relatif à la consommation alimentaire prise à domicile* (y compris boissons alcoolisées et hors tabac et consommations prises hors domicile) et celui relatif aux *produits non alimentaires* (y compris tabac).

Une description plus précise des données utilisées est disponible dans Clerc et Coudin (2010).

chiffres, sur la validité des méthodes utilisées par la commission Boskin et sur les évaluations des biais des IPC dans d'autres pays ont suivi. Pour la France, Lequiller (1997) décrit les possibles biais de l'IPC en 1997. Selon lui, même s'il est illusoire d'en obtenir une mesure précise car beaucoup trop d'inconnues entrent en ligne de compte, il trouve l'IPC français moins biaisé que le *CPI* américain, notamment au milieu des années 1990 (3). Depuis cette étude, le débat sur le biais de l'IPC français est revenu sur le devant de la scène au début des années 2000, mais a porté cette fois sur l'existence d'un biais de sous-estimation du coût de la vie. Selon une partie de l'opinion publique, l'IPC aurait sous-estimé l'inflation notamment au moment du passage à l'euro.

Un indice de prix peut présenter plusieurs sortes de biais par rapport à un indice de coût de la vie :

- des biais de substitution : si les prix relatifs entre les biens changent, un individu adapte les quantités consommées au profit des biens dont les prix relatifs ont baissé, et cette adaptation peut ne pas être bien prise en compte par l'indice ;
- des biais induits par la prise en compte trop tardive de nouveaux biens ;
- des biais dus aux changements dans les réseaux de distribution ;
- et, enfin, les biais dus aux changements de qualité des produits. Ce sont les plus difficiles à quantifier.

Ces différents types de biais sont en partie liés à la méthode de construction de l'indice. L'IPC français est un indice de Laspeyres chaîné annuellement. Les pondérations utilisées au dernier niveau d'agrégation (postes de dépenses) sont mises à jour chaque année. Ces pondérations sont obtenues, pour la plupart, à partir des évaluations annuelles des dépenses de consommation des ménages réalisées par la Comptabilité nationale. L'IPC français doit couvrir l'ensemble des biens et services marchands consommés sur le territoire national (4). À la suite d'importantes extensions réalisées principalement dans les services, son taux de couverture est passé de 88,3 % en 1998 à 95,2 % en 2001. Aujourd'hui seuls certains types d'assurances, les services hospitaliers privés, les jeux de hasard et l'assurance-vie n'entrent pas dans le calcul de l'indice (cf. Insee, 1998, pour plus

d'informations sur la méthode de construction de l'IPC).

Les méthodes pour mesurer les biais des indices des prix par rapport à un indice de coût de la vie se regroupent en trois catégories. Les approches à la Boskin cherchent à mesurer individuellement toutes les sources de biais possibles. Les deux autres catégories se situent explicitement dans le cadre de la théorie du consommateur. La deuxième estime un système complet de demande et calcule ensuite les coûts de la vie qui en découlent (voir par exemple Jorgenson et Slesnick, 1997). La troisième repose sur une analyse intertemporelle des courbes d'Engel relatives aux dépenses alimentaires (cf. encadré 2). C'est l'approche adoptée dans cette étude. Valide sous un certain nombre d'hypothèses détaillées *infra*, elle revient à comparer l'évolution de l'indice du coût de la vie entraînant la superposition des courbes d'Engel à celle de l'indice des prix.

Analyse intertemporelle des courbes d'Engel et indice des prix

De manière très générale, la part des richesses allouée aux dépenses alimentaires est d'autant plus faible que la richesse est élevée. Cette propriété, appelée « première loi d'Engel », est considérée comme une loi économique stable, aussi bien dans l'espace (5) que dans le temps. Elle peut s'illustrer, dans le cas français, à partir de simples graphiques qui comparent les dépenses totales réelles des ménages et le coefficient budgétaire de l'alimentation, c'est-à-dire la part de l'alimentation dans les dépenses totales (cf. graphique I).

L'évolution des dépenses finales, celle des dépenses alimentaires par tête des ménages (les deux déflatées de l'indice des prix correspondant), ainsi que l'évolution de la part de l'alimentation dans les dépenses (d'après les données des comptes nationaux) montrent que la première loi d'Engel est bien vérifiée en France entre 1979 et 2006. En effet, les dépenses de consommation sont multipliées par deux et la part des dépenses de l'alimentation a diminué significativement, passant de 18 %

3. Les pondérations de l'IPC français sont mises à jour plus régulièrement (chaque année) que celles du CPI américain, ce qui limite l'ampleur des biais de substitution.

4. Son champ théorique se définit comme celui de la consommation finale effective marchande monétaire des ménages.

5. Voir l'illustration de cette loi sur un groupe de pays dans Consales et al., 2009.

Encadré 2

MODÈLE DE HAMILTON (2001) ET DE COSTA (2001)

Cet encadré présente la méthodologie développée par Hamilton (2001) et Costa (2001). Ces derniers modélisent la courbe d'Engel relative à l'alimentation dans le cadre d'un « *almost ideal system of demand* » développé par Deaton et Muellbauer (1980). Ce système repose sur la structure des courbes de demande de Working (1943) et Leser (1963). Dans le cas de deux biens, un bien alimentaire et un bien non alimentaire, la part de l'alimentation dans les revenus ou dans les dépenses totales s'écrit comme :

$$\omega_{ijt} = \varphi + \gamma(p_{jt}^f - p_{jt}^n) + \beta(y_{ijt} - p_{jt}) + x_{ijt}'\theta + \mu_{ijt}, \quad (1)$$

$$i = 1, \dots, N, j = 0, \dots, J, t = 0, \dots, T,$$

où i indice le ménage, j la zone géographique et t la date (le modèle fait intervenir des variations régionales de prix pour permettre de contrôler de l'influence du prix relatif entre les biens alimentaires et les biens non alimentaires, indépendamment de la date afin d'en corriger le biais temporel). ω_{ijt} est la part de l'alimentation dans le total des dépenses ou dans les revenus du ménage ; p_{jt}^f , p_{jt}^n , p_{jt} sont les logarithmes des indices du coût de la vie « véritables » mais inobservés, respectivement pour tous les biens, l'alimentation et les biens non alimentaires ; y_{ijt} est le logarithme du revenu nominal et x_{ijt} le vecteur des caractéristiques individuelles du ménage i .

Les indices de coût de la vie sont approximés avec erreur par les indices des prix. Qu'il s'agisse de l'indice relatif à l'ensemble des biens, aux biens alimentaires ou aux biens non alimentaires, on a :

$$P_{jt} = P_{j0} + \pi_{jt} + \varepsilon_{jt}, \quad (2)$$

où $\pi_{jt} = \ln(1 + \Pi_{jt})$, $1 + \Pi_{jt}$ étant l'indice des prix observé (mesuré) à la date t , avec pour base la date 0, et $\varepsilon_{jt} = \ln(1 + E_{jt})$, E_{jt} étant l'erreur de mesure par rapport à un indice de coût de la vie cumulée entre les dates t et 0.

En remplaçant les équations (2) dans l'équation (1), on obtient :

$$\omega_{ijt} = \varphi + \gamma(\pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) + \gamma(p_{j0}^f - p_{j0}^n) + \gamma(\varepsilon_{jt}^f - \varepsilon_{jt}^n)$$

$$+ \beta(y_{ijt} - \pi_{jt}) - \beta\varepsilon_{jt} - \beta p_{j0} + x_{ijt}'\theta + \mu_{ijt}. \quad (3)$$

Hamilton et Costa posent des hypothèses supplémentaires pour estimer le biais. Ils supposent notamment que les erreurs ne varient pas selon la zone géographique, à savoir $\varepsilon_{jt}^f = \varepsilon_t^f$, $\varepsilon_{jt} = \varepsilon_t$ et $\varepsilon_{jt}^n = \varepsilon_t^n$. Ils en déduisent :

$$\omega_{ijt} = \Phi + \gamma(\pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) + \beta(y_{ijt} - \pi_{jt}) + x_{ijt}'\theta + \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau} D_{\tau}^t$$

$$+ \sum_{k=1}^J \lambda_k D_j^k + \mu_{ijt}, \quad i = 1, \dots, N, j = 0, \dots, J, t = 0, \dots, T, \quad (4)$$

où D_t^{τ} sont des indicatrices temporelles, D_j^k , des indicatrices régionales et $\delta_t = \gamma(\varepsilon_t^f - \varepsilon_t^n) - \beta\varepsilon_t$.

Les erreurs de mesure de l'IPC sont donc captées par les indicatrices temporelles.

Si $\varepsilon_t^f / \varepsilon_t^n = 1, t = 0, \dots, T$, autrement dit si l'IPC sur l'alimentation et l'IPC sur les biens non alimentaires sont biaisés de la même manière, alors :

$$\varepsilon_t = -\delta_t / \beta.$$

Hamilton et Costa définissent le biais cumulé de l'IPC entre la date de base 0 et la date t comme l'écart relatif cumulé entre les deux indices :

$$-E_t = 1 - \exp(-\delta_t / \beta). \quad (5)$$

Autrement dit, l'IPC mesuré entre la date de base 0 et t doit être multiplié par 1 moins le biais cumulé entre la date de base 0 et t , c'est-à-dire par $1 + E_t$, pour obtenir l'indice de coût de la vie.

Plus généralement, en notant $\varepsilon_t^f / \varepsilon_t^n = r$ et α la part de l'indice des prix relatif à l'alimentation dans l'indice total du coût de la vie et en supposant cette part constante d'une région à l'autre et dans le temps, on obtient :

$$p_{jt} = \alpha p_{jt}^f + (1-\alpha)p_{jt}^n, \quad j = 0, \dots, J, t = 0, \dots, T.$$

Le biais cumulé de l'IPC entre la date de base 0 et la date t est alors fonction du paramètre inconnu r :

$$-E_t = 1 - \exp(-\delta_t / (\beta + \gamma(1-r)/(1-\alpha(1-r)))) \quad (6)$$

L'IPC des produits alimentaires est supposé moins biaisé que l'IPC des produits non alimentaires ($r < 1$). Cette hypothèse paraît raisonnable dès lors que les biais de substitution ou ceux induits au moment de l'introduction de nouveaux produits sont plus forts pour les produits non alimentaires (ordinateurs par exemple) que pour l'alimentation. Comme β est négatif (loi d'Engel), l'équation (5) donne alors une borne inférieure de l'ampleur du biais de l'IPC en tant qu'indice du coût de la vie (avec γ négatif).

En particulier, si seul l'IPC sur les produits non alimentaires est biaisé, alors $r = 0$ et le biais sur l'IPC global se simplifie en :

$$-E_t = 1 - \exp(-\delta_t / (\beta + \gamma/(1-\alpha))) > 1 - \exp(-\delta_t / \beta)$$

Au contraire, si seul l'IPC sur les produits alimentaires est biaisé, alors le biais devient :

$$-E_t = 1 - \exp(-\delta_t / (\beta + \gamma / \alpha)) < 1 - \exp(-\delta_t / \beta)$$

Dans la suite, nous supposons que l'IPC des produits alimentaires est moins biaisé ou biaisé de manière équivalente à l'IPC sur les produits non alimentaires. Nous estimons le biais cumulé à partir de l'équation (5) et interprétons le résultat comme une borne inférieure de l'ampleur du biais recherché.

