

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2010 / 04**

**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**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2010 / 04**

## **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\*, Élise COUDIN\*\***

MARS 2010

Nous remercions 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. Nous remercions Jérôme ACCARDO pour ses remarques constructives ainsi que les participants au séminaire D3E.

---

\* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques »  
Timbre G220 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF Cedex

\*\* Département des Études Économiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »  
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF Cedex

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

### **Résumé**

Cette étude examine dans le cas français l'existence d'une dérive entre l'indice des prix à la consommation (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. Nous appliquons aux données françaises la méthodologie développée par Costa (2001) et Hamilton (2001). Le biais entre les deux indices s'obtient à partir du décalage entre les courbes estimées à deux dates différentes. Nous mobilisons les séries de l'IPC et les enquêtes Budget de famille de 1979 à 2006. L'analyse est conduite par catégorie de ménage. 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, techniques de recalage pour corriger des éventuelles mauvaises déclarations.

Les résultats diffèrent selon que l'on travaille sur les données provenant directement de l'enquête ou sur les données au préalable recalées sur les agrégats des comptes nationaux. Cependant, même si les conclusions sur l'ampleur du biais diffèrent, les différentes méthodes aboutissent presque toujours à un biais positif ou nul. Par conséquent, l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel ne conforte pas l'idée répandue selon laquelle l'IPC français aurait sous-estimé l'évolution du coût de la vie entre 1979 et 2006.

**Mots-clés** : coût de la vie, indices des prix à la consommation, biais de l'IPC, Indice à utilité constante, loi d'Engel, Courbe d'Engel

---

## **The CPI, Mirror of the Cost of Living in France? Evidence based on the Engel Curves Analysis**

### **Abstract**

This paper studies the existence of an diverging trend between the French Consumer Price Index and the cost of living, by an intertemporal comparison of food Engel curves. We use the methodology developed by Costa (2001) and Hamilton (2001). CPI bias estimates are derived from the gap between the CPI-deflated Engel curves estimated at different dates. The French CPI series and the French Household Budget surveys (Budget de Famille) from 1979 to 2006 are used. The analysis is performed by categories of households. A large range of techniques is used to alleviate potential problems that may occur with survey data: robust estimation, instrumental techniques, or rescaling in order to correct potential imperfect declarations.

The results differ according to the choice of using raw survey data or data rescaled on National Accounts aggregates. However, even though the conclusions on the magnitudes of the biases differ, bias estimates are always non-negative. As a consequence, the results found do not support the widespread presumption that the French CPI would have underestimated changes in the cost of living between 1979 and 2006.

**Keywords**: Cost of Living; Consumer Price Index; CPI bias; Cost of living index; Engel law; Engel curves

**Classification JEL** : C1; C43; D12

## Sommaire

<b>Introduction</b>	<b>5</b>
<b>I - L'IPC peut-il mesurer correctement l'évolution du coût de la vie ?</b>	<b>7</b>
<i>I.1 Biais de l'IPC</i>	7
<i>I.2 Quelles approches pour mesurer les biais des indices des prix ?</i>	8
<b>II - Analyse intertemporelle des courbes d'Engel et indice des prix</b>	<b>9</b>
<i>II.1 L'idée et la méthodologie</i>	10
<i>II.2 Pourquoi étudier le coefficient budgétaire de l'alimentation ?</i>	11
<i>II.3 Qu'attendre de l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel ?</i>	11
<b>III - Modèles et méthodes</b>	<b>13</b>
<i>III.1 Estimation non-paramétrique des courbes d'Engel par type de ménage</i>	13
<i>III.2 Modèle de Hamilton (2001) et de Costa (2001)</i>	16
<i>III.3 Les méthodes d'estimation</i>	18
<b>IV - Résultats</b>	<b>22</b>
<i>IV.1 Résultats pour l'ensemble des ménages</i>	22
<i>IV.2 Résultats par catégorie de ménage</i>	26
<b>V - Analyse de sensibilité</b>	<b>32</b>
<i>V.1 Sensibilité aux enquêtes</i>	32
<i>V.2 Statut d'occupation du logement</i>	32
<i>V.3 Approche par cellule</i>	32
<i>V.4 Spécifications alternatives</i>	33
<i>V.5 Prise en compte d'un effet de la taille des ménages variant dans le temps</i>	34
<b>Conclusion</b>	<b>36</b>
<b>Bibliographie</b>	<b>37</b>
<b>Annexes</b>	<b>39</b>
<i>A.1. Les données</i>	39
<i>A.2. Tableaux complémentaires</i>	43
<i>A.3 Étude de sensibilité</i>	48



## Introduction

Le but de cette étude est de confronter l'évolution du coût de la vie que retracent les 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 à la richesse du consommateur en termes réels. La première loi d'Engel stipule que cette part décroît avec le niveau de richesse. Autrement dit, quand la richesse d'un individu augmente, celui-ci diminue la part des dépenses qu'il consacre à l'alimentation. 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 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 d'Engel : autrement dit, à caractéristiques identiques, deux ménages observés à deux dates différentes qui ont la même richesse consacrent la même part des dépenses à l'alimentation.

On peut alors 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. On peut ensuite 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 sur longue période 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. Leurs résultats suggèrent que le CPI américain aurait surévalué l'évolution du coût de la vie, de 3,0 % par an de 1974 à 1981, et de 0,6 % à 1,0 % entre 1981 et 1994.

Cette méthodologie a été appliquée depuis dans de nombreux pays. L'objectif de ce document de travail est de l'appliquer aux données françaises. 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 l'idée répandue selon laquelle l'IPC aurait sous-estimé la hausse du coût de la vie, notamment depuis le passage à l'Euro. Les séries de l'IPC et les six enquêtes Budget de famille (BdF) disponibles de 1979 à 2006 sont mobilisées pour construire des courbes d'Engel par catégorie de ménage. Une attention particulière est apportée au fait que certaines données d'enquête qui sont utilisées peuvent être hétérogènes, entachées d'erreurs de mesure ou encore mal déclarées. Nous explorons donc un éventail de techniques d'estimation de façon à pallier ces problèmes potentiels. En plus des estimateurs des moindres carrés ordinaires (MCO) habituels, nous utilisons des estimateurs des moindres écarts absolus (« Least Absolute Deviations », -LAD-, en anglais), moins sensibles aux observations qui influent de manière disproportionnée sur les estimations. Nous avons également recours aux techniques d'instrumentation pour remédier aux erreurs de mesure et à des techniques de recalage pour corriger d'éventuelles mauvaises déclarations.

Les résultats varient peu suivant les techniques d'estimation. Ils s'avèrent en revanche très sensibles aux données utilisées, à savoir selon que les données proviennent directement des enquêtes ou qu'elles sont recalées sur les agrégats des comptes nationaux. À partir des données d'enquête, nous trouvons une dérive positive entre l'IPC et l'indice du coût de la vie dérivé des courbes d'Engel. L'IPC retrace une évolution du coût de la vie plus élevée que l'analyse des courbes d'Engel. La dérive est de l'ordre de 2 % par an entre 1979 et 1985, puis de 1 % au début des années 1990. Entre 2000 et 2006, cette dérive est d'environ 2 % mais avec un intervalle de confiance de plus ou moins 1 %. Si l'on se fie aux données recalées, la dérive aurait dépassé 7 % par an entre 1979 et 1984. puis elle se serait presque complètement annulée. Les estimations LAD et instrumentées sur les données d'enquête donnent des biais de plus faible ampleur que les MCO, ce à quoi on s'attend en cas d'erreur de mesure sur les dépenses totales. Elles restent cependant éloignées des résultats sur

données recalées. Au total toutefois, aucun des biais estimés n'apparaît négatif. Cette analyse ne permet donc pas d'appuyer l'idée selon laquelle l'IPC sous-estimerait l'évolution du coût de la vie. L'explication des écarts entre inflation mesurée et inflation perçue doit être trouvée ailleurs.

Plusieurs analyses de sensibilité complémentaires ont été effectuées : des tests de sensibilité à la spécification retenue, à l'exclusion de certaines années d'enquête BdF, à la façon dont les catégories de ménages sont construites. Ces analyses supplémentaires confortent les résultats précédents.

## I - L'IPC peut-il mesurer correctement 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 est aussi employé comme déflateur pour calculer des évolutions en termes réels. Il doit aussi mesurer l'évolution du pouvoir d'achat des revenus, quand il sert à l'indexation de revenus (minima sociaux, smic, retraites,...) 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 ce pendant 50 ans, 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 renversé la hiérarchie des objectifs dans les années 1970. Enfin, l'harmonisation internationale a pris une importance croissante depuis les années 1980-1990, avec la mise en place des critères de Maastricht sur le contrôle de l'inflation (voir Insee, 1998).

### I.1 Biais de l'IPC

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 »<sup>1</sup>, voir Boskin *et al.* (1996)). Des débats sur la surestimation de ces 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, il est illusoire d'en obtenir une mesure précise car beaucoup trop d'inconnues entrent en ligne de compte. Néanmoins, il conclut que l'IPC français était moins biaisé que le CPI américain, notamment au milieu des années 1990<sup>2</sup>. 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 porte 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 de ces biens 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 au changement dans les réseaux de distribution ;
- et, enfin, les biais dus aux changements de qualité des produits. Ce sont les plus durs 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

---

<sup>1</sup> Un COLI est un indice à utilité constante en français. Il se réfère à la variation de dépenses entre deux périodes nécessaire pour maintenir un même niveau d'utilité. Dans cette étude, on utilise la traduction littérale « indice de coût de la vie ».

<sup>2</sup> 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.



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<sup>3</sup>. 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. 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 (voir annexe A.1.1 pour un rapide historique et Insee, 1998, pour plus d'informations sur la méthode de construction de l'IPC).

## ***1.2 Quelles approches pour mesurer les biais des indices des prix ?***

Les approches 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. C'est l'approche que nous adoptons dans cette étude. Valable sous un certain nombre d'hypothèses que nous détaillerons par la suite, 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.

---

<sup>3</sup> Son champ théorique se définit comme celui de la consommation finale effective marchande monétaire des ménages.

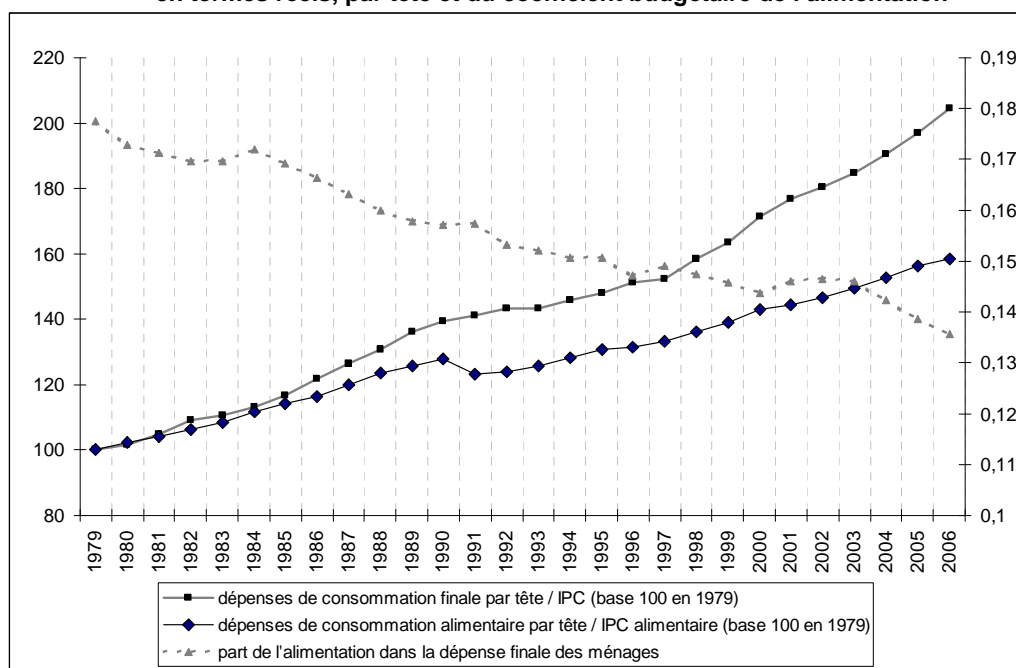
## II - Analyse intertemporelle des courbes d'Engel et indice des prix

La première loi d'Engel stipule que la part des richesses allouée aux dépenses alimentaires est d'autant plus faible que la richesse est élevée. Elle est considérée comme une loi économique stable, aussi bien dans l'espace<sup>4</sup> que dans le temps. Elle peut s'illustrer 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.

Le graphique 1 reporte l'évolution des dépenses finales, l'évolution des dépenses alimentaires par tête des ménages, les deux déflatées de l'indice des prix correspondant, ainsi que la part de l'alimentation dans les dépenses d'après les données des comptes nationaux. La première loi d'Engel est bien vérifiée entre 1979 et 2006, les dépenses de consommation sont multipliées par deux et la part des dépenses de l'alimentation a diminué significativement, passant de 18 % à 13,5 %. En revanche, entre 1980 et 1984, cette loi ne semble pas vérifiée. Si la loi d'Engel est vraie, la dépense finale par tête de 1980 devrait en effet être égale à celle de 1984 puisque les parts de l'alimentation dans la dépense finale des ménages sont égales alors qu'elle lui est inférieure. 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 (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 ce qui est réalisé dans cette étude dans laquelle nous exploitons les enquêtes Budget de Famille de l'Insee réalisées en 1979, 1985, 1989, 1995, 2000 et 2006.

**Graphique 1. Évolution des dépenses alimentaires, des dépenses totales des ménages en termes réels, par tête et du coefficient budgétaire de l'alimentation**



Sources : comptes nationaux, Insee.

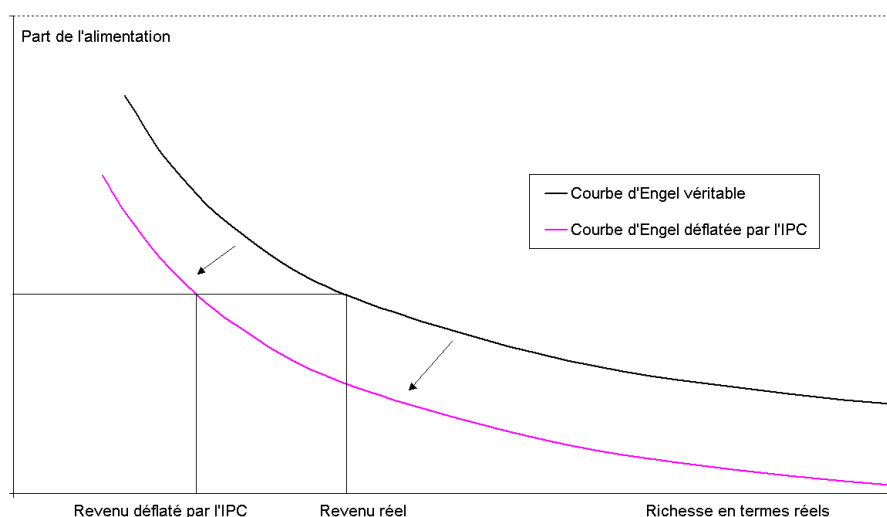
<sup>4</sup> Voir l'illustration de cette loi sur un groupe de pays dans Consales et al (2009).

## II.1 L'idée et 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 de résolution de leurs programmes d'optimisation 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<sup>5</sup>, ces courbes dérivent vers la gauche. Ils attribuent le décalage entre les courbes à une surestimation de la croissance du coût de la vie par l'IPC (voir 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 par rapport à cet indice, Hamilton et Costa se placent dans le cadre du système de demande de Deaton et Muellbauer (1980) à deux biens, un bien alimentaire et un bien 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<sup>6</sup>. Larsen (2004) recommande de nommer cet indice « index of a standard (of living) » plutôt qu'indice de coût de la vie.

**Schéma. Sens du biais**



Certains travaux ont étendu la méthodologie de Hamilton et Costa. 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, effet fixe dans la spécification d'Hamilton et Costa.

<sup>5</sup> "Panel Study of Income Dynamics" pour Hamilton (2001) et "Consumer Expenditure Surveys" pour Costa (2001).

<sup>6</sup> Se reporter à Deaton et Muellbauer (1980) pour plus de précisions.

La méthode initiale et ses extensions semi-paramétriques ont été appliquées dans divers pays : Norvège (Larsen, 2004<sup>7</sup>), Canada (Beatty et Larsen, 2005), Australie (Barrett et Brzozowsky, 2009), Nouvelle Zélande (Gibson et Scobie, 2002), Russie, (Gibson, Stillman et Le, 2008), Mexique et Brésil (de Carvalho, Filho et Chamon, 2008), Italie (Papalia, 2006).

## **II.2 Pourquoi étudier le coefficient budgétaire de l'alimentation ?**

Nous étudions la part des dépenses consacrées à l'alimentation comme dans la plupart des études. Seule Costa (2001) analyse aussi la part des dépenses consacrées au loisir (troisième loi d'Engel). Hamilton (2001) donne cinq arguments principaux en faveur du coefficient budgétaire de l'alimentation.

- Tout d'abord, l'élasticité revenu de la consommation alimentaire est très différente de l'unité. La part du budget consacrée à l'alimentation est donc bien sensible aux variations de revenu.
- Ensuite, l'alimentation est un bien non durable. La dépense alimentaire est équivalente à son flux de consommation. Il n'y a pas possibilité de stockage durable qui fausserait les comportements apparents de consommation.
- Les biens alimentaires sont facilement définissables. Leur définition reste stable dans le temps. Ce n'est pas le cas des loisirs par exemple. Ceci permet de mener les analyses sur longue période. On distingue facilement les biens alimentaires des biens non alimentaires.
- Surtout, il est assez naturel de supposer que la fonction d'utilité des agents est *séparable* entre l'utilité relative à l'alimentation et l'utilité relative aux autres biens, qu'il n'y a quasiment pas de substitution ou de complémentarité entre biens alimentaires et biens non alimentaires. 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. 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. Hamilton utilise un revenu lissé sur trois ans. Nous choisissons plutôt d'approcher ce dernier par le total des dépenses, comme Costa (2001). Ceci permet de prévenir des risques de sous-déclaration auxquels sont sujettes les variables de revenu. Les dépenses sont souvent mieux déclarées. La méthode de collecte, en revanche, peut introduire des erreurs de mesure (cf. annexe A.1.2.).

## **II.3 Qu'attendre 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 d'intérêt. 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.

---

<sup>7</sup> 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.

Quant aux limites, 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 résolvent leur programme d'optimisation 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 borne inférieure du biais car elle ne mesure que les biais de substitution<sup>8</sup> mais pas les changements de qualité<sup>9</sup>. Hausman (2003) avance que les biais *qualité*, y compris ceux liés à l'introduction de nouveaux biens, sont d'un ordre de grandeur supérieur aux biais de substitution.

Dans ces conditions, que peut-on attendre exactement d'une analyse intertemporelle des courbes d'Engel ?

En pratique, pour remédier aux problèmes potentiels des enquêtes, 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 sont présentes et à des techniques de recalage pour corriger des mauvaises déclarations.

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'infirmité 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.

---

<sup>8</sup> 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.

<sup>9</sup> À cet égard, voir Costa (2001) et Hausman (2003).

### III - Modèles et méthodes

Dans cette partie, nous présentons tout d'abord les estimations non paramétriques des courbes d'Engel estimées à partir des données des enquêtes BdF. Nous introduisons ensuite le modèle économétrique développé par Hamilton et Costa, que nous adaptons au cas de la France. Enfin, nous exposons les techniques d'estimation mises en œuvre.

#### ***III.1 Estimation non-paramétrique des courbes d'Engel par type de ménage***

Pour chaque catégorie de ménage, personnes seules, couples avec enfant(s), couples sans enfant et familles monoparentales et pour chaque année d'enquête, nous estimons la courbe d'Engel relative à l'alimentation comme une fonction non paramétrique de la dépense totale réelle (déflatée de l'IPC), à partir d'estimateurs des plus proches voisins<sup>10</sup>. Cette partie est essentiellement descriptive. Il s'agit de mettre en avant les décalages entre les courbes d'Engel estimées à différentes dates. C'est aussi l'occasion de confirmer la forme fonctionnelle de la courbe d'Engel.

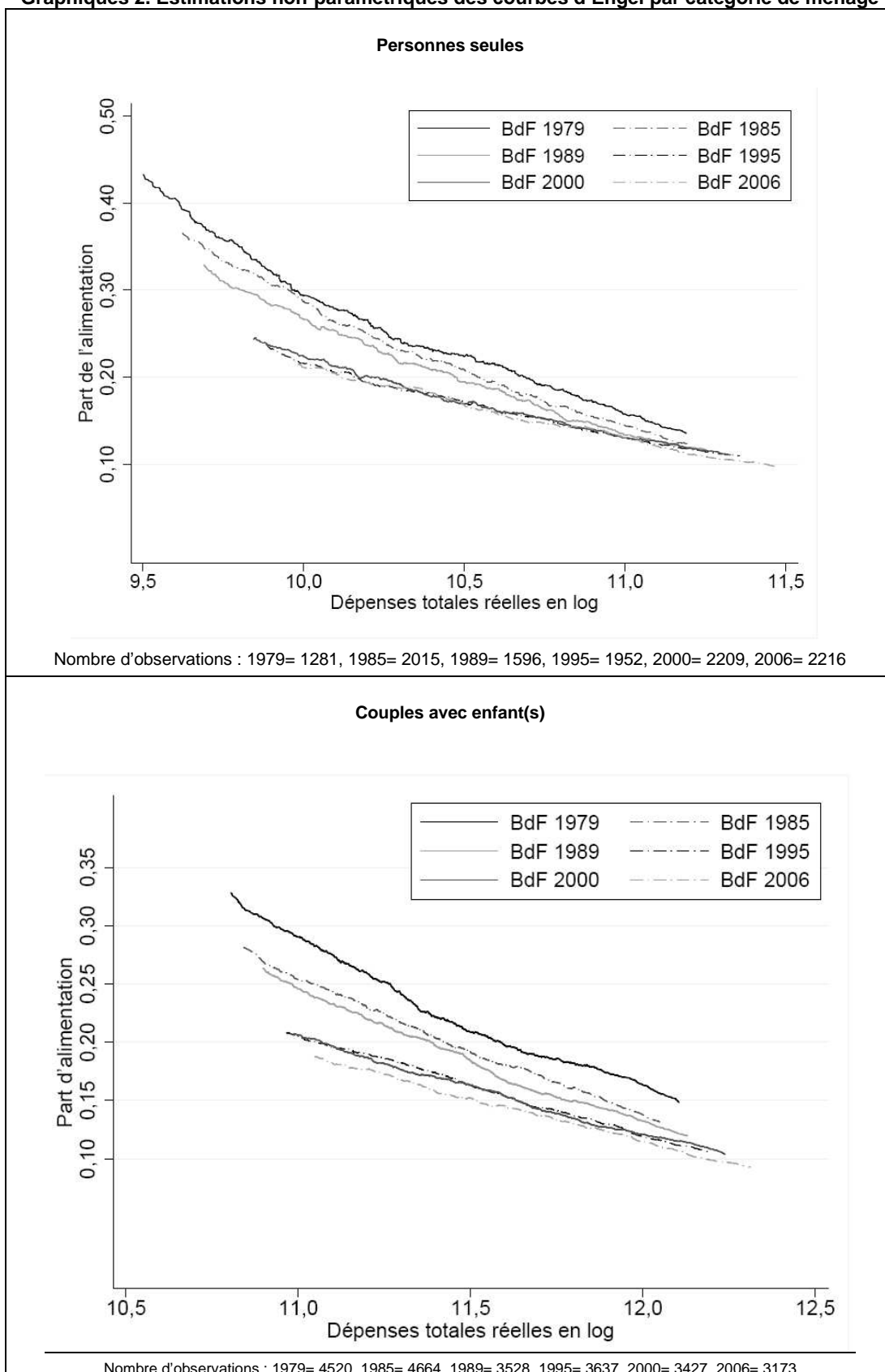
Quelle que soit la catégorie de ménage, la part des dépenses alimentaires semble être une fonction décroissante et linéaire du logarithme de la dépense totale réelle (voir graphiques 2). Les courbes d'Engel se sont déplacées vers le bas et la gauche entre 1979 et 2006 : dans les années récentes, les 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. Chez les personnes seules, il semble y avoir une rupture de pente entre les années 1979-1989 et 1995-2006.

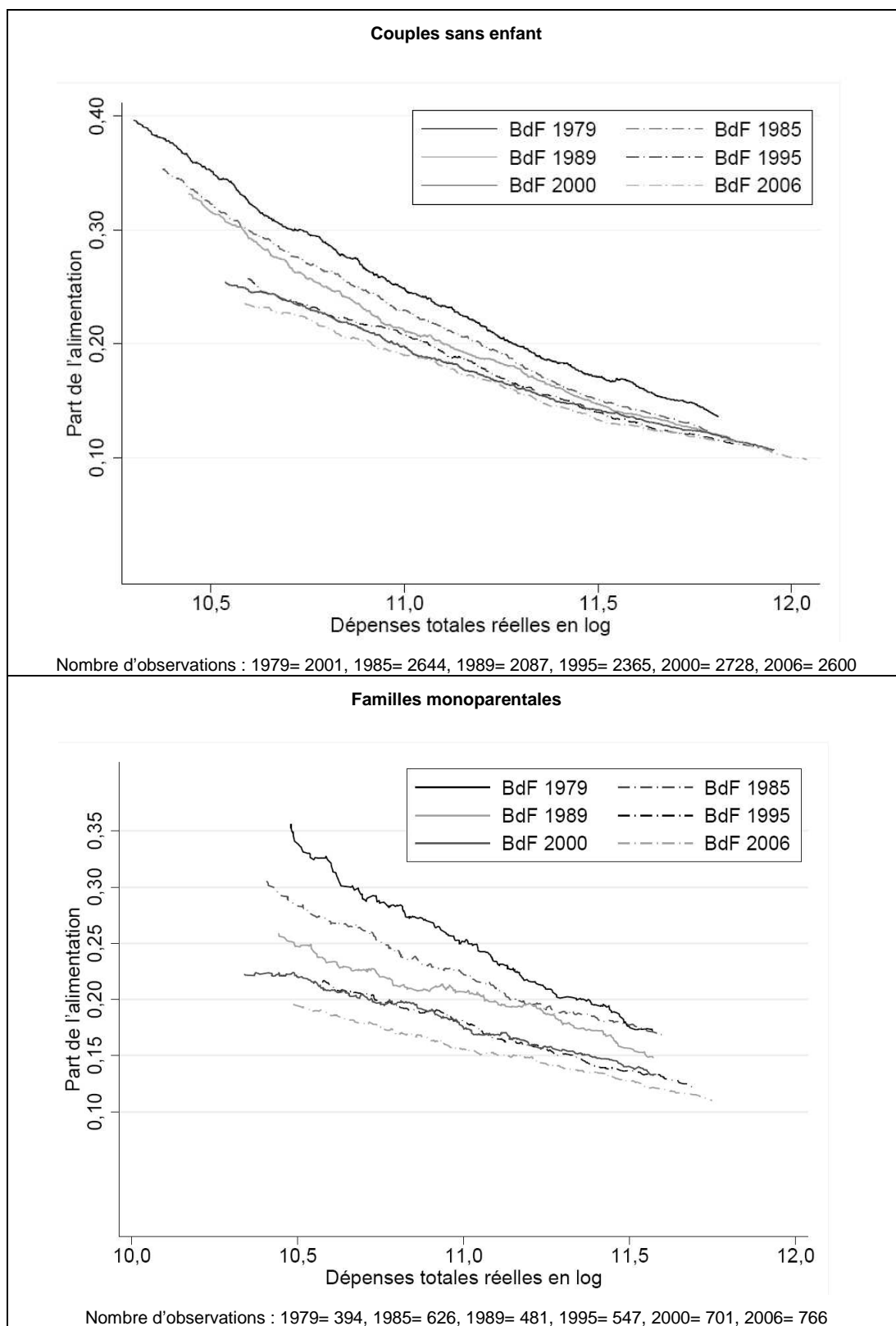
Les décalages des courbes d'Engel retracent aussi les évolutions de la structure de la population dans la catégorie de ménage considérée. Le développement du travail féminin, le vieillissement de la population, des changements dans les tailles des ménages intra-catégorie ou dans les statuts des logements et l'augmentation des 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 modélisations économétriques présentées dans la partie suivante permettent de répondre à ces questions.

---

<sup>10</sup> Moyenne locale des observations.

Graphiques 2. Estimations non-paramétriques des courbes d'Engel par catégorie de ménage





Méthode : 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.

Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

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



### III.2 Modèle de Hamilton (2001) et de Costa (2001)

Hamilton (2001) et Costa (2001) 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

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma(p_{jt}^f - p_{jt}^n) + \beta(y_{ijt} - p_{jt}) + x_{ijt}'\theta + \mu_{ijt}, \quad i=1, \dots, N, j=0, \dots, J, t=0, \dots, T, \quad (1)$$

où  $i$  indice le ménage,  $j$  la zone géographique<sup>11</sup> et  $t$  la date.  $\omega_{ijt}$  est la part de l'alimentation dans le total des dépenses ou dans les revenus du ménage ;  $p_{jt}$ ,  $p_{jt}^f$ ,  $p_{jt}^n$  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 :

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma(\pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) + \gamma(p_{j0}^f - p_{j0}^n) + \gamma(\varepsilon_{jt}^f - \varepsilon_{jt}^n) + \beta(y_{ijt} - \pi_{jt}) - \beta\varepsilon_{jt} - \beta p_{j0} + x_{ijt}'\theta + \mu_{ijt}. \quad (3)$$

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

$$\omega_{ijt} = \Phi + \gamma(\pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) + \beta(y_{ijt} - \pi_{jt}) + x_{ijt}'\theta + \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau} D_{jt}^{\tau} + \sum_{\kappa=1}^J \lambda_{\kappa} D_{jt}^{\kappa} + \mu_{ijt}, \quad (4)$$

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

où  $D_{jt}^{\tau}$  sont des indicatrices temporelles,  $D_{jt}^{\kappa}$ , 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

<sup>11</sup> 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.

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

Hamilton et Costa définissent le biais cumulé de l'IPC entre la date de base 0 et la date  $t$  comme :

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

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  $\alpha$  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 :

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

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  $\beta$  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  $\gamma$  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 du biais recherché.

*Pour la France : une spécification sans variation régionale de prix*

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 donc pas identifier séparément  $\gamma(\pi_t^f - \pi_t^n)$  et  $\delta_t$ .

$$\text{Notons } \delta_t^* = \delta_t + \gamma(\pi_t^f - \pi_t^n). \quad (7)$$

Nous estimons l'équation :

$$\omega_{it} = \Phi + \beta(y_{it} - \pi_t) + x_{it}'\theta + \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau}^* D_{t}^{\tau} + \mu_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 0, \dots, T. \quad (8)$$

Toutefois, les biais doivent être corrigés pour tenir compte de l'influence des prix relatifs. Ainsi, le biais cumulé de l'IPC entre la date de base 0 et la date  $t$  est

$$-E_t = 1 - \exp(-(\delta_t^* - \gamma(\pi_t^f - \pi_t^n)) / \beta), \quad (9)$$

où  $\gamma$  doit être calibré. Nous retenons l'estimation de Hamilton. L'indice temporel désigne alors l'année d'enquête.

Une alternative consiste à utiliser les variations saisonnières des prix relatifs entre biens alimentaires et biens non alimentaires au cours d'une même année pour estimer  $\gamma$  en exploitant les différentes vagues d'une même enquête. Les enquêtes Budget de Famille se déroulent souvent sur un peu plus d'un an. Dans ce cas, l'indice temporel désigne le croisement saison-année.

Cette spécification alternative est

$$\omega_{ist} = \Phi + \gamma(\pi_{st}^f - \pi_{st}^n) + \beta(y_{it} - \pi_{st}) + x_{it}'\theta + \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau} D_{t}^{\tau} + \sum_{\sigma=2}^S \eta_{\sigma} D_{s}^{\sigma} + \mu_{ist}, \quad (10)$$

$s = 1, \dots, S; i = 1, \dots, N; t = 0, \dots, T,$

où  $D_s^{\sigma}$  indique si la vague  $s$  se rapporte à la saison  $\sigma$ .

En pratique, nous estimons les deux spécifications.

Les biais cumulés sont obtenus à partir de la formule de l'équation (5).

### **III.3 Les méthodes d'estimation**

Les équations (4), (8) et (10) sont habituellement estimées à partir de données d'enquête par moindres carrés ordinaires. Cependant, les données d'enquête sont souvent très hétérogènes, du fait des techniques propres de collecte, parce qu'elles sont sujettes à des erreurs de mesure ou encore parce que les variables de richesse peuvent être sous-déclarées. Nous envisageons plusieurs méthodes d'estimation visant à pallier ces problèmes.

#### Moindres Carrés Ordinaires (MCO)

Hamilton (2001) et Costa (2001) utilisent comme hypothèse identifiante

$$E(\mu_{ijt} / x'_{ijt}, y_{ijt}, D_t, D_j, \pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) = 0, \quad i = 1, \dots, N, j = 0, \dots, J, t = 0, \dots, T \quad (11)$$

et estiment l'équation (4) par moindres carrés ordinaires. Nous estimons les équations (8) et (10) par moindres carrés ordinaires en ayant au préalable supprimé les observations pour lesquelles la part des dépenses alimentaires se situe au-dessous de 5 % ou au-dessus de 80 %.

### Régression sur la médiane

Nous posons aussi un modèle de régression sur la médiane en remplaçant l'hypothèse (11) par son équivalent en terme de médiane

$$\text{Med}(\mu_{ijt} / x'_{ijt}, y_{ijt}, D_t, D_j, \pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) = 0, i = 1, \dots, N, j = 0, \dots, J, t = 0, \dots, T.$$

Nous estimons les équations (8) et (10) à l'aide de l'estimateur « Least Absolute Deviations » LAD sur l'ensemble des observations. La régression sur la médiane est adaptée lorsque la médiane est une meilleure mesure de tendance centrale que la moyenne. C'est le cas pour des données hétérogènes, voir Dodge (1997). Moins sensible aux observations influentes que l'estimateur des MCO (Huber (1981)), l'estimateur LAD, est particulièrement recommandé dans le cas des données d'enquête, voir par exemple Deaton (1995).

### Erreur de mesure et instrumentation

Dans les enquêtes Budget de Famille, 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 de dépenses des ménages, ces dépenses annualisées peuvent s'éloigner des véritables dépenses annuelles, conduisant à des erreurs de mesure. Dans l'estimation des équations (8) et (10), l'erreur de mesure sur la part des dépenses alimentaires 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, nous estimons les équations (8) et (10) par doubles moindres carrés en utilisant le revenu annuel déclaré pour instrumenter les dépenses totales<sup>12</sup>. 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 %.

### Données au préalable recalées sur les estimations 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.

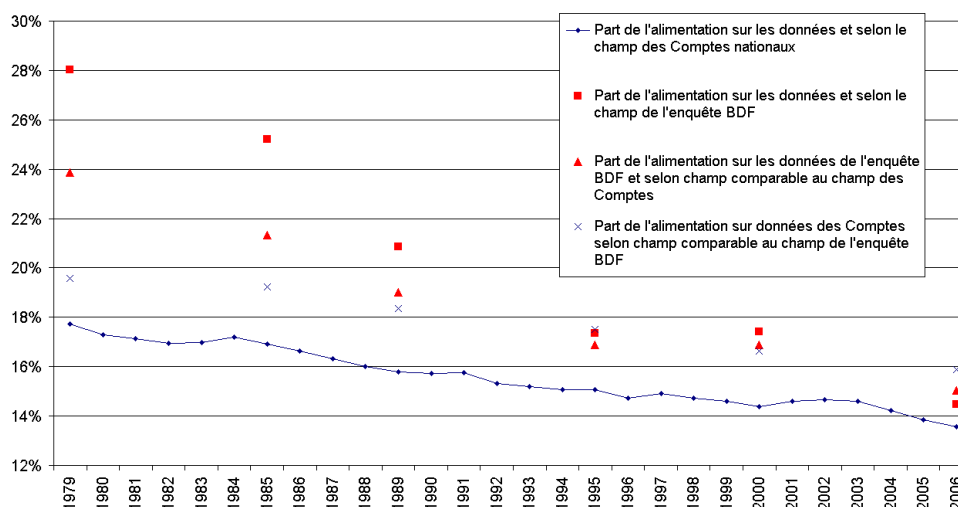
Les parts des dépenses alimentaires moyennes calculées à partir des enquêtes BdF et celles calculées à partir des données de la Comptabilité Nationale (CN) diffèrent en niveau et en évolution (cf. graphique 3). Ceci s'explique en partie par le fait que les champs couverts par les deux sources ne sont pas les mêmes. Les comptes nationaux retracent les dépenses de consommation finale pour l'ensemble des ménages résidents et les touristes<sup>13</sup> alors que les enquêtes BdF renseignent sur le total des dépenses déclarées par les ménages ordinaires en France métropolitaine. Cependant, même à champ plus comparable<sup>14</sup> 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.

<sup>12</sup> Très précisément, nous utilisons le croisement entre le revenu et l'année d'enquête ou les déciles de revenus.

<sup>13</sup> 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.

<sup>14</sup> 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.

**Graphique 3. Part des dépenses alimentaires dans les dépenses totales, comparaison entre les données BdF et CN**



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

Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

Note : 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.

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

Le calcul des coefficients de recalage s'effectue en plusieurs étapes. Les dépenses de consommation finale mesurées par les comptes 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<sup>15</sup>. Nous supposons 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 (cf. tableau A.2.1.1. en annexe) 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 (cf. tableau A.2.1.1. en annexe). 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.

<sup>15</sup> 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).

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 et sont reportés dans le tableau A.2.1.2. en annexe. 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.

Cette méthode comporte un certain nombre de limites. Elle suppose en premier lieu 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, nous recalons de la même manière des ménages appartenant à des catégories différentes, mais aussi des ménages ayant des revenus très différents (à l'intérieur d'une même catégorie). Or, on sait que les comportements de sous-déclaration dépendent 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.

## IV - Résultats

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. Notons que 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.

L'analyse a été menée catégorie de ménage par catégorie de ménage : personnes seules, couples avec enfant(s), couples sans enfant et familles monoparentales. Les variables de contrôle incluses dans le modèle sont 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,...), la taille de la commune de résidence, la taille du ménage en log, le nombre d'enfants selon leur âge rapporté à la taille du ménage, le nombre de personnes ayant un emploi dans le ménage.

Dans les tableaux 2 à 5 sont présentés les statistiques de Fisher permettant de tester l'absence de biais<sup>16</sup> sur la période ou la sous-période considérée, les  $R^2$  ajustés<sup>17</sup>, les biais cumulés sur la période obtenus à partir des équations (5) et (9), et une version annualisée. 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. Les résultats correspondant aux spécifications sans variable saisonnière (8) puis celles avec variables saisonnières (10) sont présentés dans le même tableau, les uns après les autres.

### IV.1 Résultats pour l'ensemble des ménages

Pour permettre une meilleure vue d'ensemble, nous avons aussi calculé les biais moyens cumulés et annualisés sur l'ensemble des ménages. Ces biais sont présentés dans le tableau 1 et les graphiques 4 et 5, qui reprennent les biais annualisés moyens selon les différentes techniques utilisées. Les écart-types sont obtenus dans ce cas en supposant l'indépendance entre les observations correspondant aux différentes catégories de ménages. Nous commentons en premier ces biais moyens et complétons ensuite par l'analyse catégorie par catégorie.

---

<sup>16</sup> Dans la spécification sans variable saisonnière, les statistiques de Fisher reportées permettent de tester l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles aux prix relatifs, voir équation (7). Dans la spécification avec variables saisonnières, elles permettent de tester l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles à zéro, voir équation (5).

<sup>17</sup> Dans le cas de l'estimateur LAD, c'est son équivalent en termes de valeurs absolues qui est reporté.

Tableau 1. Biais moyens pour l'ensemble des ménages

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Biais cumulé</b>	<b>Spécification sans variable saisonnière</b>				
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)
<b>Biais annualisé</b>					
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)
<b>Biais cumulé</b>	<b>Spécification avec variables saisonnières</b>				
1979-1985	0,127*** (0,047)	0,113** (0,044)	0,095* (0,050)	0,468*** (0,030)	0,449*** (0,029)
1979-1989	0,186*** (0,062)	0,166*** (0,059)	0,137** (0,065)	0,442*** (0,044)	0,413*** (0,045)
1979-1995	0,248** (0,11)	0,222** (0,104)	0,207* (0,113)	0,470*** (0,078)	0,442*** (0,077)
2000-2006	0,095*** (0,028)	0,092*** (0,029)	0,073** (0,031)	-0,030 (0,034)	-0,042 (0,038)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,021*** (0,008)	0,019*** (0,007)	0,016* (0,008)	0,071*** (0,004)	0,068*** (0,004)
1986-1989	0,011** (0,005)	0,010** (0,004)	0,008 (0,006)	-0,004 (0,003)	-0,006* (0,003)
1990-1995	0,009 (0,008)	0,008 (0,008)	0,009 (0,009)	0,003 (0,005)	0,003 (0,005)
2000-2006	0,019*** (0,005)	0,018*** (0,006)	0,014** (0,006)	-0,007 (0,007)	-0,009 (0,008)

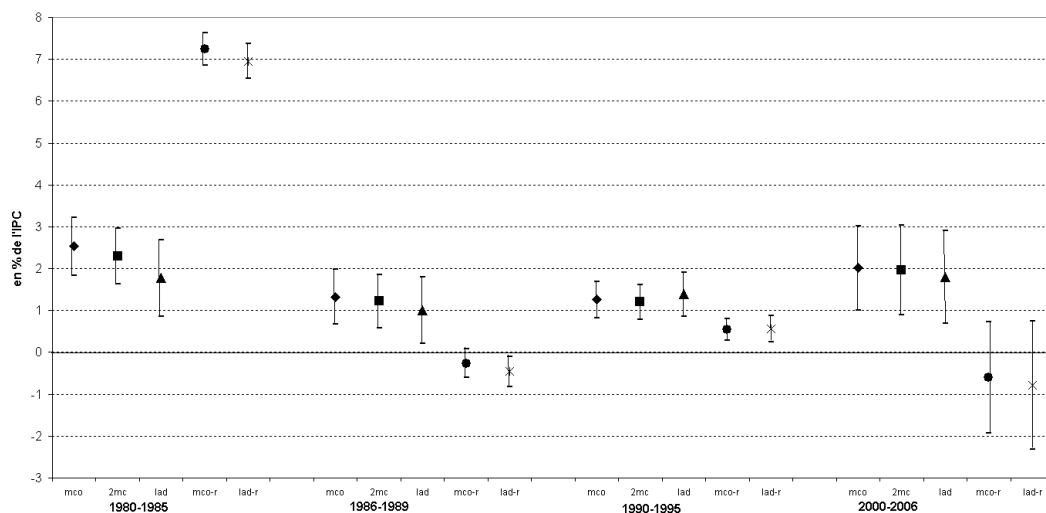
\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliques) en supposant l'indépendance entre les catégories de ménages.