Dans le cas de la France, nous n'avons pas de mesure des variations régionales d'indices de prix $(\pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) = (\pi_t^f - \pi_t^n), \forall j = 0, \dots, J$. Nous ne pouvons

→

à 13,5 %, pendant cette période. En revanche, entre 1980 et 1984, cette loi ne semble pas vérifiée : la dépense finale par tête augmente entre les deux années, tandis que la part de l'alimentation dans la dépense finale des ménages est stable. Une interprétation possible serait que la dépense totale serait déflatée par un IPC biaisé par rapport à l'évolution « réelle » du coût de la vie.

Cependant, cette explication n'est pas la seule possible. La loi d'Engel s'applique à des individus ayant des caractéristiques identiques : en particulier, la structure du ménage (le nombre

d'enfants par exemple) influe, toutes choses égales par ailleurs, sur la part des dépenses consacrée à l'alimentation. L'incohérence apparente entre la hausse des dépenses globales de consommation entre 1980 et 1984 pourrait donc aussi s'expliquer par une évolution de la structure de la population entre individus n'ayant pas les mêmes comportements de consommation. Seule une analyse sur données microéconomiques permet de contrôler ces effets de structure. C'est précisément l'objet de cette étude pour laquelle nous exploitons les enquêtes *Budget de Famille* de l'Insee réalisées en 1979, 1985, 1989, 1995, 2000 et 2006.

Encadré 2 (suite)

donc pas identifier séparément $\gamma(\pi_t^f - \pi_t^n)$ et δ_t . On est contraint de remplacer l'équation (5) par l'équation :

$$\omega_{it} = \Phi + \beta(\gamma_{it} - \pi_t) + x_{it}'\theta + \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau}^* D_t^{\tau} + \mu_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 0, \dots, T. \quad (7)$$

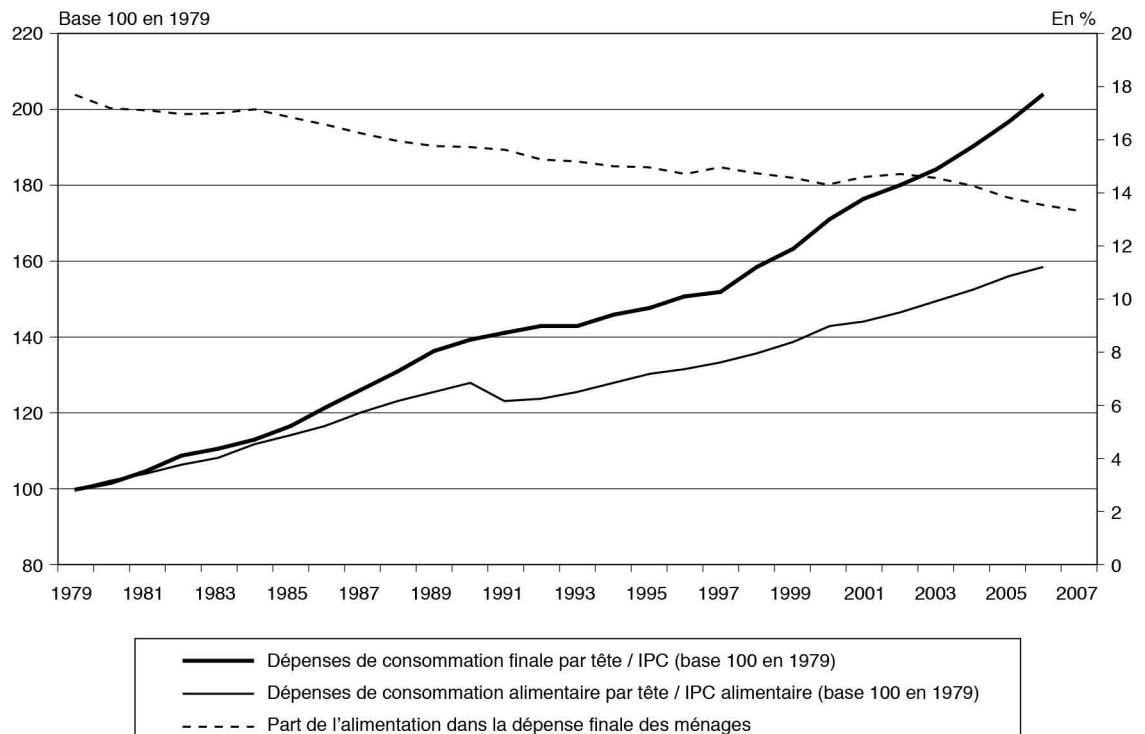
dans laquelle $\delta_t^* = \delta_t + \gamma(\pi_t^f - \pi_t^n)$.

Le biais cumulé de l'IPC entre la date de base 0 et la date t est alors :

$$-E_t = 1 - \exp(-(\delta_t^* - \gamma(\pi_t^f - \pi_t^n)) / \beta), \quad (8)$$

où γ doit être calibré. Nous retenons l'estimation de Hamilton $\hat{\gamma} = 0,09$ sur données américaines. Les biais calculés pour des valeurs alternatives sont très proches (par exemple pour $\hat{\gamma} = 0,05$, qui correspond au chiffre de Costa). L'effet des variations de prix relatifs sur le biais est vraiment de deuxième ordre.

Graphique I
Évolution des dépenses alimentaires, des dépenses totales des ménages en termes réels par tête et du coefficient budgétaire de l'alimentation



Lecture : en 1979, le coefficient budgétaire de l'alimentation était de 18 %.
Source : comptes nationaux, Insee.

La méthodologie

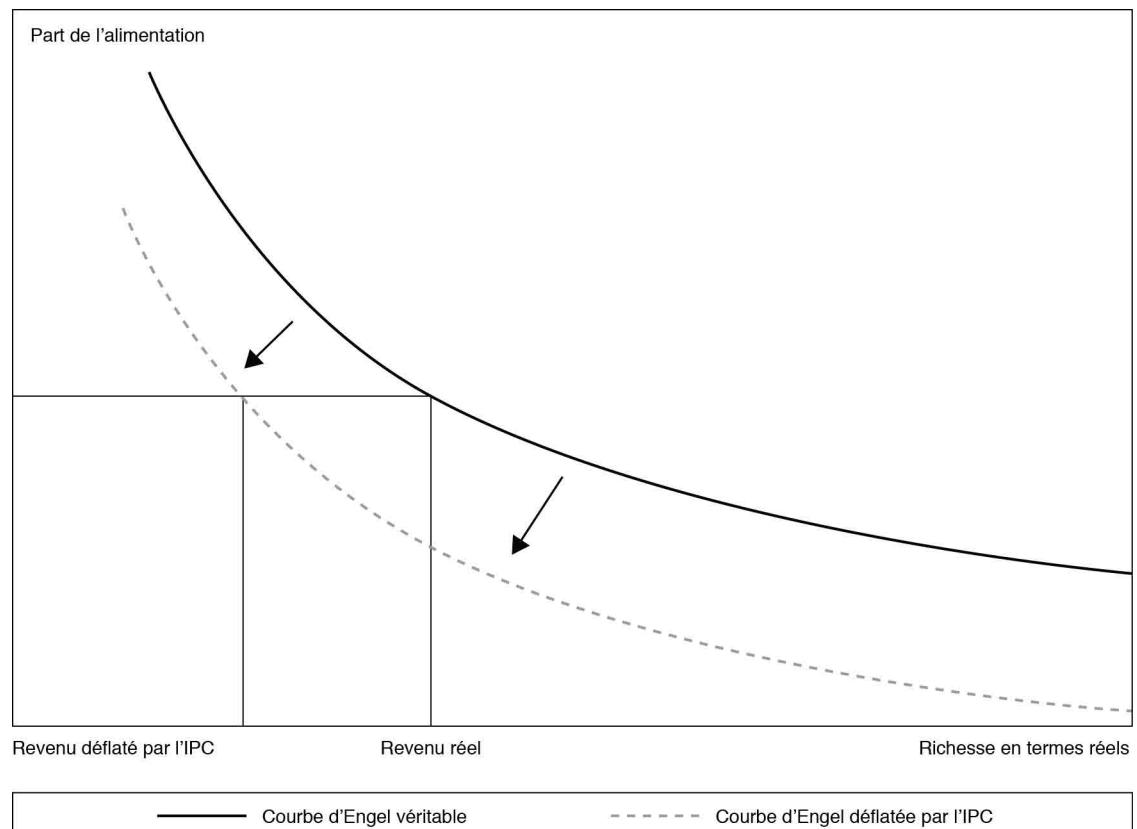
La méthodologie suivie a été proposée par Hamilton (2001) et Costa (2001) qui modélisent la courbe d'Engel relative à la consommation alimentaire. Celle-ci relie la part du budget consacrée à l'alimentation à la richesse du consommateur, approchée par la dépense totale ou les revenus en termes réels, c'est-à-dire déflatés de l'IPC. Hamilton (2001) et Costa (2001) se placent de plus dans le cadre de la théorie du consommateur et supposent que les préférences des consommateurs et le contexte dans lequel elles s'inscrivent restent les mêmes au cours du temps. Alors, selon la première loi d'Engel, la part du budget que les consommateurs consacrent à l'alimentation diminue s'ils s'enrichissent, augmente s'ils s'appauvrissent, mais en se déplaçant toujours le long de la même courbe. Si de plus la fonction de demande de l'alimentation et la courbe d'Engel qui en découle sont bien spécifiées, si l'utilité sous-jacente est séparable entre une partie relative à l'alimentation et une autre aux biens non alimentaires et s'il n'y a pas d'erreurs systématiques dans les variables, les courbes d'Engel estimées à des périodes différentes doivent se superposer. Le « véritable » indice de l'évolution du coût de la vie est donc

celui qui entraînerait la superposition des courbes d'Engel. Or les auteurs constatent que, sur données américaines (6), ces courbes se décalent vers la gauche. Ils attribuent le décalage entre les courbes à une surestimation de la croissance du coût de la vie par l'IPC (cf. schéma). Les individus se comportent vis-à-vis de l'alimentation comme s'ils étaient plus riches que ce que retrace leur revenu réel.

Pour estimer l'ampleur du biais de l'indice des prix, Hamilton et Costa se placent dans le cadre du système de demande de Deaton et Muellbauer (1980) à deux biens, l'un alimentaire et l'autre non alimentaire. Ils en déduisent une spécification paramétrique des courbes d'Engel. Dans ce cadre, l'indice de coût de la vie entraînant la superposition des courbes est le déflateur des dépenses totales. Il s'interprète comme un indice du coût de la vie au niveau de subsistance, c'est-à-dire, formellement, à un niveau d'utilité égal à zéro (7). Larsen (2004) recommande de nommer cet indice « *index of a standard (of living)* » plu-

6. « Panel Study of Income Dynamics » (PSID) pour Hamilton (2001) et « Consumer Expenditure Surveys » pour Costa (2001)
7. Se reporter à Deaton et Muellbauer (1980) pour plus de précisions.

Schéma
Sens du biais



tôt qu'indice de coût de la vie. Hamilton (2001) et Costa (2001) interprètent l'écart relatif entre les deux indices comme le biais de l'IPC.

Comme dans la plupart des études existantes, nous étudions donc la part des dépenses consacrées à l'alimentation. Hamilton (2001) donne cinq arguments principaux en faveur du coefficient budgétaire de l'alimentation.

Premièrement, la part du budget consacrée à l'alimentation est très sensible aux variations de revenu (élasticité au revenu très inférieure à 1). Deuxièmement, l'alimentation est un bien non durable : la dépense alimentaire est donc équivalente à son flux de consommation (8). Troisièmement, les biens alimentaires sont facilement définissables, distinguables des autres biens, et ce de manière stable dans le temps. Ce n'est pas le cas des loisirs par exemple. Ceci permet de mener les analyses sur longue période. Quatrièmement, il est assez naturel de supposer que la fonction d'utilité des agents est *séparable* entre la part relative à l'alimentation et celle relative aux autres biens, qu'il n'y a quasiment pas de substitution ou de complémentarité entre les biens alimentaires et les autres. Ainsi, l'évolution des prix des ordinateurs et le possible biais de l'IPC qui en résulte n'auront pas d'effet retour, qualifié d'« étrange » par Hamilton, sur la part des dépenses consacrées à l'alimentation. Enfin, la fonction de demande relative à l'alimentation a largement été étudiée dans la littérature, ce qui permet de s'appuyer sur une modélisation éprouvée. Ceci limite en pratique le risque d'erreurs de spécification.

La dépense alimentaire doit être rapportée à la richesse du ménage. Par mesure de richesse, on entend mesure de revenu permanent. Ce dernier est approché par le total des dépenses déclarées dans l'enquête *BdF*, comme font de nombreux auteurs qui exploitent des données d'enquêtes de dépenses de consommation, voir par exemple Costa (2001), Larsen (2004), Beatty et Larsen (2005) (9). Ceci permet de prévenir des risques de sous-déclaration auxquels sont sujettes les variables de revenu dans les enquêtes de dépenses de consommation. Les dépenses sont souvent mieux déclarées. La méthode de collecte, en revanche, peut introduire des erreurs de mesure (cf. encadré 1).

Avantages et limites de l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel

La méthode d'Hamilton et Costa présente des avantages certains. Elle est facile à mettre en

œuvre. Elle ne nécessite pas de disposer de séries de prix individuels : elle peut donc être utilisée sur des périodes relativement longues, tant que des données sur les dépenses des ménages sont disponibles (Costa remonte à 1888). Elle peut être appliquée à des sous-populations. Il est ainsi possible d'examiner si le décalage entre le coût de la vie et l'IPC a été plus fort pour une sous-population particulière de ménages.

Cependant, cette méthode repose entièrement sur les hypothèses énoncées précédemment. Elle suppose que le cadre de la théorie du consommateur s'applique, que les préférences des consommateurs sont stables et que ces derniers choisissent leurs dépenses de consommation dans des contextes également stables. Elle repose sur une spécification correcte de la courbe d'Engel, sur une hypothèse de séparabilité de l'utilité et sur l'absence d'erreurs systématiques dans les variables d'enquête. En particulier, toute variable omise de la spécification qui varie dans le temps et qui a un effet sur la part de la consommation alimentaire dans le budget comptera dans la mesure du biais. La méthode repose aussi sur la qualité des données d'enquête et sur la comparabilité des enquêtes d'une année sur l'autre. Or les données d'enquête peuvent être très hétérogènes, parfois entachées d'erreurs de mesure. Les variables de richesse peuvent être mal déclarées. Enfin, cette méthode ne permet de fournir qu'une mesure imparfaite du biais total car elle ne mesure que les biais de substitution (10) mais pas les changements de qualité (11). Hausman (2003) avance que les biais de qualité, y compris ceux liés à l'introduction de nouveaux biens, sont d'un ordre de grandeur supérieur aux biais de substitution.

En pratique, pour remédier à ces difficultés nous utilisons un éventail large de techniques d'estimation, en appliquant des méthodes peu sensibles aux observations influentes, en ayant recours aux techniques d'instrumentation lorsque des erreurs de mesure ou des problèmes d'endogénéité sur les dépenses totales sont présents et à des techniques de recalage pour corriger des mauvaises déclarations.

8. Il n'y a pas possibilité de stockage durable qui fausserait les comportements apparents de consommation.

9. Hamilton (2001) qui exploite les données panel du PSID américain utilise un revenu lissé sur trois ans.

10. Y compris la substitution due à l'augmentation de la durabilité des biens, la part de substitution liée à l'introduction tardive de nouveaux biens dans l'indice, les changements dans les réseaux de distribution et les erreurs de prix.

11. À cet égard, voir Costa (2001) et Hausman (2003)

Pour ce qui est de la théorie, nous ne pouvons que rappeler l'ensemble des hypothèses qui sous-tendent la validité de l'analyse et interpréter les résultats avec précaution. L'analyse intertemporelle des courbes d'Engel apporte un regard original mais contraint sur la question des biais des indices des prix. Il ne s'agit que d'un élément du diagnostic sur la qualité de l'indice des prix, mais il est intéressant de savoir si cet élément va plutôt dans le sens de la confirmation ou de l'infirmer de la thèse d'un biais de sous-estimation de la hausse du coût de la vie. L'analyse intertemporelle des courbes d'Engel doit être complétée par d'autres types d'études avant de tirer des conclusions définitives. En aucun cas, elle ne permet de tirer des conclusions normatives sur la qualité de l'IPC.

Pour chaque catégorie de ménages les courbes d'Engel sont conformes à la première loi d'Engel

Pour chaque catégorie de ménages : personnes seules, couples avec enfant(s), couples sans enfant et familles monoparentales et pour chaque année d'enquête, la courbe d'Engel relative à l'alimentation est estimée comme une fonction non paramétrique de la dépense totale réelle (déflatée de l'IPC), à partir d'estimateurs des plus proches voisins (12). Les décalages entre les courbes d'Engel ainsi estimées à différentes dates illustrent les écarts relatifs entre IPC et évolution du coût de la vie. C'est aussi l'occasion de confirmer la forme fonctionnelle de la courbe d'Engel.

Quelle que soit la catégorie de ménages, la part des dépenses alimentaires semble être une fonction décroissante et linéaire du logarithme de la dépense totale réelle (cf. graphiques II). Les courbes d'Engel se sont déplacées vers le bas et la gauche entre 1979 et 1995, puis entre 2000 et 2006. Les enquêtes de 1979 à 1995 et celles de 2000 et 2006 ne sont pas comparables entre elles (cf. *infra*). Les écarts entre les deux sous-périodes ne doivent donc pas être interprétés. Cette précaution prise, il apparaît cependant que dans les années récentes, les ménages se comportent vis-à-vis de l'alimentation « comme s'ils étaient plus riches » que ce qu'indiquent leurs totaux de dépenses déflatés de l'IPC. L'IPC pourrait donc avoir surestimé plutôt que sous-estimé l'évolution du coût de la vie. Les courbes d'Engel se sont plus décalées pour les couples avec enfant(s) et les familles monoparentales que pour les autres catégories de ménages. En revanche, la rupture de pente entre les

années 1979-1989 et 1995-2006 qui apparaît notamment pour les personnes seules, ne peut pas être interprétée car les enquêtes ne sont pas comparables sur les deux sous-périodes.

Les décalages des courbes d'Engel retracent aussi les évolutions de la structure de la population dans la catégorie de ménages considérée. Le développement du travail féminin, le vieillissement de la population, des changements dans la taille des ménages intra-catégorie ou dans les statuts des logements et l'augmentation du nombre de repas pris à l'extérieur du domicile ont notamment pu entraîner des changements dans les comportements de dépenses alimentaires. Il est donc nécessaire de contrôler l'influence de ces variables avant de conclure. De plus, nous cherchons aussi à évaluer l'ampleur de l'écart entre l'indice de coût de la vie associé aux courbes d'Engel et l'IPC.

Les méthodes d'estimation

Pour évaluer l'ampleur de cet écart nous nous plaçons dans le cadre d'un « *almost ideal system of demand* » développé par Deaton et Muellbauer (1980). La part qu'un ménage consacre à l'alimentation est alors une fonction linéaire des caractéristiques du ménage et du logarithme des dépenses totales en termes réels, c'est-à-dire déflatées par l'indice de coût de la vie, qui est inobservé mais peut être approché avec erreur par l'indice des prix. Sous un certain nombre d'hypothèses, ces erreurs peuvent être estimées en ajoutant des indicatrices temporelles dans la relation (cf. encadré 2).

Un éventail de techniques est utilisé pour pallier les problèmes susceptibles d'être rencontrés lors de l'utilisation de données d'enquête : techniques robustes à l'influence trop forte de certaines observations, instrumentation contre les erreurs de mesure et l'endogénéité du total des dépenses, techniques de recalage pour corriger des éventuelles mauvaises déclarations. La spécification est estimée à partir des données d'enquête par moindres carrés ordinaires et par l'estimateur plus robuste « *Least Absolute Deviations* » (*LAD*) sur l'ensemble des observations. En effet, les données d'enquête sont souvent très hétérogènes. Par ailleurs, elles sont sujettes à des erreurs de mesure du fait des techniques propres de collecte ou encore parce que les variables de richesse peuvent être sous-déclarées. Dans les enquêtes *Budget de Famille*,

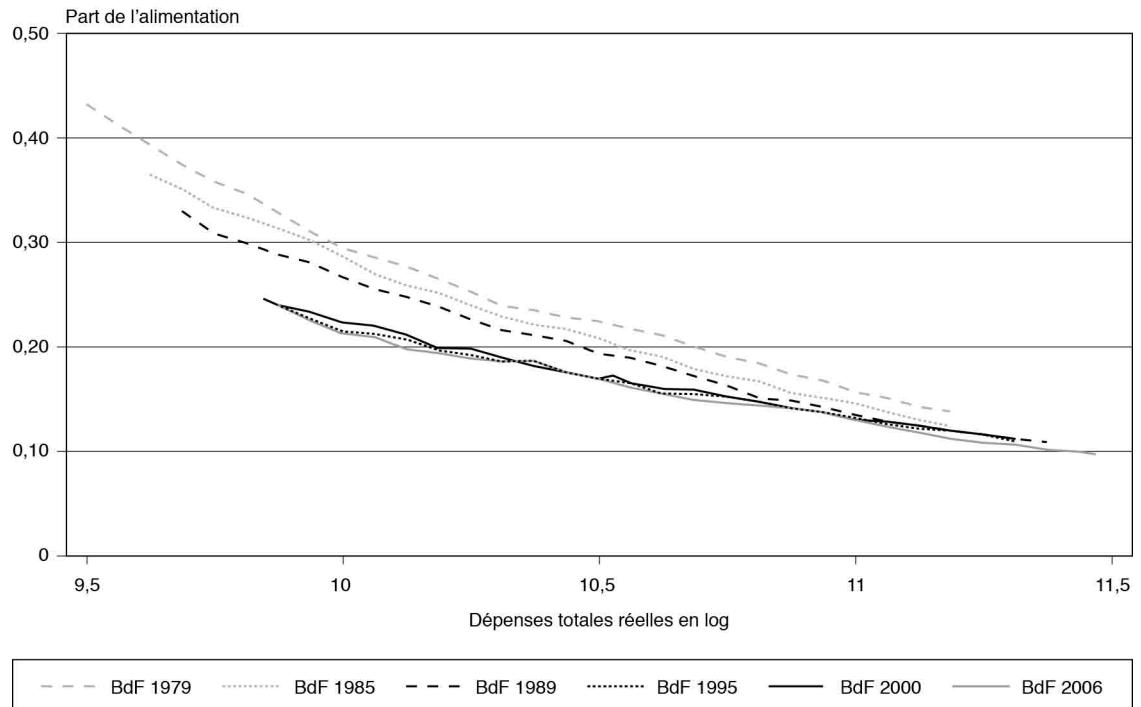
12. *Moyenne locale des observations*.