Note de lecture : selon la méthode des MCO, l'IPC aurait surestimé l'évolution cumulée du coût de la vie de 15 points (coefficient 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).



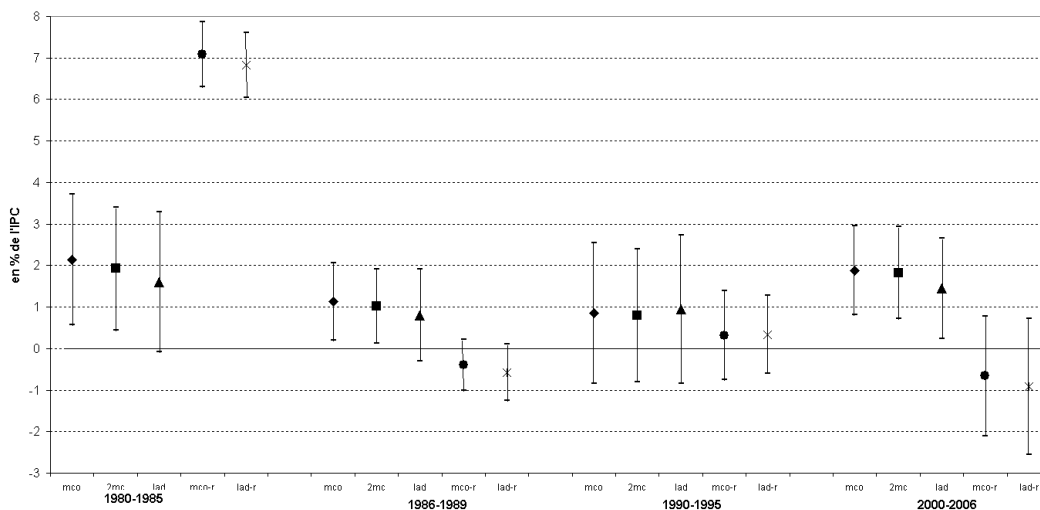
**Graphique 4. Biais annualisés moyens pour l'ensemble des ménages : spécification sans variable saisonnière**



Note : sont reportés pour chaque période les biais annualisés estimés dans l'ordre à l'aide des techniques des MCO, doubles moindres 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.

Sources : enquêtes Budget de Famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures. Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

**Graphique 5. Biais annualisés moyens pour l'ensemble des ménages: spécification avec variables saisonnières**



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

Sources : enquêtes Budget de Famille 1979-2006, IPC, comptes nationaux annuels, Insee. Calculs des auteures. Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.

Examinons tout d'abord la spécification sans variable saisonnière. Dans ce cas, les biais sont calculés en prenant pour effet des prix relatifs  $\hat{\gamma} = 0,09$  (valeur estimée par Hamilton 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.

Entre 1979 et 1995, les estimations du biais cumulé de l'IPC varient entre 25 % (LAD) et 51 % (LAD-R) selon les techniques utilisées, l'IPC en 1995 doit 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. Notons que 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'erreur de mesure.

En annualisant ces biais, nous trouvons des dérives annuelles entre l'IPC et l'indice du coût de la vie associé au décalage des courbes d'Engel de l'ordre 2 % 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 trouvée 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 méthode de recalage n'est pas adaptée pour cette année là. Dans l'analyse de sensibilité présentée en dernière partie, nous refaisons les estimations en supprimant les observations de 1979. Les biais estimés pour les périodes postérieures ne changent pas. De même 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'ordres de grandeur plus faibles. Entre 1985 et 1989, le biais annuel serait de l'ordre d'1,2 % selon les méthodes non recalées et serait nul selon les méthodes recalées. Entre 1990 et 1995, il serait de l'ordre 1,3 % selon les méthodes non recalées et de 0,5 % selon les méthodes recalées. Entre 2000 et 2006, la dérive annuelle entre l'IPC et l'indice de coût de la vie découlant du décalage des courbes d'Engel se situerait autour de 2 % selon les méthodes non recalées. Elle serait non significative si l'on se fie aux méthodes recalées.

Les résultats des estimations de la spécification faisant intervenir des variables saisonnières sont à chaque fois du même ordre que ceux des estimations obtenues à partir de la spécification sans variable saisonnière. Toutefois, leurs intervalles de confiance sont beaucoup plus larges. Ceci rend non significatives les dérives entre 1990 et 1995 (données recalées ou non) et entre 1985 et 1989 (données recalées uniquement).

Pour résumer, la dérive entre l'IPC et l'indice du coût de la vie dérivé de l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel s'est atténuée entre 1979 et 1995, sans doute en lien avec les changements méthodologiques qu'a connus l'IPC sur cette période. Entre 2000 et 2006, les biais 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 dérive 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.

## **IV.2 Résultats par catégorie de ménage**

Nous affinons maintenant l'analyse en examinant les résultats pour chaque catégorie de ménage. En plus des tableaux 2 à 5 déjà mentionnés, nous reportons en annexe les résultats détaillés des estimations de la spécification avec variables saisonnières - cf. tableaux A.2.2.1. à A.2.2.4. Les estimations de la spécification sans variable saisonnière ne sont pas reportées car elles donnent des résultats similaires. Le coefficient associé au logarithme des dépenses totales permet de calculer les élasticités-revenu de l'alimentation<sup>18</sup>. Ces élasticités sont compatibles avec des valeurs connues. Elles sont comprises entre 0,4 et 0,7 selon les catégories de ménage et les techniques d'estimation. L'approche retenue n'est pas invalidée.

Les statistiques de Fisher permettent de tester la nullité des coefficients associés aux indicatrices temporelles, soit l'absence de dérive entre l'IPC et l'indice de coût de la vie découlant de l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel. Pour les personnes seules, les tests rejettent à 1 % l'absence de dérive 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 dérive ne peut jamais être rejetée à 1 %. Dans la spécification avec variables saisonnières, la plupart des tests ne rejettent pas l'absence de biais quelle que soit la période considérée. Pour les couples avec enfant(s), tous les tests à 5 % rejettent l'absence de dérive quelle que soit la période considérée, sauf ceux sur données recalées pour la période 2000-2006. Pour les couples sans enfant, nous trouvons des résultats proches de ceux des 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 sur 1989-1995 selon l'estimation LAD et les méthodes sur données recalées, ni sur 1985-1989 selon les méthodes sur données recalées. Entre 2000 et 2006, les tests concluent à la présence d'une dérive pour les méthodes sur données non recalées mais ne rejettent pas l'absence de dérive pour les méthodes sur données recalées.

Les biais annualisés pour chaque catégorie de ménage sont souvent de même ampleur que les biais obtenus en moyenne sur l'ensemble des ménages, avec des écart-types légèrement plus élevés du fait du moindre nombre d'observations. Nous ne relevons par la suite que les différences notables entre l'analyse par catégorie de ménage et la moyenne sur l'ensemble des ménages. Pour la période 2000-2006, les biais annualisés sont un peu plus faibles chez 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. Si l'on se fie aux 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 la dérive est significativement négative. Cette catégorie de ménage est par ailleurs celle dont les comportements de dépenses alimentaires sont les plus hétérogènes. La mesure moyenne ou médiane de la dérive ne rend pas compte de la diversité des situations<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> L'élasticité revenu est égale à  $1 - b/w$  où  $b$  est le coefficient associé au logarithme des dépenses totales et  $w$  la part des dépenses alimentaires - cf. Costa (2001).

<sup>19</sup> 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.

Tableau 2. Biais et statistiques de Fisher pour les personnes seules

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Statistique de Fisher (1)</b>	<b>Spécification sans variable saisonnière</b>				
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**
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté (2)	0,49	0,49	0,32	0,48	0,32
Nombre de ménages	6844	6844	7875	6810	7876
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,33	0,32	0,21	0,33	0,22
Nombre de ménages	4425	4425	5365	4508	5365
<b>Biais cumulé</b>					
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)
<b>Biais annualisé</b>					
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)
<b>Statistique de Fisher (3)</b>	<b>Spécification avec variables saisonnières</b>				
1979 = 1985 = 1989 = 1995	1,58	1,41	1,11	42,9***	38,7***
1979 = 1985	2,26	1,98	2,04	0,001	3,62*
1985 = 1989	3,31*	2,99*	1,00	0,902	2,54
1989 = 1995	0,986	0,861	3,30*	0,763	1,05
2000 = 2006	4,17**	2,35	0,422	0,325	2,38
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,50	0,49	0,32	0,48	0,32
Nombre de ménages	6844	6844	7875	6810	7876
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,33	0,32	0,21	0,33	0,22
Nombre de ménages	4425	4425	5365	4508	5365
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,116* (0,066)	0,101 (0,062)	0,092 (0,075)	0,439*** (0,049)	0,417*** (0,046)
1979-1989	0,187** (0,090)	0,165* (0,085)	0,130 (0,096)	0,414*** (0,072)	0,367*** (0,070)
1979-1995	0,267* (0,151)	0,236 (0,144)	0,264 (0,161)	0,464*** (0,120)	0,435*** (0,116)
2000-2006	0,077** (0,037)	0,051 (0,035)	0,025 (0,039)	-0,029 (0,054)	-0,073 (0,057)
<b>Biais annualisé</b>					
1980-1985	0,020* (0,011)	0,017* (0,010)	0,016 (0,013)	0,067*** (0,007)	0,064*** (0,006)
1986-1989	0,014** (0,007)	0,013* (0,006)	0,008 (0,008)	-0,004 (0,005)	-0,008 (0,005)
1990-1995	0,011 (0,010)	0,010 (0,010)	0,020* (0,011)	0,006 (0,007)	0,008 (0,006)
2001-2006	0,016** (0,007)	0,011 (0,007)	0,005 (0,008)	-0,006 (0,012)	-0,016 (0,013)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliques).

(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.

(3) : statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles à zéro.

Tableau 3. Biais et statistiques de Fisher pour les couples avec enfant(s)

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Statistique de Fisher (1)</b>	<b>Spécification sans variable saisonnière</b>				
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
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,48	0,48	0,30	0,46	0,29
Nombre de ménages	16349	16349	16704	16313	16704
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,36	0,36	0,21	0,37	0,22
Nombre de ménages	6497	6497	6964	6497	6964
<b>Biais cumulé</b>					
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)
<b>Biais annualisé</b>					
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)
<b>Statistique de Fisher (3)</b>	<b>Spécification avec variables saisonnières</b>				
1979 = 1985 = 1989 = 1995	11,1**	10,5**	6,79**	321,7**	298,6**
1979 = 1985	24,1***	23,4***	18,3***	8,91***	15,7***
1985 = 1989	14,4***	13,5***	10,3***	3,86**	6,44**
1989 = 1995	8,91***	8,87***	10,9***	4,75**	5,18**
2000 = 2006	24,5***	26,1***	16,3***	1,76	1,83
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,48	0,48	0,30	0,46	0,29
Nombre de ménages	16349	16349	16704	16313	16704
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,36	0,36	0,21	0,37	0,22
Nombre de ménages	6497	6497	6964	6497	6964
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,158*** (0,029)	0,143*** (0,027)	0,129*** (0,030)	0,494*** (0,016)	0,480*** (0,017)
1979-1989	0,222*** (0,038)	0,202*** (0,036)	0,186*** (0,040)	0,473*** (0,023)	0,449*** (0,025)
1979-1995	0,323*** (0,062)	0,298*** (0,059)	0,298*** (0,064)	0,523*** (0,038)	0,506*** (0,042)
2000-2006	0,103*** (0,020)	0,112*** (0,021)	0,093*** (0,022)	-0,029 (0,019)	-0,026 (0,023)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,026*** (0,005)	0,024*** (0,004)	0,022*** (0,005)	0,074*** (0,002)	0,072*** (0,002)
1986-1989	0,012*** (0,003)	0,011*** (0,003)	0,011*** (0,003)	-0,003* (0,002)	-0,005** (0,002)
1990-1995	0,014*** (0,003)	0,013*** (0,003)	0,016*** (0,004)	0,006*** (0,002)	0,007*** (0,002)
2000-2006	0,021*** (0,004)	0,022*** (0,004)	0,019*** (0,004)	-0,006 (0,004)	-0,005 (0,005)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliques).

(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.

(3) : statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles à zéro.

Tableau 4. Biais et statistiques de Fisher pour les couples sans enfant

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Statistique de Fisher (1)</b>	<b>Spécification sans variable saisonnière</b>				
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 <sup>2</sup> ajusté	0,55	0,55	0,36	0,55	0,36
Nombre de ménages	9097	9097	9435	9061	9437
2000-2006 : R <sup>2</sup> ajusté	0,41	0,41	0,29	0,42	0,29
Nombre de ménages	5328	5328	5832	5352	5832
<b>Biais cumulé</b>					
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)
<b>Biais annualisé</b>					
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)
<b>Statistique de Fisher (3)</b>	<b>Spécification avec variables saisonnières</b>				
1979 = 1985 = 1989 = 1995	6,80***	6,80***	1,00	169,3***	176,2***
1979 = 1985	5,04**	4,86**	0,007	0,524	5,25**
1985 = 1989	0,900	0,600	0,030	6,90***	8,10***
1989 = 1995	0,030	0,100	0,600	0,100	1,80
2000 = 2006	4,50**	4,40**	2,20	7,60***	7,40***
1979-1995 : R <sup>2</sup> ajusté	0,55	0,55	0,36	0,55	0,36
Nombre de ménages	9097	9097	9435	9061	9437
2000-2006 : R <sup>2</sup> ajusté	0,42	0,42	0,29	0,43	0,30
Nombre de ménages	5328	5328	5832	5352	5832
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,106** (0,048)	0,094** (0,044)	0,004 (0,049)	0,465*** (0,027)	0,407*** (0,028)
1979-1989	0,130** (0,064)	0,112* (0,058)	0,010 (0,068)	0,423*** (0,044)	0,358*** (0,045)
1979-1995	0,121 (0,124)	0,099 (0,114)	-0,049 (0,137)	0,410*** (0,081)	0,303*** (0,087)
2000-2006	0,051** (0,022)	0,049** (0,022)	0,037 (0,023)	-0,071*** (0,025)	-0,078*** (0,028)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,018** (0,008)	0,016** (0,007)	0,001 (0,009)	0,070*** (0,004)	0,063*** (0,004)
1986-1989	0,005 (0,005)	0,004 (0,005)	0,001 (0,007)	-0,006* (0,003)	-0,008** (0,004)
1990-1995	-0,002 (0,011)	-0,002 (0,010)	-0,010 (0,015)	-0,002 (0,005)	-0,007 (0,007)
2000-2006	0,010** (0,004)	0,010** (0,004)	0,008 (0,005)	-0,015*** (0,005)	-0,017*** (0,006)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliques).