certaines dépenses sont relevées à l'aide de questions rétrospectives portant sur l'année en cours alors que d'autres, comme celles concernant l'alimentation, sont relevées à l'aide d'un carnet de dépenses sur une période de 10 à 15 jours. Les dépenses annuelles correspondant au carnet

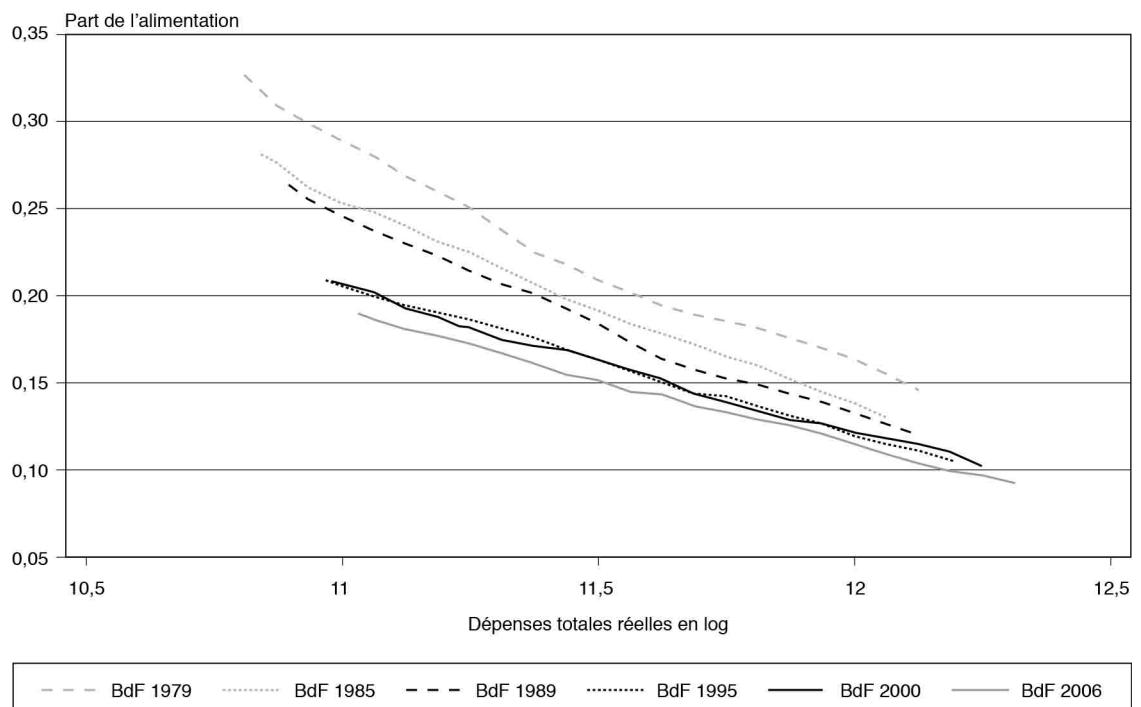
de dépenses sont ensuite obtenues par règle de trois. Du fait des habitudes des ménages, ces dépenses annualisées peuvent s'éloigner des véritables dépenses annuelles, conduisant à des erreurs de mesure. Dans l'estimation, l'erreur de mesure sur la part des dépenses alimentaires

Graphique II
Estimations non paramétriques des courbes d'Engel par catégories de ménages

A - Personnes seules



B - Couples avec enfants

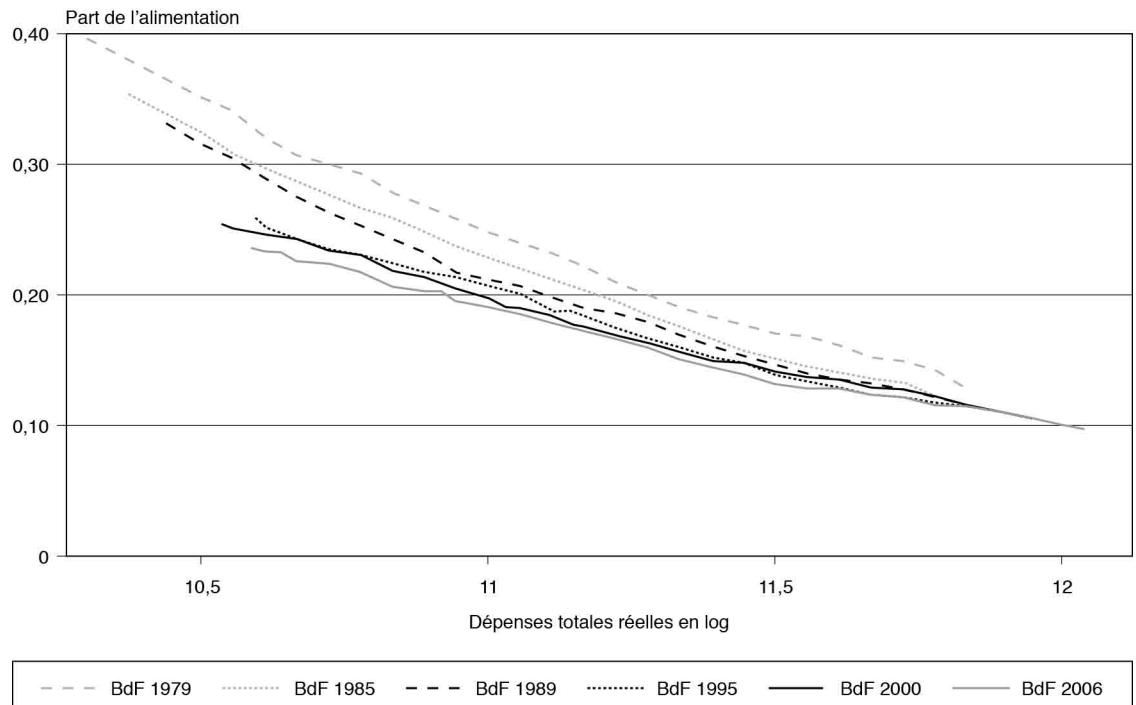


ne porte pas à conséquence. En revanche, celle sur le total des dépenses entraîne un biais d'atténuation sur le coefficient associé, ce qui conduit

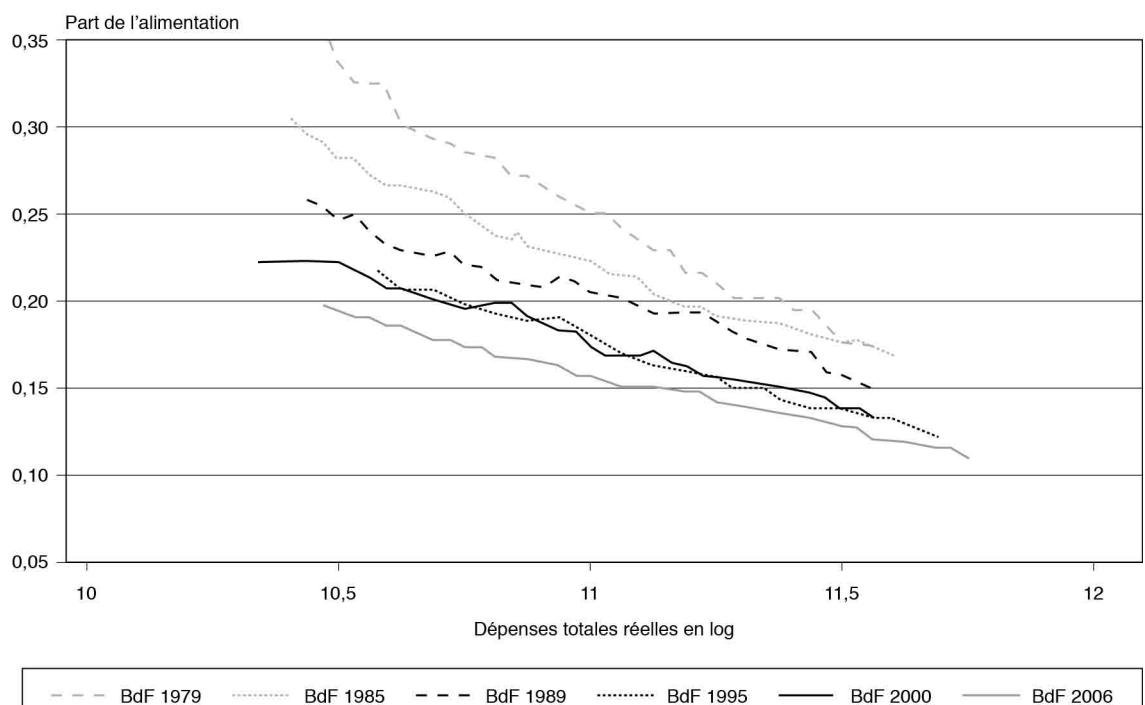
à une surestimation de l'ampleur du biais de l'IPC. Pour y remédier et corriger d'autres éventuels problèmes d'endogénéité sur les dépenses

Graphique II (suite)

C - Couples sans enfants



D - Familles monoparentales



Lecture : estimateurs des K plus proches voisins ($K = \text{nombre d'observations (4/5)}$). Les ménages pour lesquels la part des dépenses alimentaires est supérieure à 80 % ou inférieure à 5 % ne sont pas pris en compte dans l'estimation.

Les courbes d'Engel estimées entre 1979 et 1995 (pointillés) sont comparables, celles estimées entre 2000 et 2006, le sont aussi (trait plein) mais les comparaisons entre les deux sous-périodes ne sont pas valables.

Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, Insee.

totales, nous estimons notre modèle par doubles moindres carrés en utilisant le revenu annuel déclaré comme instrument des dépenses totales (très précisément, nous utilisons le croisement entre le revenu et l'année d'enquête ou les déciles de revenus). Au préalable, nous avons supprimé les observations pour lesquelles la part des dépenses alimentaires se situe au-dessous de 5 % ou au-dessus de 80 %.

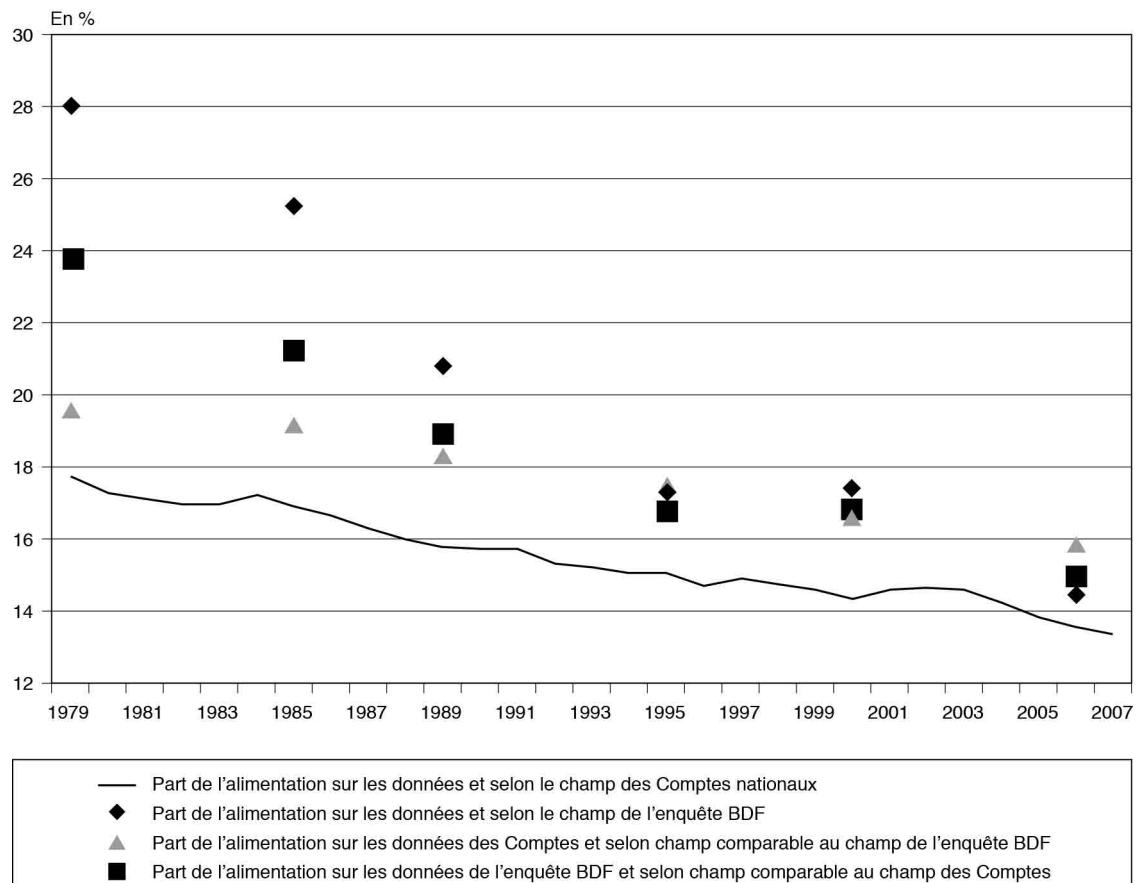
Un test de sensibilité : recaler les données sur les agrégats de la Comptabilité nationale

Une autre façon d'appréhender les erreurs susceptibles d'être associées aux enquêtes *Budget de Famille* consiste à comparer leurs résultats aux agrégats de la Comptabilité nationale.

Les parts des dépenses alimentaires moyennes calculées à partir des enquêtes *BdF* et celles calculées à partir des données de la Comptabilité nationale diffèrent en niveau et en évolution (cf. graphique III). Ceci s'explique en partie par le fait que les champs couverts par les deux sources ne sont pas les mêmes. Les comptes nationaux retracent les dépenses de consommation finale pour l'ensemble des ménages résidents et les touristes (13) alors que les enquêtes *BdF* renseignent sur le total des dépenses déclarées par les ménages ordinaires en France métropole.

13. Le champ Comptabilité nationale inclut l'autoconsommation, les loyers imputés pour les propriétaires et les SIFIM (Services d'intermédiation financière indirectement mesurés) et exclut un certain nombre de postes de dépenses relevés par l'enquête BdF : les impôts et taxes, les gros travaux d'entretien et d'équipement, les remboursements de prêts, des aides et cadeaux, ainsi que les prélèvements de l'employeur pour les enquêtes 2001 et 2006.

Graphique III
Part des dépenses alimentaires dans les dépenses totales, comparaison entre les données *Budget de famille (BDF)* et Comptabilité nationale



Lecture : la série « Part de l'alimentation sur les données de l'enquête BDF et selon champ comparable au champ des Comptes » est obtenue en ôtant aux données des enquêtes BDF les dépenses enregistrées dans le poste 13 de la nomenclature COICOP (poste intitulé « Hors champ de la consommation finale des ménages »).

La série « Part de l'alimentation sur données des Comptes selon champ comparable au champ de l'enquête BDF » est obtenue en ôtant aux données des comptes nationaux les dépenses correspondant aux loyers imputés, aux services d'intermédiation financière indirectement mesurés (SIFIM) et à l'autoconsommation.

Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, comptes nationaux annuels, Insee.

politaine. Cependant, même à champ plus comparable (14) et stable dans le temps les écarts restent marqués. Ils peuvent conduire à des conclusions différentes sur l'évolution des richesses et, par conséquent, sur les biais de l'indice des prix.

Pour évaluer la sensibilité des estimations, nous réestimons les modèles sur données recalées. Plus précisément, pour chacun des douze grands postes de consommation nous recalons les données de dépenses déclarées dans les enquêtes, de façon à ce que leurs sommes égalent les agrégats correspondants estimés par la Comptabilité nationale (cf. encadré 3).

Même si la Comptabilité nationale sert de référence pour mesurer les évolutions de différents agrégats macroéconomiques au cours du temps, son utilisation dans des études microéconomiques est délicate. En effet, ce recalage sur données macroéconomiques impose en premier lieu de faire l'hypothèse que les comportements de mauvaise déclaration des dépenses sont les mêmes au cours du temps. Ensuite, les données de la Comptabilité nationale ne permettent de calculer que des coefficients de recalage identiques pour tous les ménages. Ainsi, des ménages appartenant à des catégories différentes sont « recalés » de la même manière ; notamment des ménages ayant des revenus très différents (à l'intérieur d'une même catégorie). Or les comportements de sous-déclaration peuvent dépendre de la richesse du ménage. Si la sous-déclaration du total des dépenses est toujours proportionnelle à la véritable richesse, alors la méthode de recalage donne des résultats corrects. Si les comportements de sous-déclaration sont plus complexes, les résultats du recalage sont biaisés. Mais nous n'avons pas les données permettant de différencier les comportements de sous-déclaration et donc de corriger de cet éventuel biais de recalage.

Entre 1979 et 2006, l'analyse des courbes d'Engel ne fait ressortir aucun biais négatif de l'IPC

Une analyse préalable a été menée afin de s'assurer de la comparabilité des enquêtes d'une année sur l'autre. Nous avons suivi la démarche de Costa (2001), qui consiste à regrouper les enquêtes d'années adjacentes tant que l'inclusion des données d'une année supplémentaire ne change pas les valeurs estimées des biais. Au final, les estimations ont été menées sur deux sous-périodes 1979-1995 et 2000-2006,

la comparabilité des enquêtes entre ces deux sous-périodes ayant été rejetée. Nous ne supposons pas la stabilité des préférences sur 27 ans (de 1979 à 2006) mais sur périodes successives de 5 ans (1979-1985, 1985-1989, 1989-1995, 2000-2006) puisque la période totale est séparée en sous-périodes comparables.

Les estimations ont ensuite été menées catégories de ménages par catégorie de ménages (personnes seules, couples avec enfant(s), couples sans enfant et familles monoparentales) selon différentes techniques, avec comme variables de contrôle : le sexe, la tranche d'âge, la catégorie socioprofessionnelle, le diplôme de la personne de référence (et ceux de son conjoint le cas échéant), la zone d'étude et d'aménagement du territoire, le statut d'occupation du logement (locataire, propriétaire, etc.), la taille de la commune de résidence, la taille du ménage en logarithme, le nombre d'enfants selon leur âge rapporté à la taille du ménage, le nombre de personnes ayant un emploi dans le ménage.

Pour permettre une meilleure vue d'ensemble, nous présentons tout d'abord les biais moyens calculés sur l'ensemble des ménages à partir de ceux estimés pour chaque catégorie, présentés ensuite (cf. tableau A en annexe et graphique IV). Les écarts-types sont obtenus dans ce cas en supposant l'indépendance entre les observations correspondant aux différentes catégories de ménages.

Entre 1979 et 1995, les estimations du biais cumulé de l'IPC varient entre 25 % (estimateur LAD) et 51 % (estimateur LAD sur données recalées - LAD-R) selon les techniques utilisées. L'IPC en 1995 devrait donc être multiplié par 0,75 (resp. 0,49) pour obtenir l'indice de coût de la vie qui découle de l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel. Entre 2000 et 2006, les estimations du biais cumulé sont de l'ordre de 10 % si l'on se fie aux analyses sur données non recalées et non significativement différentes de zéro si l'on se fie à celles sur données recalées. Les biais estimés par la méthode instrumentale sont bien d'amplitude plus faible que ceux obtenus à partir des MCO, comme attendu en présence d'erreurs de mesure.

En annualisant ces biais, nous trouvons des divergences entre l'IPC et l'indice du coût de la

14. On obtient des champs plus comparables d'une part en enlevant les loyers imputés, les SIFIM et l'autoconsommation du champ « comptabilité nationale » et les postes hors champ « comptabilité nationale » de l'enquête BdF et, d'autre part, en se restreignant aux ménages ordinaires.

vie associé au décalage des courbes d'Engel de l'ordre 2 % par an entre 1979 et 1985 selon les analyses sur données non recalées, et ce, quelle que soit la technique d'estimation utilisée. Elles sont de 7 % pour les estimations sur données recalées. C'est la plus grande différence trou-

vée entre les estimations sur données recalées et non recalées. Elle est sûrement liée au fait que les coefficients de recalage calculés pour 1979 sont très différents de ceux des autres années. De deux choses l'une, soit l'enquête 1979 est vraiment différente des autres enquêtes, soit la

Encadré 3

CALCUL DES COEFFICIENTS DE RECALAGE À PARTIR DES ESTIMATIONS DE LA COMPTABILITÉ NATIONALE

Le calcul des coefficients de recalage s'effectue en plusieurs étapes. Les dépenses de consommation finale mesurées par les comptables nationaux ne permettent pas de distinguer la part concernant les ménages résidents de celle des touristes. Dans un premier temps, nous devons construire des séries de dépenses par grands postes de consommation restreintes aux ménages résidents uniquement. Pour ce faire, nous disposons d'une part du total des dépenses effectuées par les touristes (« correction solde territorial ») en série longue et, d'autre part, de la décomposition de ce solde territorial par grands postes de consommation pour l'année 2003 (ces séries ont été créées à l'occasion du travail de décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménages en 2003, cf. Bellamy *et al.*, 2009). Nous supposerons donc que la répartition des dépenses des touristes en France par poste de consommation est constante dans le temps. Nous affectons cette clef de répartition au solde territorial de l'année observée.