(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.

(3) : statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles à zéro.

Tableau 5. Biais et statistiques de Fisher pour les familles monoparentales

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Statistique de Fisher (1)</b>	<b>Spécification sans variable saisonnière</b>				
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
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,44	0,44	0,27	0,43	0,26
Nombre de ménages	2048	2048	2130	2045	2130
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,29	0,29	0,16	0,29	0,16
Nombre de ménages	1394	1394	1540	1396	1540
<b>Biais cumulé</b>					
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)
<b>Biais annualisé</b>					
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)
<b>Statistique de Fisher (3)</b>	<b>Spécification avec variables saisonnières</b>				
1979 = 1985 = 1989 = 1995	2,01	2,00	4,01***	16,6***	18,0***
1979 = 1985	0,010	0,001	4,90**	1,11	0,001
1985 = 1989	3,66*	3,55*	4,41**	0,002	0,099
1989 = 1995	0,006	0,002	0,538	0,184	0,317
2000 = 2006	20,3***	20,7***	11,3***	2,69	2,15
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,44	0,44	0,27	0,43	0,26
Nombre de ménages	2048	2048	2130	2045	2130
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,29	0,29	0,16	0,28	0,16
Nombre de ménages	1394	1394	1540	1396	1540
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,013 (0,130)	0,004 (0,121)	0,237** (0,112)	0,377*** (0,086)	0,521*** (0,072)
1979-1989	0,138 (0,162)	0,117 (0,154)	0,346*** (0,133)	0,379*** (0,117)	0,535*** (0,103)
1979-1995	0,148 (0,291)	0,122 (0,274)	0,419** (0,212)	0,337 (0,247)	0,587*** (0,164)
2000-2006	0,279*** (0,060)	0,291*** (0,072)	0,280*** (0,075)	0,115 (0,072)	0,134* (0,078)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,002 (0,024)	0,001 (0,022)	0,039** (0,017)	0,059*** (0,012)	0,078*** (0,009)
1986-1989	0,026** (0,012)	0,024* (0,012)	0,019** (0,008)	0,000 (0,008)	0,002 (0,006)
1990-1995	0,002 (0,033)	0,001 (0,030)	0,009 (0,013)	-0,005 (0,028)	0,006 (0,009)
2000-2006	0,053*** (0,010)	0,055*** (0,012)	0,053*** (0,013)	0,023 (0,014)	0,027* (0,015)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliquions).

(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.

(3) : statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles à zéro.

*Dérive entre les indices et biais de l'IPC : comparaison aux résultats de Lequiller (1997) et de l'Insee (1998)*

Il aurait été intéressant de confronter ces résultats à 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 pour mille 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 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 dérives annualisées que nous estimons sont plus fortes mais du même signe. Elles 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.



## **V - Analyse de sensibilité**

Dans cette partie, nous complétons l'analyse par plusieurs approches de façon à tester la sensibilité des résultats obtenus précédemment. Nous testons tout d'abord la sensibilité aux données des différentes enquêtes, à la façon dont les catégories de ménages ont été construites et à la forme de la fonctionnelle de la courbe d'Engel. Nous envisageons ensuite de regrouper les observations de dépenses par cellule de ménages pour réduire les erreurs de mesure. Ces analyses supplémentaires confortent les résultats présentés dans la partie 4.

### ***V.1 Sensibilité aux enquêtes***

L'enquête libellée 1979 est peut-être moins précise que les autres, comme l'indiquent les coefficients de recalage (cf. tableau A.2.1.2.). Nous refaisons donc l'analyse sans prendre en compte les données de l'année 1979. Les biais estimés pour les années ultérieures sont légèrement supérieurs à ceux estimés précédemment mais ils ne sortent jamais de l'intervalle de confiance associé, à l'exception de ceux estimés pour les couples avec enfant(s) pour la période 1990-1995. Les statistiques de Fisher ainsi que les biais cumulés et annualisés calculés à partir des différentes techniques d'estimation sur la spécification sans variables saisonnières sont présentés en annexe (tableau A.3.1.).

### ***V.2 Statut d'occupation du logement***

Nous effectuons ensuite des estimations séparées sur les ménages dont le statut d'occupation du logement diffère. Les propriétaires et les locataires ont effectivement des comportements de dépense alimentaire significativement différents mais la prise en compte de cette différence ne change pas l'ampleur des biais moyens. Ainsi, les biais de l'IPC présentés en partie 4 ne reflètent pas une évolution de la structure de la population selon le statut d'occupation du logement notamment liée au développement de la location.

### ***V.3 Approche par cellule***

Dans les enquêtes BdF, 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 de dépenses des ménages, ces dépenses annualisées peuvent s'éloigner des véritables dépenses annuelles, conduisant à des erreurs de mesure. Nous avons déjà proposé de résoudre ce type de problème en recourant à des techniques d'instrumentation. On peut aussi envisager de construire des consommations moyennes sur différentes strates de la population de façon à minimiser ces erreurs, si l'on suppose que les habitudes d'achats sont homogènes entre ménages. Ce type d'approche a été retenu dans certaines études utilisant les enquêtes Budget de Famille, comme par exemple Lollivier (1999).

Nous testons ici plusieurs types de stratification. Nous regroupons notamment les ménages à partir du croisement entre années d'enquête et déciles de revenus, ou bien à partir du croisement entre l'âge de la personne de référence, l'année d'enquête, le diplôme de la personne de référence et le statut d'occupation du logement. Nous effectuons les estimations par MCO sur ces données groupées en corrigeant de l'hétéroscédasticité induite par les regroupements puisque chaque cellule représente plusieurs ménages. Nous utilisons une spécification linéaire en logarithme des dépenses totales, qui maximise les critères

d'information. Pourtant, cette approche ne s'avère pas concluante. Aucun des regroupements envisagés n'aboutit à des élasticités-revenu de l'alimentation réalistes.

#### V.4 Spécifications alternatives

La validité de l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel repose fortement sur la qualité de la spécification des courbes. Dans les parties précédentes, nous avons présenté les résultats obtenus à partir d'une spécification où la part des dépenses consacrée à l'alimentation est linéairement liée au logarithme des dépenses car c'est celle qui découle du système de demande de Deaton et Muellbauer (1980). On pourrait aussi envisager que la part alimentaire soit une fonction linéaire des dépenses totales ou bien une fonction quadratique du logarithme des dépenses totales. Les critères d'information, le « Bayesian Information Criterion » BIC, le critère de Schwarz et le  $R^2$  ajusté, suggèrent de retenir la spécification quadratique. Toutefois, la spécification linéaire faisant intervenir le logarithme des dépenses semble aussi bien ajustée, comme l'illustrent les tableaux 6 et 7. Au contraire, la spécification linéaire en dépenses totales est la moins appropriée et n'est donc pas retenue. Par la suite, nous confrontons les biais présentés dans la partie 4 à ceux obtenus à partir de la spécification quadratique.

**Tableau 6. Critères d'information, spécifications sans variable saisonnière**

Spécifications	Personnes seules	Couples avec enfant(s)	Couples sans enfant	Familles monoparentales
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>				
<b>Période 1979-1995</b>				
linéaire en log des dépenses	0,49	0,48	0,55	0,44
linéaire en dépenses	0,41	0,44	0,47	0,40
quadratique en log des dépenses	0,51	0,49	0,56	0,45
<b>Période 2000-2006</b>				
linéaire en log des dépenses	0,33	0,36	0,41	0,29
linéaire en dépenses	0,30	0,33	0,36	0,28
quadratique en log des dépenses	0,33	0,36	0,41	0,29
<b>BIC</b>				
<b>Période 1979-1995</b>				
linéaire en log des dépenses	-12152	-40840	-19747	-4092
linéaire en dépenses	-11053	-39452	-18159	-3935
quadratique en log des dépenses	-12392	-41056	-19931	-4099
<b>Période 2000-2006</b>				
linéaire en log des dépenses	-9729	-19197	-13232	-3103
linéaire en dépenses	-9541	-18873	-12795	-3079
quadratique en log des dépenses	-9721	-19192	-13229	-3105
Sources : enquêtes Budget de Famille 1979-2006 et IPC, Insee. Calculs des auteures. Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.				

**Tableau 7. Critères d'information, spécifications avec variables saisonnières**

Spécifications	Personnes seules	Couples avec enfant(s)	Couples sans enfant	Familles monoparentales
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>				
<b>Période 1979-1995</b>				
linéaire en log des dépenses	0,50	0,48	0,55	0,44
linéaire en dépenses	0,41	0,44	0,47	0,40
quadratique en log des dépenses	0,51	0,49	0,56	0,45
<b>Période 2000-2006</b>				
linéaire en log des dépenses	0,33	0,36	0,41	0,29
linéaire en dépenses	0,30	0,33	0,36	0,28
quadratique en log des dépenses	0,33	0,36	0,42	0,29
<b>BIC</b>				
<b>Période 1979-1995</b>				
linéaire en log des dépenses	-12145	-40810	-19748	-4066
linéaire en dépenses	-11046	-39424	-18158	-3909
quadratique en log des dépenses	-12407	-41063	-19932	-4075
<b>Période 2000-2006</b>				
linéaire en log des dépenses	-9701	-19224	-13230	-3096
linéaire en dépenses	-9512	-18899	-12791	-3072
quadratique en log des dépenses	-9693	-19196	-13220	-3078
Sources : enquêtes Budget de Famille 1979-2006 et IPC, Insee. Calculs des auteures. Champ : ensemble des ménages ordinaires en métropole.				

La spécification quadratique, considérée également par Costa (2001) et Barrett et Brzozowski (2009), revient à poser

$$\omega_{ijt} = \phi + \gamma(p_{jt}^f - p_{jt}^n) + \beta_1(y_{ijt} - p_{jt}) + \beta_2(y_{ijt} - p_{jt})^2 + x_{ijt}'\theta + \mu_{ijt}, \quad i=1, \dots, N, j=1, \dots, J, t=1, \dots, T, \quad (12)$$

Barrett et Brzozowski (2009) réécrivent l'équation (12) sous la forme

$$\omega_{ijt} = \Phi + \gamma(\pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n) + \beta_1(y_{ijt} - \pi_{jt} - \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau} D_{t}^{\tau}) + \beta_2(y_{ijt} - \pi_{jt} - \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau} D_{t}^{\tau})^2 + x_{ijt}'\theta + \sum_{k=1}^J \delta_k D_j^k + \mu_{ijt}, \quad i=1, \dots, N, j=0, \dots, J, t=0, \dots, T, \quad (13)$$

et ils l'estiment par la méthode des moindres carrés non linéaires.

Dans ce cas, le biais cumulé de l'IPC entre la date 0 et la date  $t$  est simplement

$$-E_t = 1 - \exp(\delta_t). \quad (14)$$

Dans le cas de la France, comme on n'observe pas les variations régionales de prix, nous remplaçons la variable expliquée  $\omega_{ijt}$  par  $\omega_{ijt} - \gamma(\pi_{jt}^f - \pi_{jt}^n)$ . Nous envisageons aussi une spécification faisant intervenir les variables saisonnières.

Les résultats sont reportés en annexe, dans le tableau A.3.2. Ils sont très proches de ceux obtenus à partir de la spécification linéaire faisant intervenir le logarithme des dépenses totales. En particulier, les biais de la spécification quadratique sont toujours compris dans l'intervalle de confiance de ceux de la spécification linéaire. Ces derniers ne reflètent donc pas une erreur de spécification de ce type.

### ***V.5 Prise en compte d'un effet de la taille des ménages variant dans le temps***

L'analyse intertemporelle des courbes d'Engel attribue la totalité du décalage entre deux courbes à une dérive entre l'IPC et l'indice du coût de la vie. Ainsi, l'effet de toute variable omise variant dans le temps et qui affecte la part des dépenses consacrée à l'alimentation se retrouve dans l'estimation de cette dérive. Partant de ce constat, Logan (2008) propose une extension du modèle de Hamilton et de Costa dans laquelle l'effet de la taille des ménages varie dans le temps. Du fait des économies d'échelle, des ménages de taille différente ne sont pas soumis aux mêmes biais de substitution et cet effet peut changer avec le temps notamment si les possibilités d'économies d'échelle évoluent. Logan propose donc un modèle dans lequel la taille des ménages joue sur les dépenses alimentaires de façon différenciée dans le temps. Il conclut sur données américaines qu'un quart à la moitié du biais de l'IPC estimé par Hamilton et Costa est en fait imputable à cet effet taille des ménages variable dans le temps.

On peut se demander s'il peut en être de même pour la France. Cependant, s'il est raisonnable de supposer que l'effet de la taille des ménages peut varier en 20 ou 30 ans (ce que fait Logan, qui compare 1888 avec 1917 et 1935), cette interrogation se justifie moins sur des périodes plus courtes comme 2000-2006.

Comme on n'observe pas de variations régionales des prix, le modèle de Logan s'écrit

$$\omega_{it} = \Phi + \beta(y_{it} - \pi_t) + x_{it}'\theta + \sum_{\tau=1}^T \delta_{\tau} D_{t}^{\tau} + \sum_{\tau=1}^T \lambda_{\tau} D_{t}^{\tau} \ln n_{it} + \zeta \ln n_{it} + \mu_{it}, \quad (15) \\ i=1, \dots, N, t=1, \dots, T,$$

où  $\ln n_{it}$  désigne le logarithme du nombre de personnes dans le ménage  $i$  à la date  $t$ , dont l'effet  $\lambda_t$  peut varier avec le temps.

Les tableaux A.3.3. et A.3.4. en annexe présentent pour les couples avec enfant(s) et les familles monoparentales les statistiques de Fisher permettant de tester l'absence de biais. Ils présentent aussi celles permettant de tester la stabilité de l'effet de la taille du ménage pour la période considérée, et les biais obtenus à partir de la spécification proposée par Logan.