Ensuite, il faut enlever des agrégats de la Comptabilité nationale les dépenses effectuées par les individus vivant en collectivité (par exemple les étudiants en résidence universitaire, les personnes résidant en maison de retraite ou en foyers de travailleurs) puisque l'enquête BdF n'interroge que les ménages dits « ordinaires » de France métropolitaine. Comme précédemment, la part des dépenses effectuées par les ménages ordinaires de France métropolitaine par poste

de consommation n'est disponible que pour l'année 2003. Nous supposons donc que cette part est restée inchangée depuis 1979 : les consommations des ménages ordinaires en France métropolitaine sont supposées être toujours représentatives « dans les mêmes proportions » des consommations des ménages résidents.

Une fois ces deux corrections effectuées, nous calculons, pour chaque grand poste de consommation, le rapport entre les dépenses des ménages ordinaires de France métropolitaine issues des comptes nationaux et le total des dépenses mesurées par les enquêtes BdF, sur le même poste de consommation. Ces rapports constituent les coefficients de recalage (cf. tableau *infra*). Comme les enquêtes sont à cheval sur deux ans, nous avons calculé en conséquence les dépenses moyennes des comptes nationaux. Les coefficients de recalage relatifs à l'année 1979 apparaissent très élevés, compris entre 1 et 3, en comparaison de ceux des autres années, qui dépassent rarement 1,5.

Les données recalées sont finalement obtenues en multipliant chacun des douze postes de dépenses mesurés dans l'enquête par le coefficient de recalage correspondant. Par définition, les dépenses hors champ de la Comptabilité Nationale (dépenses du poste 13 de la nomenclature « *Classification Of Individual Consumption Of Purpose* », COICOP) ne sont pas recalées.

Coefficient de recalage relatif à chaque composante de la dépense de consommation pour les six années d'enquête

	1979	1985	1989	1995	2000	2006
Produits alimentaires et boissons non alcoolisées	1,6	0,9	1,0	1,0	1,1	1,2
Boissons alcoolisées, tabac et stupéfiants	2,3	1,4	1,4	1,3	1,5	1,6
Articles d'habillement et chaussures	1,9	1,2	1,2	1,1	1,1	0,8
Logement, eau, gaz et autres combustibles	2,3	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9
Meubles, articles de ménages et entretien courant de la maison	1,6	1,0	0,9	0,8	1,3	1,1
Santé	1,0	0,5	0,5	0,7	0,9	1,3
Transport	2,3	1,1	1,2	1,1	1,3	1,3
Communications	2,9	1,2	1,1	1,0	1,2	1,0
Loisirs et culture	3,0	1,6	1,6	1,3	1,5	1,1
Éducation	1,8	1,1	1,1	1,5	1,9	1,4
Hôtels, cafés et restaurants	1,8	0,9	0,9	0,8	1,1	1,6
Autres biens et services	2,7	1,1	1,1	1,0	1,0	1,0

Lecture : en 1979, les dépenses en produits alimentaires et boissons non alcoolisées mesurées par les comptes nationaux étaient 1,6 fois supérieures à celles mesurées par l'enquête BdF.

Source : comptes nationaux et enquêtes BdF, Insee.

méthode de recalage n'est pas adaptée pour cette année là. En supprimant les observations de 1979, les biais estimés sur données non recalées pour les périodes postérieures et les coefficients des autres variables explicatives restent stables. Ceci porte à croire que les biais obtenus à partir des méthodes sur données recalées doivent être considérés avec beaucoup de prudence, notamment entre 1979 et 1985.

Les différentes méthodes d'estimation donnent des biais annualisés pour les périodes 1986-1989 et 1990-1995 plus similaires et d'ordre de grandeur plus faible. Entre 1985 et 1989, le biais annuel serait de l'ordre de 1,2 % selon les méthodes non recalées et serait nul selon les méthodes recalées. Entre 1990 et 1995, il serait de l'ordre de 1,3 % selon les méthodes non recalées et de 0,5 % selon les méthodes recalées. Entre 2000 et 2006, la différence d'évolution entre l'IPC et l'indice de coût de la vie découlant du décalage des courbes d'Engel se situerait autour de 2 % par an selon les méthodes non recalées. Elle serait non significative si l'on se fie aux méthodes recalées.

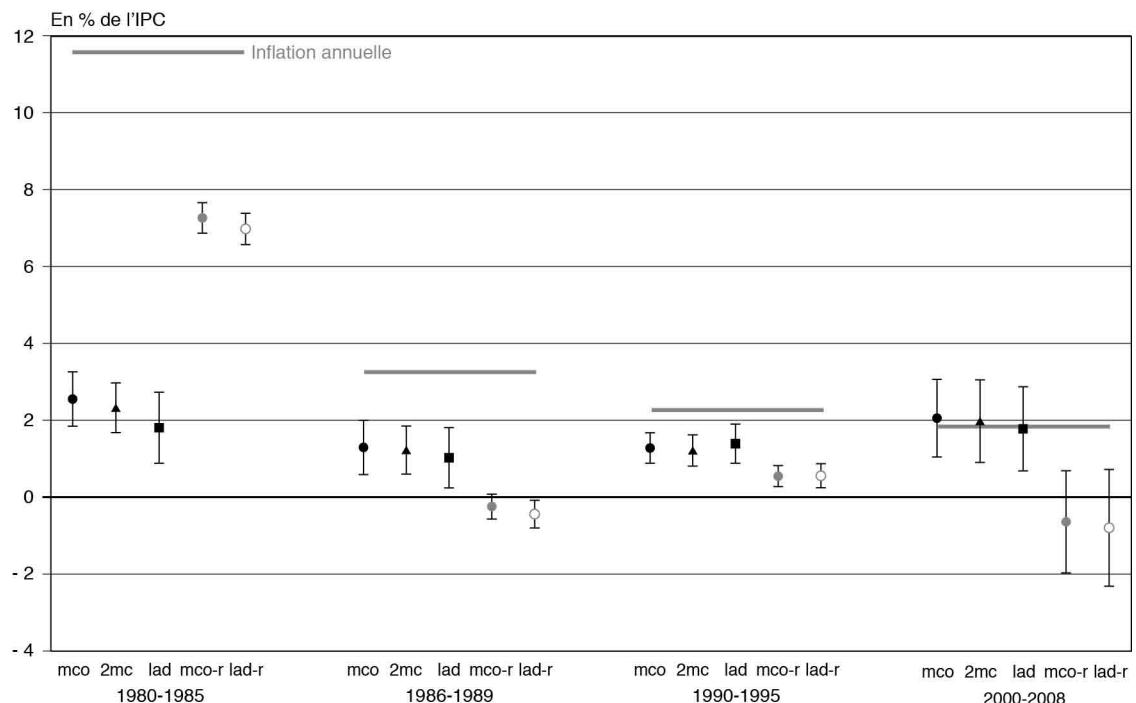
Pour résumer, la divergence entre l'IPC et l'indice du coût de la vie dérivé de l'analyse inter-

temporelle des courbes d'Engel s'est atténuée entre 1979 et 1995, sans doute en lien avec les changements méthodologiques qu'a connus l'IPC au cours de cette période. Entre 2000 et 2006, les écarts relatifs estimés sur données non recalées sont légèrement plus élevés que ceux de 1989-1995 mais associés à des intervalles de confiance plus larges. De plus, il n'y a plus de divergence entre l'IPC et l'indice du coût de la vie selon les méthodes recalées. Finalement, si les résultats diffèrent en ampleur selon les techniques d'estimation, les biais obtenus sont toujours positifs ou nuls. Selon l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel, si l'IPC français a été affecté d'un biais entre 1979 et 2006, c'est d'une surestimation de l'évolution du coût de la vie et non d'une sous-estimation qu'il s'agit.

Des écarts relatifs souvent de même ampleur pour les différentes catégories de ménages

On cherche à tester si les différences d'évolution entre l'IPC et l'indice de coût de la vie associé aux courbes d'Engel sont statistiquement significatives. À cet effet, on teste la nullité des coefficients

Graphique IV
Biais annualisés moyens pour l'ensemble des ménages : spécification sans variable saisonnière



Lecture : sont reportés pour chaque période les biais annualisés estimés dans l'ordre à l'aide des techniques des MCO, doubles moins carrés où les dépenses totales sont instrumentées par le revenu déclaré et/ou ses déciles, LAD, MCO sur données recalées et LAD sur données recalées.

Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures.

associés aux indicatrices temporelles, à l'aide de statistiques de Fisher (cf. annexe, tableaux B à E). Pour les personnes seules, les tests rejettent à 1 % l'absence de divergence sur 1979-1995, sauf sur la sous-période 1985-1989 si l'on se fie à l'estimation LAD ou aux méthodes sur données recalées. Entre 2000 et 2006, les conclusions des tests diffèrent selon les techniques d'estimation mais l'absence de divergence ne peut jamais être rejetée à 1 %. Pour les couples avec enfant(s), tous les tests à 5 % rejettent l'absence de divergence quelle que soit la période considérée, sauf ceux sur données recalées pour la période 2000-2006. Les résultats pour les couples sans enfant sont proches de ceux obtenus pour les personnes seules, sauf pour la période 2000-2006 selon des données recalées. Enfin, pour les familles monoparentales, les tests rejettent l'absence de biais à 1 % sur l'ensemble de la période 1979-1995. Les tests ne permettent de la rejeter à 5 %, ni entre 1989 et 1995 selon l'estimation LAD et les méthodes sur données recalées, ni entre 1985 et 1989 selon les méthodes sur données recalées. Entre 2000 et 2006, les tests concluent à la présence d'une divergence pour les méthodes sur données non recalées mais ne rejettent pas l'absence de divergence pour les méthodes sur données recalées.

Les écarts relatifs annualisés pour chaque catégorie de ménages sont souvent de même ampleur que les écarts relatifs obtenus en moyenne sur l'ensemble des ménages, avec des écarts-types légèrement plus élevés du fait du moindre nombre d'observations. Cette homogénéité entre sous-populations conforte l'existence d'une différence systématique entre l'IPC et l'indice associé aux courbes d'Engel. Nous ne relevons par la suite que les différences notables entre l'analyse par catégorie de ménages et la moyenne sur l'ensemble des ménages. Pour la période 2000-2006, les biais annualisés sont un peu plus faibles pour les personnes seules que dans la moyenne des ménages, entre 1,2 % et 1,8 %. Sur la même période, ils sont compris entre - 1,5 % et 1,1 % pour les couples sans enfant et entre 2 % et plus de 5 % pour les familles monoparentales (15). Si l'on utilise les données recalées, les biais annualisés pour les couples sans enfant sont significativement négatifs, de l'ordre de - 1,5 %. Ce sont la seule catégorie et la seule période pour lesquelles l'écart est significativement négatif. Cette catégorie de ménages est par ailleurs celle dont les comportements de dépenses alimentaires sont les plus hétérogènes. Les mesures moyennes ou médianes ne rendent pas compte de la diversité des situations (16).

Comparaison avec les résultats de Lequiller (1997) et de l'Insee (1998)

Hamilton et Costa trouvent que le *CPI* américain aurait surévalué l'évolution du coût de la vie de 3,0 % de 1974 à 1981 et de 0,6 % à 1,0 % entre 1981 et 1994.

Concernant la France, il aurait été intéressant de confronter nos résultats avec ceux de Lequiller (1997) dont la période d'étude est 1995-1997. Malheureusement, la méthode retenue ici ne permet pas de conclure sur 1995-1997 puisque la comparabilité des enquêtes entre 1995 et 2000 a été rejetée. Cependant, il est possible d'avancer quelques éléments de comparaison entre Lequiller (1997) et la présente étude.

Lequiller, repris ensuite par l'Insee (1998) « *Pour comprendre l'indice des prix* », estime les biais de substitution entre 0,1 et 0,25 % par an. L'IPC est un indice chaîné dont les pondérations sur les postes agrégés sont revues tous les ans. Dès lors, s'il existe des biais de substitution, ceux-ci se situent à un niveau intermédiaire ou élémentaire d'agrégation et sont plus faibles que ceux de l'IPC américain (indice à base fixe dont les pondérations étaient revues moins fréquemment). De plus, d'après l'Insee (1998), l'adoption progressive de moyennes géométriques dans le calcul des micro-indices à partir de 1997 a supprimé un « biais de formule » évalué sur les années antérieures à 0,02 % par an.

Les biais *qualité* et *introduction de nouveaux produits* ne sont pas chiffrés par Lequiller (1997) et le 0,6 % avancé par Boskin est considéré comme excessif. Un nouveau produit est introduit dans l'IPC français dès lors que son poids dépasse 0,02 % de la consommation totale, ce qui est 50 fois plus faible que le seuil fixé par la norme européenne. On s'attend donc à ce que le biais résultant soit très faible.

Lequiller conclut au final à un biais global compris entre 0,1 % et 0,25 % aux biais *qualité* et *nouveaux produits* près, qui ne sont pas non plus pris en compte par la méthode des courbes d'Engel. Pour la période 1990-1995, les écarts relatifs annualisés que nous estimons sont plus

15. Le biais peut aussi rendre compte de l'éloignement d'une certaine catégorie de ménages à la situation moyenne décrite par l'IPC. En utilisant l'IPC par catégorie de ménages pour les familles monoparentales, le biais estimé est sensiblement le même : 4 % au lieu de 5 % avec un écart-type de 1 %.

16. Des régressions à d'autres quantiles que la médiane (premier et troisième quartiles) rendent compte de cette hétérogénéité et de son influence sur les estimations des biais.

forts mais du même signe. Ils varient entre 0,3 et 1,4 % selon les techniques d'estimation retenues. Rappelons que ces estimations ne peuvent s'interpréter comme un biais de l'IPC que si l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel dans le cadre théorique développé ci-dessus est valide et si les enquêtes sont comparables.

* *
*

Finalement, même si les conclusions sur l'ampleur de la divergence diffèrent, les biais obtenus par les différentes méthodes sont presque toujours positifs ou nuls. Par conséquent, cette

analyse intertemporelle des courbes d'Engel ne conforte pas l'idée que l'IPC français aurait été affecté d'un biais de sous-estimation du coût de la vie entre 1979 et 2006.

Plusieurs analyses de sensibilité complémentaires présentées en détail dans Clerc et Coudin (2010) confortent les résultats précédents : les conclusions ne sont pas sensibles à la spécification retenue (spécification quadratique, prise en compte de la saison de la vague d'enquête), ne dépendent pas de certaines années d'enquêtes *BdF* spécifiques, ni de la façon dont les catégories de ménages sont construites (propriétaires et locataires séparés). □

BIBLIOGRAPHIE

- Barett G.F. et Brzozowski M. (2009)**, « Using Engel Curve to Estimate the Bias in the Australian CPI », *Economic Record*, Décembre, pp. 1-14.
- Beatty T. et Larsen E.R. (2005)**, « Using Engel Curves to Estimate bias in the Canadian CPI as a Cost of Living Index », *Revue canadienne d'économique*, vol. 38, n° 2, pp. 500-519.
- Bellamy V., Consales G., Fesseau M., Le Laidier S. et Raynaud E. (2009)**, « Une Décomposition du Compte des Ménages de la Comptabilité Nationale par Catégorie de Ménage en 2003 », *Document de travail Insee-DESE*, n°G2009/11, novembre.
- Boskin M., Dulberger E., Griliches Z., Gordon R. et Jorgenson D. (1996)**, « Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living », Final Report to the Senate Finance Committee from the Advisory Committee to study the Consumer Price Index.
- de Carvalho Filho I. et Chamon M. (2008)**, « The Myth of Post-Reform Income Stagnation : Evidence of Brazil and Mexico », *International Monetary Fund Working Paper*, WP/08/197, août.
- Clerc M.-E. et Coudin É. (2010)**, « L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel », *Document de travail Insee-Dese*, n°G2010/04, mars.
- Consales G., Fesseau M. et Passeron V. (2009)**, « La Consommation des Ménages depuis Cinquante ans », dans Cinquante ans de consommation - Édition 2009, Insee Références.
- Costa D.L. (2001)**, « Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994 : Correcting CPI Bias Using Engel Curves », *Journal of Political Economy*, vol. 109, n° 6, pp 288-1310.
- Deaton A. (1995)**, « Data and Econometric Tools for Development Analysis », in *Handbook of Development Economics*, vol. 3A, édité par Behrman J. et Srinivasan T.N., pp. 1785-1882, New York.
- Deaton A.S. et Muellbauer J. (1980)**, « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review*, vol. 70, n° 3, pp. 312-326.
- Dodge Y. (1997)**, *L1-Statistical Procedures and Related Topics*, n° 31 in Lecture Notes-Monograph Series. Institute of Mathematical Statistics, Hayward, CA.
- Gibson J. et Scobie G. (2002)**, « Are we Growing Faster than we Think ? An Estimate of 'CPI Bias' for New-Zealand », mimeo, University of Waikato.
- Gibson J., Stillman S. et Le T.G. (2008)**, « CPI Bias and Real Living Standards in Russia during the Transition », *Journal of Development Economics*, vol. 87, n° 1, pp. 140-160.
- Hamilton B.W. (2001)**, « Using Engel's Law to Estimate CPI Bias », *American Economic Review*, vol. 91, n° 3, pp. 619-630.

- Hausman J.S. (2003)**, « Sources of Bias and Solutions to Bias in the Consumer Price Index », *Journal of Economic perspectives*, vol. 17, n° 1, pp. 23-44.
- Huber P. (1981)**, *Robust Statistics*, Wiley & Sons, New-York.
- Insee (1998)**, « Pour Comprendre l'Indice des Prix », *Insee Méthodes*, n° 81-82.
- Insee (2009)**, « Cinquante ans de Consommation - Édition 2009 », *Insee Références*.
- Jorgenson D.W. et Slesnick D.T. (1997)**, « Individual and Social Cost-of-living Indexes » in *Welfare, vol.2 : Measuring social welfare*, édité par D. W. Jorgenson, pp. 39-98, MIT Press, Cambridge, MA.
- Larsen E.R. (2004)**, « Does the CPI Mirror Costs-of-livings ? Engel's Law Suggests not in Norway », *Statistics Norway Discussion Paper*, n° 368, Février.
- Lequiller F. (1997)**, « L'Indice des prix à la consommation surestime-t-il l'inflation ? », *Économie et Statistique*, n° 303, pp. 3-29.
- Leser C.E.V. (1963)**, « Forms of Engel Functions », *Econometrica*, vol. 31, n° 4, pp. 694-703.
- Lollivier S. (1999)**, « La consommation sensible aux variations de revenu, même sur le court terme », *Économie et Statistique*, n° 324-325, pp. 181-194.
- Logan T.D. (2008)**, « Are Engel Curves Estimates of CPI Bias Biased ? », *NBER Working Paper*, n° 13870, Mars.
- Papalia R.B. (2006)**, « Estimating Real Income at Regional Level using a CPI Bias Correction », in proceedings Q2006 European Conference on Quality in Survey Statistics, Avril 2006, Cardiff.
- Working H. (1943)**, « Statistical Laws of Family Expenditure », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 38, n° 221, pp. 43-56.

Tableau A

Biais moyens pour l'ensemble des ménages

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<i>Biais cumulé</i>					
1979-1985	0,150*** (0,022)	0,136*** (0,020)	0,104*** (0,027)	0,481*** (0,015)	0,458*** (0,016)
1979-1989	0,221*** (0,021)	0,200*** (0,020)	0,155*** (0,025)	0,464*** (0,016)	0,428*** (0,017)
1979-1995	0,312*** (0,019)	0,285*** (0,019)	0,250*** (0,023)	0,509*** (0,014)	0,475*** (0,016)
2000-2006	0,101*** (0,026)	0,099*** (0,028)	0,091*** (0,029)	- 0,028 (0,031)	- 0,036 (0,036)
<i>Biais annualisé</i>					
1979-1985	0,025*** (0,003)	0,023*** (0,003)	0,018*** (0,005)	0,072*** (0,002)	0,070*** (0,002)
1986-1989	0,013*** (0,003)	0,012*** (0,003)	0,010** (0,004)	- 0,003 (0,002)	- 0,005** (0,002)
1990-1995	0,013*** (0,002)	0,012*** (0,002)	0,014*** (0,003)	0,005*** (0,001)	0,006*** (0,002)
2000-2006	0,020*** (0,005)	0,020*** (0,005)	0,018*** (0,006)	- 0,006 (0,007)	- 0,008 (0,008)

Lecture : chaque colonne correspond à une technique d'estimation : dans l'ordre, moindres carrés ordinaires, doubles moindres carrés où les dépenses totales sont instrumentées par le revenu déclaré et/ou ses déciles, LAD, moindres carrés ordinaires et LAD sur les données au préalable recalées sur les agrégats des comptes nationaux.

Selon la méthode des MCO, l'IPC aurait surestimé l'évolution cumulée du coût de la vie de 15 points (coefficients 0,150) entre 1979 et 1985, soit 2,5 points par an, si on prend pour référence l'indice fondé sur la comparaison des courbes d'Engel (les deux indices étant basés à 100 en 1979).

Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures.