Pour les couples avec enfant(s), la stabilité de l'effet de la taille du ménage, entre 1979 et 1995 d'une part et entre 2000 et 2006 d'autre part, est rejetée à 5 % par les tests de Fisher, sauf dans le cas d'une estimation LAD sur données recalées. Les biais correspondants diffèrent de ceux associés à la spécification d'Hamilton et Costa. Cependant leurs écart-types étant beaucoup plus élevés, ils sont souvent non significatifs.

Pour les familles monoparentales, le test de Fisher ne rejette pas la stabilité de l'effet de la taille du ménage à 10 % sur la période 2000-2006. C'est donc la spécification avec effet constant de la taille du ménage qu'il faut retenir dans ce cas. Entre 1979 et 1995, les résultats diffèrent suivant la méthode d'estimation retenue. Globalement, les tests rejettent à 5 % la stabilité de l'effet de la taille du ménage. Aucun biais annualisé n'est significatif, à l'exception de ceux calculés pour la période 1979-1985. Cependant il est difficile de tirer une conclusion sur l'ampleur des biais au vu des écart-types.

## Conclusion

Le but de cette étude était d'évaluer la dérive entre l'IPC français et l'évolution du coût de la vie que retrace le décalage entre les courbes d'Engel relatives à la consommation alimentaire estimées à des dates différentes. Pour ce faire, nous avons appliqué aux données françaises la méthodologie retenue par Costa et Hamilton. Nous avons mobilisé les séries de l'IPC, les enquêtes Budget de Famille de 1979 à 2006.

Une attention particulière a été apportée au fait que les données d'enquête peuvent être hétérogènes, entachées d'erreur de mesure ou encore mal déclarées. Nous avons donc utilisé un éventail de techniques d'estimation de façon à pallier ces différents problèmes : estimation robuste à l'influence de certaines observations, instrumentation contre les erreurs de mesure, techniques de recalage sur les agrégats des comptes nationaux pour corriger d'éventuelles mauvaises déclarations.

Les résultats diffèrent selon que l'on travaille sur les données provenant directement des enquêtes BdF ou sur les données recalées, alors qu'ils sont plutôt stables quand on fait varier la technique d'estimation. À partir des données d'enquêtes, nous trouvons que la dérive entre l'IPC et l'indice du coût de la vie associé à l'analyse intertemporelle des courbes d'Engel est passée d'environ 2 % par an entre 1979 et 1985 à 1 % au début des années 1990. Entre 2000 et 2006, cette dérive revient à 2 % environ mais avec un intervalle de confiance de plus ou moins 1 %. Si l'on se fie aux données recalées sur les comptes nationaux, la dérive aurait été bien supérieure, de l'ordre de 7 % par an entre 1979 et 1984. Elle se serait annulée par la suite.

Des tests de sensibilité à la spécification retenue, à certaines enquêtes dont les données sont jugées moins fiables et à la façon dont les catégories de ménages sont construites confortent ces résultats.

Finalement, même si les conclusions sur l'ampleur de la dérive 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 répandue que l'IPC français aurait été affecté d'un biais de sous-estimation du coût de la vie entre 1979 et 2006.

## Bibliographie

**BARETT G. F. et BRZOWSKI 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*, 38(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, 143 pages.

**BOSKIN, M. (président), 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, 54 pages.

**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*, 109(6), pp 1288-1310.

**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*, 70(3), pp 312-326.

**DODGE Y. (ed.) (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*, 87(1), pp 140-160.

**HAMILTON B. W. (2001)** : "Using Engel's Law to Estimate CPI Bias", *American Economic Review*, 91(3), pp 619-630.

**HAUSMAN J. S. (2003)** : "Sources of Bias and Solutions to Bias in the Consumer Price Index", *Journal of Economic perspectives*, 17(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, volume 2: Measuring social welfare*, édité par D. W. Jorgenson, pp. 39-98, MIT Press, Cambridge, MA.

**LEQUILLER F. (1997)** : « L'Indice des Prix à la Consommation Surestime-t-il l'Inflation? », *Économie et Statistique*, n°303(3), pp 3-29.

**LESER C. E. V. (1963)** : "Forms of Engel Functions", *Econometrica*, 31(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, 27 pages.

**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, 34 pages.

**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*, 38(221), pp 43-56.

## Annexes

### A.1. Les données

#### A.1.1. Construction des séries d'indices des prix

##### *Les séries utilisées*

L'Insee publie tous les mois les indices des prix correspondant aux différents niveaux de la nomenclature internationale COICOP (à quelques très légères différences près), notamment aux 12 fonctions de consommation de cette nomenclature.

Dans cette étude, nous utilisons 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).

##### *Construction des séries*

Les changements de base successifs des indices des prix ne permettaient pas de disposer d'une série couvrant la période d'étude (1979-2006). Nous avons donc raccordé les séries mensuelles de bases différentes (série base 100 en 1980, base 100 en 1990 et base 100 en 1998) pour construire des séries complètes ayant pour base 100 l'année 1979. La méthode de chaînage des séries d'indices de prix de base différente est simple. Pour obtenir les indices de base 100 en 1979 ou 2000, on multiplie les indices ayant une autre année de référence par le rapport de la moyenne annuelle des indices mensuels en base 100 1979 ou 2000 et celle des indices mensuels ayant pour base 100 une autre année de référence.

La série IPC global (tous produits) a été construite à partir des séries disponibles sur la Banque de Données Macroéconomiques de l'Insee et intitulées comme suit :

- Indice des prix des 295 postes (série mensuelle, base 100 en 1980)
- Indice des prix des 265 postes (mensuel, population totale, France entière, base 1990)
- Indice des prix à la consommation (mensuel, ensemble des ménages, métropole, base 1998).

La série IPC alimentation a été construite à partir des séries :

- Indice des prix des 295 postes (série mensuelle, base 100 en 1980) - alimentation
- Indice des prix des 265 postes - regroupements non naturels (mensuel, population totale, France entière, base 1990) - alimentation (sans tabac)
- Indice des prix à la consommation - secteurs conjoncturels (mensuel, ensemble des ménages, métropole, base 1998) - alimentation.

La série IPC non alimentaire y compris tabac a été construite à partir des séries :

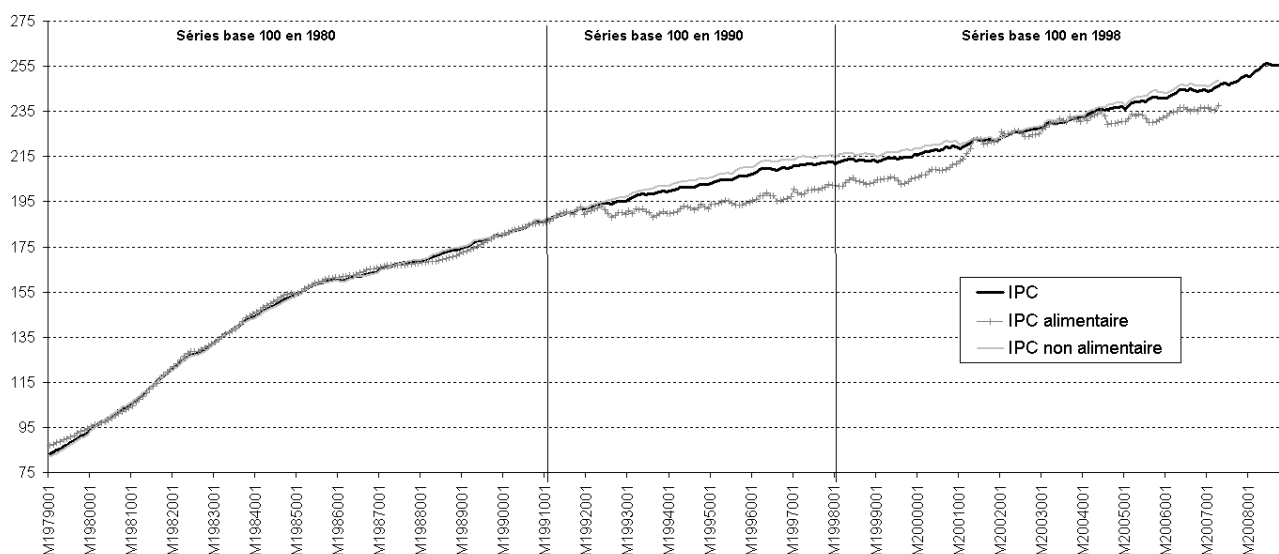
- Indice des prix des 295 postes (série mensuelle, base 100 en 1980) - ensemble hors alimentation
- Indice des prix des 265 postes - regroupements non naturels (mensuel, population totale, France entière, base 1990) - ensemble non alimentaire y compris tabac



- Indice des prix à la consommation - regroupements particuliers (mensuel, ensemble des ménages, métropole, base 1998) - ensemble non alimentaire.

Les vagues des enquêtes Budget de famille ne coïncident pas parfaitement à des mois calendaires, mais s'étalent souvent sur deux mois partiels. Pour obtenir les trois séries longues définitives, nous avons donc calculé des moyennes d'IPC mensuels pondérées par les nombres de jours des mois considérés. À titre d'exemple, la dernière vague de l'enquête 2006 s'étalait du 2 janvier au 27 février 2006. L'IPC (global, alimentaire ou non alimentaire) correspondant à cette vague est donc la moyenne de l'IPC des mois de janvier et février pondérée par le nombre de jours de chaque mois couverts par l'enquête.

**Graphique A.1.2.1. Évolution de l'IPC, de l'IPC alimentaire et des autres biens entre 1979 et 2006 (base 100 en 1980)**



Source : séries officielles des IPC, Insee.

**Tableau A.1.2.2. Historique des principales évolutions dans le calcul de l'IPC**

	IPC base 100 en 1980	IPC base 100 en 1990	IPC base 100 en 1998
<b>Couverture géographique</b>	Ensemble des agglomérations de plus de 2000 habitants (Deux séries publiées : l'une nationale, l'autre parisienne)	France métropolitaine	France métropolitaine + DOM
<b>Population représentée</b>	Ensemble des ménages de toutes tailles (personnes vivant seules exclues) dont le chef est ouvrier ou employé	Ensemble de la population française métropolitaine	Ensemble de la population française
<b>Consommation couverte</b>	295 postes	265 postes	303 postes
<b>Changement méthodologique</b>	Mise à jour annuelle des pondérations	Champ élargi à de nouveaux services (transports aériens etc...) Meilleur suivi des mouvements de prix au mois le mois (produits frais, soldes, loyers)	Champ de la consommation finale effective des ménages ; extensions de couverture sectorielle dans les services ; nouvelles pondérations établies à partir de nouvelles évaluations de la Comptabilité Nationale ; intègre complètement la nouvelle nomenclature
<b>Taux de couverture</b>		88,3%	94,1%
<b>Période de base</b>	1er janvier au 31 décembre 1980	1er janvier au 31 décembre 1990	1er janvier au 31 décembre 1998

Sources : « Pour comprendre l'indice des prix », Insee Méthodes n°81-82, décembre 1998 et « Le nouvel indice des prix à la consommation des ménages » (Note méthodologique, 01/01/1999).

Note : La première génération d'indice date de 1914. Au cours du temps, la couverture de l'IPC s'est élargie sur le plan géographique, en termes de population représentée et de type de consommation couverte. L'IPC base 1998, utilisé depuis janvier 1999, constitue la septième génération de l'indice

## A.1.2. Enquêtes Budget de Famille

### *Principales caractéristiques des enquêtes*

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 enregistrés et ventilés 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 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 ménage enquêté (sous un mode de collecte assistée par ordinateur depuis 1995 et avec une codification automatique depuis 2001). Un enquêteur effectue trois visites en deux semaines. Ces visites durent environ une heure chacune. Elles sont l'occasion de compléter les questionnaires. 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. Elle peut coller des tickets de caisse ou inscrire manuellement ses dépenses. L'enquêteur distribue les carnets lors de sa première visite, les vérifie lors de sa deuxième visite, puis les récupère lors de la troisième visite. 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.

Le tableau ci-dessous détaille le nombre de ménages ayant répondu à l'enquête et la période de collecte.

Année	Nombre de vagues et période de collecte	Échantillon	Nombre de ménages répondants
1979	8 vagues de novembre 1978 à novembre 1979	18 000	9 339
1984	8 vagues de juin 1984 à juillet 1985	18 000	11 076
1989	8 vagues de janvier 1989 à décembre 1989	18 000	8 487
1995	8 vagues d'octobre 1994 à septembre 1995	18 000	10 038
2000	8 vagues de mai 2000 à mai 2001	18 000	10 305
2006	6 vagues de mars 2005 à février 2006	18 000	10 240

Les données sont de plus apurées (corrigées des valeurs aberrantes), imputées en cas de non-réponse partielle et redressées par calage sur marge en cas de non-réponse totale.

### *Construction des variables*

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. L'ensemble des dépenses réalisées est pris en compte (sauf l'épargne et les prélèvements de l'employeur) : 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.

Toutes les dépenses sont exprimées en euros.

Les autres variables utilisées dans les régressions sont :

- le type de ménage : personnes seules, couple sans enfant, couple avec enfant(s), familles monoparentales, les autres types de ménage sont exclus de l'étude (4,5 % de l'échantillon total) ;
- la tranche d'âge de la personne de référence et celle de son conjoint ;
- le diplôme de la personne de référence et celui de son conjoint : sans diplôme ou certificat d'étude, CAP-BEP, baccalauréat et diplômes de niveau baccalauréat, diplômes de niveau supérieur au baccalauréat ;
- la zone d'étude et d'aménagement du territoire : région parisienne, bassin parisien, Nord, Est, Ouest, Sud-Ouest, Centre-Est, Méditerranée ;
- le statut d'occupation du logement : propriétaire ou accédant, locataire, logé à titre gratuit ;
- la catégorie sociale de la personne de référence et celle de son conjoint ;
- le logarithme de la taille du ménage ;
- la proportion des enfants de moins de trois ans dans le ménage, de 4 à 6 ans, de 7 à 13 ans et de 14 ans et plus ;
- le nombre de personnes ayant un emploi dans le ménage ;
- le sexe de la personne de référence ;
- la taille de la commune : commune rurale, urbaine de moins de 20 000 habitants, de 20 000 à 100 000 habitants, de plus de 100 000 habitants, unité urbaine de Paris.

## A.2. Tableaux complémentaires

### A.2.1. Recalage sur les comptes nationaux

**Tableau A.2.1.1. Clefs de répartition permettant de passer du champ des dépenses effectuées sur le sol français aux dépenses effectuées par les ménages ordinaires de France métropolitaine en 2003 (en %)**

	Correction solde territorial	Passage ménage ordinaire France métropolitaine
Produits alimentaires et boissons non alcoolisées	5,2	95,2
Boissons alcoolisées, tabac et stupéfiants	2,5	94,9
Articles d'habillement et chaussures	1,1	93,4
Logement, eau, gaz et autres combustibles	4,4	97,2
Meubles, articles de ménages et entretien courant de la maison	0,0	95,6
Santé	1,1	92,9
Transport	27,8	95,6
Communications	0,0	94,4
Loisirs et culture	8,4	95,4
Éducation	0,0	95,9
Hôtels, cafés et restaurants	46,6	95,7
Autres biens et services	2,8	85,6

Source : comptes nationaux, Insee.

Lecture : en 2003, 5,2 % des dépenses en produits alimentaires et boissons non alcoolisées ont été réalisées par des touristes lors de leur passage en France. Les dépenses en produits alimentaires et boissons non alcoolisées des ménages ordinaires en France métropolitaine représentent 95,2 % des dépenses effectuées par les ménages résidents (ordinaires ou non) en France (Métropolitaine et Outre-mer).

**Tableau A.2.1.2. 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

Source : comptes nationaux et enquêtes BdF, Insee.

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.

## A.2.2. Résultats des estimations de la spécification linéaire avec variables saisonnières

Tableau A.2.2.1. Estimations de la spécification linéaire avec variables saisonnières : personnes seules

Variables	Personnes seules				
	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Période 1979-1995</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,106*** (0,003)	-0,115*** (0,004)	-0,097*** (0,002)	-0,103*** (0,003)	-0,092*** (0,002)
Log du prix relatif	0,193 (0,194)	0,200 (0,193)	0,066 (0,155)	0,174 (0,184)	0,118 (0,177)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,351*** (0,018)	-0,350*** (0,019)	-0,380*** (0,013)	-0,376*** (0,020)	-0,382*** (0,017)
<b>Indicatrice d'année</b> <i>Modalité de référence : 1979</i>					
1985	-0,013*** (0,004)	-0,012*** (0,004)	-0,009*** (0,003)	-0,060*** (0,004)	-0,050*** (0,004)
1989	-0,022*** (0,003)	-0,021*** (0,003)	-0,013*** (0,003)	-0,055*** (0,003)	-0,042*** (0,003)
1995	-0,033*** (0,003)	-0,031*** (0,003)	-0,030*** (0,002)	-0,064*** (0,003)	-0,053*** (0,003)
Nombre de ménages :	6844	6844	7875	6810	7876
R <sup>2</sup> ajusté	0,50	0,49	0,32	0,48	0,32
<b>Période 2000-2006</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,063*** (0,003)	-0,073*** (0,004)	-0,059*** (0,002)	-0,065*** (0,003)	-0,061*** (0,002)
Log du prix relatif	0,260 (0,178)	0,250 (0,177)	0,360** (0,144)	0,276 (0,184)	0,377** (0,150)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,199*** (0,017)	-0,190*** (0,018)	-0,180*** (0,018)	-0,191*** (0,016)	-0,182*** (0,016)
<b>Indicatrice d'année</b> <i>Modalité de référence : 2000</i>					
2006	-0,005** (0,002)	-0,004 (0,002)	-0,002 (0,002)	0,003 (0,003)	0,006*** (0,002)
Nombre de ménages :	4425	4425	5365	4508	5365
R <sup>2</sup> ajusté	0,33	0,32	0,21	0,33	0,22

Les écarts-type de White sont présentés entre parenthèses, \* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Variation de contrôle incluses dans le modèle : sexe, tranche d'âge, diplôme, catégorie socio-professionnelle, zone d'étude et d'aménagement du territoire, statut d'occupation du logement (locataire, propriétaire, ...), taille de la commune de résidence, statut d'emploi.

**Tableau A.2.2.2. Estimations de la spécification linéaire avec variables saisonnières : couples avec enfant(s)**

Variables	Couples avec enfant(s)				
	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Période 1979-1995</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,104*** (0,002)	-0,113*** (0,003)	-0,103*** (0,001)	-0,101*** (0,002)	-0,099*** (0,001)
Log du prix relatif	0,082 (0,085)	0,084 (0,085)	0,036 (0,079)	0,079 (0,079)	0,041 (0,082)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,247*** (0,014)	-0,243*** (0,014)	-0,231*** (0,013)	-0,244*** (0,014)	-0,232*** (0,014)
<b>Indicatrice d'année</b>					
<i>Modalité de référence : 1979</i>					
1985	-0,018*** (0,002)	-0,018*** (0,002)	-0,014*** (0,002)	-0,069*** (0,002)	-0,065*** (0,002)
1989	-0,026*** (0,001)	-0,026*** (0,001)	-0,021*** (0,001)	-0,065*** (0,001)	-0,059*** (0,001)
1995	-0,041*** (0,001)	-0,040*** (0,001)	-0,036*** (0,001)	-0,075*** (0,001)	-0,070*** (0,001)
Nombre de ménages :	16349	16349	16704	16313	16704
R <sup>2</sup> ajusté	0,48	0,48	0,31	0,46	0,29
<b>Période 2000-2006</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,071*** (0,002)	-0,066*** (0,004)	-0,071*** (0,002)	-0,074*** (0,002)	-0,074*** (0,001)
Log du prix relatif	0,244** (0,098)	0,252*** (0,098)	0,231** (0,104)	0,268*** (0,100)	0,200** (0,085)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,129*** (0,016)	-0,130*** (0,016)	-0,113*** (0,019)	-0,132*** (0,015)	-0,108*** (0,013)
<b>Indicatrice d'année</b>					
<i>Modalité de référence : 2000</i>					
2006	-0,008*** (0,002)	-0,008*** (0,002)	-0,007*** (0,002)	0,002 (0,002)	0,002 (0,001)
Nombre de ménages :	6497	6497	6964	6497	6964
R <sup>2</sup> ajusté	0,36	0,36	0,21	0,37	0,22

Les écarts-type de White sont présentés entre parenthèses, \* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Variables de contrôle incluses dans le modèle : tranches d'âge, catégories socio-professionnelles, diplômes, zone d'étude et d'aménagement du territoire, statut d'occupation du logement (locataire, propriétaire, ...), taille de la commune de résidence, taille du ménage en log, nombre de personnes en emploi dans le ménage, nombre d'enfants selon leur âge rapporté à la taille du ménage.

**Tableau A.2.1.3. Estimations de la spécification linéaire avec variables saisonnières : couples sans enfant**

Variables	Couples sans enfant				
	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Période 1979-1995</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,122*** (0,002)	-0,136*** (0,003)	-0,115*** (0,002)	-0,118*** (0,002)	-0,112*** (0,002)
Log du prix relatif	0,313** (0,138)	0,314** (0,138)	0,395*** (0,143)	0,263** (0,131)	0,357*** (0,119)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,224*** (0,021)	-0,209*** (0,021)	-0,248*** (0,021)	-0,262*** (0,025)	-0,27*** (0,019)
<b>Indicatrice d'année</b> <i>Modalité de référence : 1979</i>					
1985	-0,014*** (0,003)	-0,013*** (0,003)	-0,001 (0,003)	-0,073*** (0,003)	-0,058*** (0,002)
1989	-0,017*** (0,002)	-0,016*** (0,002)	-0,001 (0,002)	-0,065*** (0,002)	-0,050*** (0,002)
1995	-0,016*** (0,002)	-0,014*** (0,002)	0,005** (0,002)	-0,062*** (0,002)	-0,040*** (0,002)
Nombre de ménages :	9097	9097	9435	9061	9437
R <sup>2</sup> ajusté	0,56	0,55	0,36	0,55	0,36
<b>Période 2000-2006</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,082*** (0,002)	-0,083*** (0,003)	-0,079*** (0,002)	-0,086*** (0,002)	-0,081*** (0,002)
Log du prix relatif	0,436*** (0,134)	0,435*** (0,133)	0,338*** (0,112)	0,469*** (0,138)	0,338*** (0,126)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,148*** (0,022)	-0,147*** (0,022)	-0,155*** (0,020)	-0,154*** (0,020)	-0,154*** (0,019)
<b>Indicatrice d'année</b> <i>Modalité de référence : 2000</i>					
2006	-0,004** (0,002)	-0,004** (0,002)	-0,003 (0,002)	0,006*** (0,002)	0,006*** (0,002)
Nombre de ménages :	5328	5328	5832	5352	5832
R <sup>2</sup> ajusté	0,42	0,42	0,29	0,43	0,30

Les écarts-type de White sont présentés entre parenthèses, \* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Variables de contrôle incluses dans le modèle : tranches d'âge, catégories socio-professionnelles, diplômes, zone d'étude et d'aménagement du territoire, statut d'occupation du logement (locataire, propriétaire, ...), taille de la commune de résidence, nombre de personnes en emploi.

**Tableau A.2.1.4. Estimations de la spécification linéaire avec variables saisonnières : familles monoparentales**

Variables	Familles monoparentales				
	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Période 1979-1995</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,112*** (0,005)	-0,122*** (0,009)	-0,109*** (0,004)	-0,110*** (0,005)	-0,104*** (0,005)
Log du prix relatif	0,334 (0,316)	0,343 (0,312)	0,001 (0,309)	0,387 (0,295)	-0,007 (0,380)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,223*** (0,044)	-0,220*** (0,044)	-0,19*** (0,044)	-0,231*** (0,047)	-0,223*** (0,060)
<b>Indicatrice d'année</b>					
<i>Modalité de référence : 1979</i>					
1985	-0,002 (0,007)	-0,001 (0,007)	-0,029*** (0,006)	-0,052*** (0,007)	-0,077*** (0,008)
1989	-0,017*** (0,005)	-0,015*** (0,005)	-0,046*** (0,005)	-0,053*** (0,005)	-0,080*** (0,006)
1995	-0,018*** (0,004)	-0,016*** (0,004)	-0,059*** (0,005)	-0,045*** (0,004)	-0,092*** (0,006)
Nombre de ménages :	2048	2048	2130	2045	2130
R <sup>2</sup> ajusté	0,44	0,44	0,27	0,43	0,26
<b>Période 2000-2006</b>					
Log des dépenses réelles totales	-0,058*** (0,005)	-0,056*** (0,009)	-0,052*** (0,005)	-0,059*** (0,005)	-0,056*** (0,005)
Log du prix relatif	-0,391 (0,284)	-0,391 (0,280)	-0,323 (0,322)	-0,406 (0,293)	-0,268 (0,347)
Part des dépenses alimentaires prises hors domicile	-0,188*** (0,042)	-0,189*** (0,042)	-0,197*** (0,054)	-0,187*** (0,035)	-0,190*** (0,049)
<b>Indicatrice d'année</b>					
<i>Modalité de référence : 2000</i>					
2006	-0,019*** (0,004)	-0,019*** (0,004)	-0,017*** (0,005)	-0,007* (0,004)	-0,008 (0,005)
Nombre de ménages :	1394	1394	1540	1396	1540
R <sup>2</sup> ajusté	0,29	0,29	0,16	0,29	0,16

Les écarts-type de White sont présentés entre parenthèses, \* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Variables de contrôle incluses dans le modèle : tranche d'âge, catégorie socio-professionnelle, diplôme, zone d'étude et d'aménagement du territoire, statut d'occupation du logement (locataire, propriétaire, ...), taille de la commune de résidence, nombre de personnes en emploi, taille du ménage en log, nombre d'enfants selon leur âge rapporté à la taille du ménage.



### A.3 Étude de sensibilité

Tableau A.3.1. Biais et statistiques de Fisher sans prendre en compte les données de 1979 :  
spécification sans variable saisonnière

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Statistique de Fisher</b>	<b>Personnes seules</b>				
1985 = 1989 = 1995	44,9***	43,2***	19,8***	19,5***	18,2***
1985 = 1989	13,4***	12,9***	2,60	2,74*	4,81**
1989 = 1995	29,3***	28,2***	18,8***	18,1***	15,4***
R <sup>2</sup> ajusté	0,47	0,46	0,30	0,22	0,36
Nombre de ménages :	5563	5563	6418	6418	6418
<b>Biais cumulé</b>					
1985-1989	0,116*** (0,030)	0,105*** (0,029)	0,055 (0,033)	-0,023 (0,035)	-0,069* (0,037)
1985-1995	0,256*** (0,021)	0,235*** (0,02)	0,193*** (0,024)	0,108*** (0,027)	0,062** (0,025)
<b>Biais annualisé</b>					
1985-1989	0,025*** (0,006)	0,022*** (0,006)	0,012* (0,007)	-0,005 (0,008)	-0,016* (0,009)
1990-1995	0,021*** (0,004)	0,02*** (0,004)	0,022*** (0,005)	0,022*** (0,006)	0,023*** (0,006)
<b>Statistique de Fisher</b>	<b>Couples avec enfant(s)</b>				
1985 = 1989 = 1995	132,2***	131,4***	85,8***	48,8***	63,3***
1985 = 1989	34,2***	33,6***	23,7***	12,1***	15,9***
1989 = 1995	103,6***	104,2***	69***	44,1***	35,1***
R <sup>2</sup> ajusté	0,47	0,47	0,29	0,23	0,33
Nombre de ménages :	11829	11829	12122	12122	12122
<b>Biais cumulé</b>					
1985-1989	0,085*** (0,015)	0,081*** (0,014)	0,069*** (0,016)	-0,044*** (0,017)	-0,057*** (0,019)
1985-1995	0,219*** (0,012)	0,211*** (0,012)	0,188*** (0,014)	0,061*** (0,015)	0,031* (0,017)
<b>Biais annualisé</b>					
1985-1989	0,018*** (0,003)	0,017*** (0,003)	0,015*** (0,003)	-0,010** (0,004)	-0,013*** (0,004)
1990-1995	0,021*** (0,002)	0,020*** (0,002)	0,019*** (0,002)	0,018*** (0,003)	0,016*** (0,003)
<b>Statistique de Fisher</b>	<b>Couples sans enfant</b>				
1985 = 1989 = 1995	35,4***	31,9***	30,5***	15,4***	15,7***
1985 = 1989	11,9***	10,7***	9,61***	1,98	13,2***
1989 = 1995	23,3***	21,2***	22,3***	8,41***	9,87***
R <sup>2</sup> ajusté	0,54	0,54	0,35	0,30	0,40
Nombre de ménages :	7096	7096	7378	7378	7378
<b>Biais cumulé</b>					
1985-1989	0,065*** (0,020)	0,056*** (0,019)	0,06*** (0,023)	-0,049** (0,020)	-0,041* (0,022)
1985-1995	0,146*** (0,016)	0,128*** (0,015)	0,152*** (0,017)	0,008 (0,019)	0,023 (0,022)
<b>Biais annualisé</b>					
1985-1989	0,014*** (0,004)	0,012*** (0,004)	0,013*** (0,005)	-0,011** (0,005)	-0,009* (0,005)
1990-1995	0,013*** (0,003)	0,012*** (0,003)	0,015*** (0,003)	0,010*** (0,004)	0,011*** (0,004)
<b>Statistique de Fisher</b>	<b>Familles monoparentales</b>				
1985 = 1989 = 1995	23,3***	23,4***	12,1***	7,60***	24,9***
1985 = 1989	15,6***	15,8***	7,34***	1,97	21,6***
1989 = 1995	8,87***	8,70***	4,62**	2,91*	2,99*
R <sup>2</sup> ajusté	0,41	0,41	0,25	0,20	0,31
Nombre de ménages :	1654	1654	1727	1727	1727
<b>Biais cumulé</b>					
1985-1989	0,178*** (0,041)	0,164*** (0,040)	0,139*** (0,045)	0,058 (0,047)	0,001 (0,048)
1985-1995	0,288*** (0,037)	0,266*** (0,039)	0,244*** (0,047)	0,132*** (0,045)	0,089* (0,048)
<b>Biais annualisé</b>					
1985-1989	0,037*** (0,008)	0,034*** (0,008)	0,029*** (0,009)	0,012 (0,010)	0,000 (0,011)
1990-1995	0,016*** (0,006)	0,015*** (0,006)	0,015** (0,008)	0,012 (0,007)	0,015 (0,009)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliques).