Tableau B
Biais et statistiques de Fisher pour les personnes seules

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<i>Statistique de Fisher (1)</i>					
1979 = 1985 = 1989 = 1995	44,0***	41,8**	20,1***	90,2***	81,8***
1979 = 1985	12,9***	12,2**	4,07**	0,486	21,6***
1985 = 1989	12,4***	11,8**	2,59	0,598	3,80*
1989 = 1995	26,9***	25,8***	19,3***	18,5***	15,5***
2000 = 2006	5,66**	3,37*	2,92*	1,01	4,38**
<i>1979-1995 : R² ajusté (2)</i>	0,49	0,49	0,32	0,48	0,32
Nombre de ménages	6 844	6 844	7 875	6 810	7 876
<i>2000-2006 : R² ajusté</i>	0,33	0,32	0,21	0,33	0,22
Nombre de ménages	4 425	4 425	5 365	4 508	5 365
<i>Biais cumulé</i>					
1979-1985	0,141*** (0,032)	0,128*** (0,031)	0,074 (0,048)	0,452*** (0,025)	0,418*** (0,027)
1979-1989	0,229*** (0,029)	0,209*** (0,029)	0,122*** (0,043)	0,439*** (0,026)	0,379*** (0,030)
1979-1995	0,337*** (0,027)	0,311*** (0,028)	0,245*** (0,041)	0,507*** (0,024)	0,457*** (0,027)
2000-2006	0,087*** (0,032)	0,060** (0,030)	0,065** (0,033)	- 0,040 (0,041)	- 0,081* (0,042)
<i>Biais annualisé</i>					
1979-1985	0,024*** (0,005)	0,022*** (0,005)	0,013 (0,008)	0,069*** (0,003)	0,064*** (0,004)
1986-1989	0,016*** (0,005)	0,015*** (0,004)	0,010 (0,006)	- 0,002 (0,003)	- 0,006* (0,003)
1990-1995	0,015*** (0,003)	0,014*** (0,003)	0,018*** (0,004)	0,008*** (0,002)	0,010*** (0,002)
2000-2006	0,018*** (0,006)	0,012** (0,006)	0,013** (0,007)	- 0,008 (0,009)	- 0,017* (0,009)

1. Statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles aux prix relatifs. (cf. encadré 2, équation 7).
2. Pour le LAD, son équivalent en termes de valeurs absolues.

*Lecture : selon la méthode des MCO, pour les personnes seules l'IPC aurait surestimé l'évolution cumulée du coût de la vie de 14 points (coefficients 0,141) entre 1979 et 1985, soit 2,4 points par an, si on prend pour référence l'indice fondé sur la comparaison des courbes d'Engel (les deux indices étant basés à 100 en 1979). * significatif au seuil de 10 %, ** significatif au seuil de 5 %, *** significatif au seuil de 1 %. Les écarts-types présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 réplications).*

Champ : personnes seules résidant en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures.

Tableau C
Biais et statistiques de Fisher pour les couples avec enfant(s)

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<i>Statistique de Fisher (1)</i>					
1979 = 1985 = 1989 = 1995	174,7***	170,2***	97,4***	560,9***	646,5***
1979 = 1985	100,2***	98,6***	55,4***	20,1***	137,4***
1985 = 1989	31,4***	29,7***	14,7***	9,09***	21,7***
1989 = 1995	86,9***	87,2***	51,1***	38,8***	26,9***
2000 = 2006	31,5***	33,7***	25,9***	0,612	0,042
1979-1995 : R ² ajusté	0,48	0,48	0,30	0,46	0,29
Nombre de ménages	16 349	16 349	16 704	16 313	16 704
2000-2006 : R ² ajusté	0,36	0,36	0,21	0,37	0,22
Nombre de ménages	6 497	6 497	6 964	6 497	6 964
<i>Biais cumulé</i>					
1979-1985	0,154*** (0,013)	0,141*** (0,012)	0,111*** (0,016)	0,492*** (0,010)	0,471*** (0,009)
1979-1989	0,218*** (0,015)	0,199*** (0,014)	0,161*** (0,015)	0,470*** (0,010)	0,436*** (0,009)
1979-1995	0,317*** (0,012)	0,293*** (0,013)	0,257*** (0,014)	0,517*** (0,008)	0,479*** (0,009)
2000-2006	0,113*** (0,018)	0,123*** (0,018)	0,105*** (0,021)	- 0,017 (0,022)	- 0,005 (0,026)
<i>Biais annualisé</i>					
1979-1985	0,026*** (0,002)	0,024*** (0,002)	0,019*** (0,003)	0,074*** (0,001)	0,071*** (0,001)
1986-1989	0,012*** (0,002)	0,011*** (0,002)	0,010*** (0,003)	- 0,003*** (0,001)	0,005*** (0,001)
1990-1995	0,014*** (0,002)	0,013*** (0,002)	0,014*** (0,002)	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)
2000-2006	0,023*** (0,003)	0,025*** (0,004)	0,021*** (0,004)	- 0,004 (0,005)	- 0,001 (0,006)
1. Statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles aux prix relatifs.					
2. Pour le LAD, son équivalent en termes de valeurs absolues.					

*Lecture : selon la méthode des MCO, pour les couples avec enfant(s) l'IPC aurait surestimé l'évolution cumulée du coût de la vie de 15 points (coefficent 0,154) entre 1979 et 1985, soit 2,6 points par an, si on prend pour référence l'indice fondé sur la comparaison des courbes d'Engel (les deux indices étant basés à 100 en 1979). * significatif au seuil de 10 %, ** significatif au seuil de 5 %, *** significatif au seuil de 1 %. Les écarts-types présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 réplications).*

Champ : couples avec enfant(s) résidant en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures.

Tableau D
Biais et statistiques de Fisher pour les couples sans enfant

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<i>Statistique de Fisher (1)</i>					
1979 = 1985 = 1989 = 1995	61,6***	57,3***	28,6***	258,7***	220,4***
1979 = 1985	52,4***	51,8***	15,6**	22,0***	64,1***
1985 = 1989	11,9***	10,2***	5,54**	5,68**	2,91*
1989 = 1995	21,6***	19,1***	15,3***	8,55***	5,00**
2000 = 2006	5,63**	5,47**	3,18*	7,10***	8,79***
1979-1995 : R ² ajusté	0,55	0,55	0,36	0,55	0,36
Nombre de ménages	9 097	9 097	9 435	9 061	9 437
2000-2006 : R ² ajusté	0,41	0,41	0,29	0,42	0,29
Nombre de ménages	5 328	5 328	5 832	5 352	5 832
<i>Biais cumulé</i>					
1979-1985	0,164*** (0,022)	0,146*** (0,020)	0,093*** (0,024)	0,493*** (0,012)	0,457*** (0,013)
1979-1989	0,217*** (0,019)	0,191*** (0,017)	0,139*** (0,021)	0,469*** (0,014)	0,436*** (0,015)
1979-1995	0,281*** (0,021)	0,248*** (0,019)	0,216*** (0,019)	0,498*** (0,014)	0,466*** (0,014)
2000-2006	0,055** (0,023)	0,054** (0,022)	0,042* (0,023)	- 0,067*** (0,023)	- 0,071*** (0,027)
<i>Biais annualisé</i>					
1979-1985	0,027*** (0,003)	0,025*** (0,003)	0,016*** (0,004)	0,074*** (0,002)	0,069*** (0,002)
1986-1989	0,010*** (0,003)	0,009*** (0,003)	0,009** (0,004)	- 0,004** (0,002)	- 0,003* (0,002)
1990-1995	0,009*** (0,002)	0,008*** (0,002)	0,011*** (0,003)	0,003*** (0,001)	0,004** (0,002)
2000-2006	0,011** (0,005)	0,011** (0,005)	0,009* (0,005)	- 0,014*** (0,005)	- 0,015** (0,006)
1. Statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles aux prix relatifs. 2. Pour le LAD, son équivalent en termes de valeurs absolues.					

*Lecture : selon la méthode des MCO, pour les couples sans enfant l'IPC aurait surestimé l'évolution cumulée du coût de la vie de 16 points (coefficent 0,164) entre 1979 et 1985, soit 2,7 points par an, si on prend pour référence l'indice fondé sur la comparaison des courbes d'Engel (les deux indices étant basés à 100 en 1979). * significatif au seuil de 10 %, ** significatif au seuil de 5 %, *** significatif au seuil de 1 %. Les écarts-types présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 réplications).*

Champ : couples sans enfant résidant en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures.

Tableau E
Biais et statistiques de Fisher pour les familles monoparentales

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<i>Statistique de Fisher (1)</i>					
1979 = 1985 = 1989 = 1995	21,2***	20,8***	18,2**	38,8***	71,6***
1979 = 1985	2,22	2,00	16,4***	3,80*	2,10
1985 = 1989	15,6***	15,5***	5,66**	1,60	0,043
1989 = 1995	8,70***	8,44***	3,23*	3,09*	1,92
2000 = 2006	19,8***	20,2***	29,4***	2,47	2,57
1979-1995 : R ² ajusté	0,44	0,44	0,27	0,43	0,26
Nombre de ménages	2 048	2 048	2 130	2 045	2 130
2000-2006 : R ² ajusté	0,29	0,29	0,16	0,29	0,16
Nombre de ménages	1 394	1 394	1 540	1 396	1 540
<i>Biais cumulé</i>					
1979-1985	0,092 (0,056)	0,079 (0,054)	0,217*** (0,059)	0,438*** (0,038)	0,510*** (0,041)
1979-1989	0,239*** (0,043)	0,216*** (0,044)	0,302*** (0,051)	0,468*** (0,036)	0,514*** (0,042)
1979-1995	0,330*** (0,041)	0,301*** (0,044)	0,365*** (0,048)	0,508*** (0,035)	0,544*** (0,041)
2000-2006	0,269*** (0,064)	0,281*** (0,093)	0,296*** (0,070)	0,108 (0,074)	0,113 (0,088)
<i>Biais annualisé</i>					
1979-1985	0,016* (0,009)	0,014 (0,009)	0,036*** (0,009)	0,067*** (0,005)	0,076*** (0,005)
1986-1989	0,028*** (0,009)	0,027*** (0,008)	0,015** (0,007)	0,005 (0,004)	0,001 (0,003)
1990-1995	0,012*** (0,004)	0,012*** (0,004)	0,008* (0,005)	0,005* (0,003)	0,003 (0,003)
2000-2006	0,051*** (0,011)	0,053*** (0,016)	0,056*** (0,012)	0,022 (0,014)	0,023 (0,017)
1. Statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles aux prix relatifs.					
2. Pour le LAD, son équivalent en termes de valeurs absolues.					

*Lecture : selon la méthode des MCO, pour les familles monoparentales l'IPC aurait surestimé l'évolution cumulée du coût de la vie de 27 points (coefficients 0,269) entre 2000 et 2006, soit 5,1 points par an, si on prend pour référence l'indice fondé sur la comparaison des courbes d'Engel (les deux indices étant basés à 100 en 1979). * significatif au seuil de 10 %, ** significatif au seuil de 5 %, *** significatif au seuil de 1 %. Les écarts-types présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 réplications).*

Champ : familles monoparentales résidant en métropole.

Sources : enquêtes Budget de famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures.

L'essentiel de l'économie...



- > Une approche synthétique et accessible à tous de l'actualité économique avec de nombreuses données européennes : population, santé, emploi, énergie...

En vente en librairie,
à l'Insee et sur www.insee.fr

16,50 € - Collection Insee Références