Tableau A.3.2. Biais et statistiques de Fisher : les spécifications quadratiques

		Personnes seules	Couples avec enfant(s)	Couples sans enfant	Familles monoparentales
<b>Statistique de Fisher</b>		<b>Spécification sans variable saisonnière</b>			
1979 = 1985 = 1989 = 1995		41,6***	162,7***	55,8***	16,8***
1979 = 1985		13,5***	100,4***	43,0***	2,93*
1985 = 1989		17,0***	34,4***	11,0***	14,3***
1989 = 1995		28,7***	107,2***	29,0***	8,90***
2000 = 2006		4,47**	24,9***	4,70**	14,2***
Nombre de ménages	1979-1995	6844	16349	9097	2048
	2000-2006	4425	6497	5328	1394
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985		0,142*** (0,031)	0,159*** (0,013)	0,157*** (0,023)	0,107* (0,056)
1979-1989		0,265*** (0,031)	0,232*** (0,015)	0,215*** (0,020)	0,258*** (0,045)
1979-1995		0,411*** (0,029)	0,361*** (0,013)	0,304*** (0,023)	0,365*** (0,047)
2000-2006		0,081** (0,035)	0,099*** (0,019)	0,054** (0,027)	0,228*** (0,054)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985		0,024*** (0,005)	0,027*** (0,002)	0,026*** (0,004)	0,018** (0,009)
1986-1989		0,023*** (0,005)	0,014*** (0,003)	0,011*** (0,003)	0,029*** (0,009)
1990-1995		0,019*** (0,004)	0,017*** (0,002)	0,012*** (0,003)	0,014*** (0,005)
2001-2006		0,016** (0,007)	0,020*** (0,004)	0,011** (0,005)	0,044*** (0,010)
<b>Statistique de Fisher</b>		<b>Spécification avec variables saisonnières</b>			
1979 = 1985 = 1989 = 1995		14,2***	45,9***	13,9***	4,58***
1979 = 1985		25,7***	115,8***	35,5***	4,59**
1985 = 1989		27,6***	70,1***	16,8***	13,5***
1989 = 1995		28,8***	85,6***	18,7***	5,11**
2000 = 2006		4,46**	23,4***	5,49**	15,3***
Nombre de ménages	1979-1995	6844	16349	9097	2048
	2000-2006	4425	6497	5328	1394
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985		0,259*** (0,036)	0,266*** (0,018)	0,216*** (0,030)	0,214** (0,086)
1979-1989		0,416*** (0,043)	0,381*** (0,021)	0,298*** (0,034)	0,393*** (0,099)
1979-1995		0,674*** (0,052)	0,608*** (0,028)	0,459*** (0,053)	0,592*** (0,158)
2000-2006		0,083** (0,038)	0,099*** (0,019)	0,060** (0,027)	0,247*** (0,066)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985		0,042*** (0,005)	0,043*** (0,003)	0,036*** (0,005)	0,035*** (0,014)
1986-1989		0,026*** (0,004)	0,019*** (0,002)	0,015*** (0,003)	0,031*** (0,008)
1990-1995		0,029*** (0,003)	0,027*** (0,002)	0,021*** (0,003)	0,023*** (0,009)
2000-2006		0,017** (0,007)	0,020*** s	0,012** (0,005)	0,047*** (0,012)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliques).

**Tableau A.3.3. Biais et statistiques de Fisher pour les couples avec enfant(s), effet variable de la taille du ménage**

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Statistique de Fisher (1)</b>					
<b>Spécification sans variable saisonnière</b>					
Effet taille du ménage stable sur					
1979-1995	7,12***	7,37***	3,08**	4,70***	2,65*
1979 = 1985 = 1989 = 1995	1,88	1,86	0,446	27,5***	25,7***
1979 = 1985	4,87**	4,65**	0,926	77,9***	70,8***
1985 = 1989	3,05*	3,33*	0,886	6,51**	5,11**
1989 = 1995	0,468	0,469	0,345	0,090	0,100
Effet taille du ménage stable sur					
2000-2006	13,5***	14,2***	4,07**	10,3***	1,47
2000 = 2006	7,00***	7,35***	1,03	10,8***	1,58
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,48	0,48	0,31	0,46	0,29
Nombre de ménages	16349	16349	16704	16313	16704
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,36	0,36	0,21	0,37	0,22
Nombre de ménages	6497	6497	6964	6497	6964
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,184** (0,072)	0,168** (0,068)	0,074 (0,079)	0,541*** (0,04)	0,482*** (0,046)
1979-1989	0,045 (0,099)	0,031 (0,093)	-0,006 (0,107)	0,422*** (0,054)	0,371*** (0,053)
1979-1995	0,101 (0,075)	0,084 (0,070)	0,048 (0,076)	0,437*** (0,044)	0,389*** (0,051)
2000-2006	-0,380** (0,176)	-0,422** (0,201)	-0,133 (0,146)	-0,494** (0,202)	-0,184 (0,164)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,031*** (0,011)	0,028*** (0,011)	0,013 (0,014)	0,080*** (0,005)	0,073*** (0,006)
1986-1989	-0,027 (0,017)	-0,027* (0,016)	-0,017 (0,020)	-0,018** (0,007)	-0,017** (0,007)
1990-1995	0,009 (0,014)	0,009 (0,013)	0,009 (0,019)	0,002 (0,007)	0,002 (0,007)
2000-2006	-0,095 (0,060)	-0,108 (0,077)	-0,029 (0,035)	-0,133 (0,096)	-0,041 (0,044)
<b>Statistique de Fisher (3)</b>					
<b>Spécification avec variables saisonnières</b>					
Effet taille du ménage stable sur					
1979-1995	7,16***	7,41***	3,68**	4,74***	2,67*
1979 = 1985 = 1989 = 1995	1,82	1,83	0,610	24,0***	23,7***
1979 = 1985	4,48**	4,24**	1,28	71,1***	69,7***
1985 = 1989	2,91*	3,20*	0,740	6,20**	3,80*
1989 = 1995	0,386	0,372	0,749	0,091	0,280
Effet taille du ménage stable sur					
2000-2006	13***	13,6***	3,80*	9,87***	2,43
2000 = 2006	7,07***	7,40***	1,47	11,1***	2,96*
<b>1979-1995</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,48	0,48	0,31	0,46	0,29
Nombre de ménages	16349	16349	16704	16313	16704
<b>2000-2006</b> : R <sup>2</sup> ajusté	0,37	0,36	0,21	0,37	0,22
Nombre de ménages	6497	6497	6964	6497	6964
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,185** (0,085)	0,168** (0,080)	0,083 (0,095)	0,542*** (0,046)	0,493*** (0,053)
1979-1989	0,048 (0,106)	0,032 (0,100)	0,018 (0,115)	0,425*** (0,053)	0,402*** (0,068)
1979-1995	0,105 (0,128)	0,085 (0,122)	0,093 (0,141)	0,443*** (0,058)	0,432*** (0,075)
2000-2006	-0,384** (0,176)	-0,422** (0,204)	-0,177 (0,176)	-0,503*** (0,187)	-0,219 (0,174)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,031** (0,013)	0,028** (0,013)	0,014 (0,016)	0,080*** (0,006)	0,074*** (0,007)
1986-1989	-0,027 (0,018)	-0,027 (0,017)	-0,014 (0,021)	-0,017** (0,007)	-0,014 (0,009)
1990-1995	0,009 (0,015)	0,009 (0,015)	0,013 (0,019)	0,002 (0,006)	0,004 (0,007)
2000-2006	-0,096 (0,061)	-0,108 (0,092)	-0,040 (0,047)	-0,136 (0,103)	-0,050 (0,048)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 réplifications).

(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.

(3) : statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles à zéro.

**Tableau A.3.4. Biais et statistiques de Fisher pour les familles monoparentales, effet variable de la taille du ménage**

	MCO	2MC	LAD	MCO-R	LAD-R
<b>Statistique de Fisher (1)</b>					
<b>Spécification sans variable saisonnière</b>					
Effet taille du ménage stable sur 1979-1995	3,85**	4,00**	1,48	3,43**	1,56
1979 = 1985 = 1989 = 1995	1,12	1,10	3,41**	7,66***	13,1***
1979 = 1985	2,46	2,51	8,30***	20,6***	35,1***
1985 = 1989	0,048	0,022	0,122	0,189	0,823
1989 = 1995	0,447	0,451	0,065	1,109	0,019
Effet taille du ménage stable sur 2000-2006	2,15	2,23	0,32	1,24	0,19
2000 = 2006	0,040	0,037	0,557	0,410	0,001
1979-1995 : R <sup>2</sup> ajusté	0,44	0,44	0,27	0,43	0,26
Nombre de ménages	2048	2048	2130	2045	2130
2000-2006 : R <sup>2</sup> ajusté	0,29	0,29	0,16	0,29	0,16
Nombre de ménages	1394	1394	1540	1396	1540
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,250* (0,141)	0,228* (0,132)	0,372** (0,149)	0,546*** (0,071)	0,617*** (0,078)
1979-1989	0,273* (0,141)	0,243* (0,137)	0,337** (0,166)	0,517*** (0,073)	0,56*** (0,092)
1979-1995	0,203 (0,140)	0,177 (0,133)	0,364** (0,152)	0,440*** (0,086)	0,550*** (0,102)
2000-2006	-0,052 (0,253)	-0,051 (0,265)	0,187 (0,254)	0,045 (0,417)	0,027 (0,245)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,041* (0,022)	0,037* (0,021)	0,058*** (0,022)	0,081*** (0,009)	0,089*** (0,009)
1986-1989	0,004 (0,019)	0,003 (0,018)	-0,006 (0,020)	-0,004 (0,010)	-0,008 (0,014)
1990-1995	-0,01 (0,016)	-0,009 (0,015)	0,003 (0,015)	-0,009 (0,009)	-0,001 (0,013)
2000-2006	-0,011 (0,066)	-0,011 (0,070)	0,036 (0,052)	-0,041 (0,106)	-0,002 (0,078)
<b>Statistique de Fisher (3)</b>					
<b>Spécification avec variables saisonnières</b>					
Effet taille du ménage stable sur 1979-1995	3,99**	4,15**	1,17	3,57**	2,56*
1979 = 1985 = 1989 = 1995	0,973	0,993	2,08	6,32***	14,2***
1979 = 1985	0,714	0,699	5,65**	10,5***	36,0***
1985 = 1989	0,004	0,022	0,005	0,560	1,035
1989 = 1995	1,06	1,12	0,087	2,05	0,001
Effet taille du ménage stable sur 2000-2006	2,35	2,44	0,458	1,42	0,372
2000 = 2006	0,046	0,043	0,111	0,47	0
1979-1995 : R <sup>2</sup> ajusté	0,44	0,44	0,27	0,43	0,26
Nombre de ménages	2048	2048	2130	2045	2130
2000-2006 : R <sup>2</sup> ajusté	0,29	0,29	0,16	0,28	0,16
Nombre de ménages	1394	1394	1540	1396	1540
<b>Biais cumulé</b>					
1979-1985	0,167 (0,167)	0,149 (0,154)	0,401** (0,166)	0,542*** (0,046)	0,493*** (0,053)
1979-1989	0,159 (0,179)	0,131 (0,168)	0,409** (0,176)	0,425*** (0,053)	0,402*** (0,068)
1979-1995	-0,042 (0,314)	-0,060 (0,292)	0,449* (0,249)	0,443*** (0,058)	0,432*** (0,075)
2000-2006	-0,057 (0,270)	-0,056 (0,294)	0,103 (0,283)	-0,194 (0,256)	0,004 (0,300)
<b>Biais annualisé</b>					
1979-1985	0,028 (0,028)	0,025 (0,026)	0,062** (0,024)	0,080*** (0,006)	0,074*** (0,007)
1986-1989	-0,002 (0,027)	-0,003 (0,026)	0,001 (0,022)	-0,017** (0,007)	-0,014 (0,009)
1990-1995	-0,033 (0,059)	-0,032 (0,052)	0,005 (0,029)	0,002 (0,006)	0,004 (0,007)
2000-2006	-0,012 (0,070)	-0,012 (0,077)	0,021 (0,083)	-0,044 (0,072)	0,001 (0,067)

\* significatif au seuil de 10%, \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Les écarts-type présentés entre parenthèses ont été calculés par bootstrap (100 répliquions).

(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.

(3) : statistiques de Fisher testant l'égalité des coefficients des indicatrices temporelles à zéro.



G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS <b>NON PARU</b>	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougANE Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougANE Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

G2001/01	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages »	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE
						G2005/09	N. FERRARI Prévoir l'investissement des entreprises Un indicateur des révisions dans l'enquête de conjoncture sur les investissements dans l'industrie.



G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVREARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVREARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés

G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France : a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel