

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2009 / 08**

**Élasticités-prix des consommations  
énergétiques des ménages**

*Marie CLERC - Vincent MARCUS*

**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 2009 / 08**

## **Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages**

**Marie CLERC, Vincent MARCUS \***

SEPTEMBRE 2009

**Ce document de travail reprend une contribution à paraître dans un rapport du Conseil d'Analyse Économique, consacré aux évolutions des prix de l'énergie.**

Nous remercions Pierre Joly et Antoine d'Autume pour leurs commentaires, qui ont permis d'enrichir cette contribution. Nous tenons aussi à remercier Jean-Jacques Becker, Didier Blanchet, Hélène Erkel-Rousse, Vanessa Bellamy et Pierre Lissot pour leur aide précieuse.

---

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

# Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

## Résumé

Les niveaux historiques atteints au cours de l'été 2008 par les cours mondiaux du pétrole et les prix des carburants ont ravivé les craintes d'importantes pertes de pouvoir d'achat pour les ménages. Parallèlement, dans le cadre d'une stratégie nationale pour la réduction des émissions de CO<sub>2</sub>, une réforme de la fiscalité pesant sur les combustibles fossiles est à l'étude. Dans ce contexte, cette étude identifie les catégories de ménages les plus exposés à une hausse du prix de ces énergies et évalue la sensibilité de la consommation des ménages aux variations des prix des carburants et (de manière moins détaillée) de l'énergie domestique à travers l'estimation d'élasticité-prix.

On estime tout d'abord des élasticité-prix sur séries temporelles longues issues des comptes nationaux trimestriels. Cette première étape est complétée par une analyse microéconomique pour rendre compte de l'hétérogénéité des comportements de consommation et apprécier les effets différenciés d'une hausse de prix selon les catégories de ménages. À cette fin, on mobilise des données individuelles de consommation issues de l'enquête « Budget de Famille 2006 ». La faible variabilité des prix entre ménages, principale limite des données en coupe, est contournée en construisant des indices de prix personnalisés pour chaque ménage enquêté (méthode proposée par Ruiz et Trannoy, 2008).

À partir des données de séries temporelles, on estime des élasticité-prix moyennes de la demande significatives pour le carburant, de l'ordre de 0,2 à court terme et de 0,4 à long terme. Les élasticité obtenues à partir de l'approche microéconomique sont comprises entre 0,7 et 1,0. L'analyse microéconomique montre également que les ménages utilisant leur véhicule personnel pour le déplacement domicile-travail sont moins sensibles à une hausse du prix du carburant que les ménages ne l'utilisant pas à cet effet. La différence de sensibilité entre les ménages les moins et les plus aisés apparaît, quant à elle, assez faible.

**Mots-clés** : coefficient budgétaire, élasticité-prix, système de demande, effets redistributifs, taxe carbone

## Price elasticity of household fuel consumption

### Abstract

The high levels reached by world oil prices and fuel prices in mid 2008 have raised notable concerns about the risk of future significant drops in household purchasing power. In the framework of a national strategy to reduce CO<sub>2</sub> emissions, a tax reform on fossil fuels is also being studied. In this context, this paper aims to identify the categories of households that are most exposed to an energy-price increase and to assess the sensitivity of household consumption to changes in fuel prices and (to a lesser extent) in household energy prices.

First, we estimate price elasticities using time series data from the French quarterly accounts. We, then, carry out a microeconomic analysis, which enables us to take the heterogeneity of consumer behaviour into account and to assess the impact of a price increase depending on the categories of households. We use individual consumption data from the 2006 "Consumer expenditure" survey. The low price variability between households, which constitutes the main limitation of cross-section data, is circumvented by constructing personalised price indices for each surveyed household, following the Ruiz and Trannoy (2008) methodology.

The estimated average price elasticities of demand to fuel prices derived from the time series data are significant, around 0.2 in the short run and 0.4 in the long run. The price elasticity estimates resulting from the micro approach are included in the range 0.7 - 1.0. The microeconomic analysis also shows that the households using their personal vehicles to go to work are less sensitive to higher fuel prices than those who do not use their cars for that purpose. Conversely, the difference in sensitivity between the least and most wealthy households appears to be quite low.

**Keywords:** Budget share, price elasticity, demand system, redistributive effects, carbon tax

**Classification JEL** : C31, D12, D3

## Sommaire

<b>Introduction</b> .....	<b>5</b>
<b>I - La demande de carburants des ménages assez sensible aux prix, la demande en énergie domestique moins</b> .....	<b>7</b>
<b>II - L'utilisation du véhicule pour les trajets domicile-travail, principale explication des différences de sensibilité entre les ménages</b> .....	<b>10</b>
<b>Conclusion</b> .....	<b>13</b>
<b>Bibliographie</b> .....	<b>14</b>
<b>Annexe 1 Relation demande / prix agrégée de long terme dérivée d'un modèle théorique</b> .....	<b>15</b>
<b>Annexe 2 Spécification QAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) du système de demande</b> .....	<b>17</b>



## Introduction

Les niveaux historiques atteints au cours de l'été 2008 par les cours mondiaux du pétrole et les prix des carburants et des énergies dérivées du pétrole ont ravivé les craintes d'importantes pertes de pouvoir d'achat pour les ménages, particulièrement pour certaines catégories d'entre eux (ménages fortement dépendants de la voiture, ménages chauffés au fioul...). Parallèlement, le projet de loi de programme relatif à la mise en œuvre du Grenelle de l'environnement, adopté en première lecture le 21 octobre 2008 par l'Assemblée nationale, prévoit la mise à l'étude « d'une contribution dite « climat - énergie » en vue d'encourager les comportements sobres en carbone et en énergie ». Le projet de loi précise encore : « cette contribution aura pour objet d'intégrer les effets des émissions de gaz à effet de serre dans les systèmes de prix par la taxation des consommations d'énergies fossiles ». Une modification des taxes assises directement sur les consommations d'énergies fossiles est donc envisagée.

Pour les ménages, par consommation d'énergies fossiles, il faut entendre d'une part la consommation de carburants (essence, diesel, GPL) pour les déplacements et, d'autre part, la consommation de combustibles pour le chauffage des logements (et secondairement pour l'eau chaude et la cuisson), c'est-à-dire principalement le gaz naturel et le fioul<sup>1</sup>. Ces consommations de combustibles fossiles représentaient en moyenne 4,3% de la consommation effective des ménages en 2008 (*Insee, Comptes nationaux, 2009*).

En première analyse, une hausse des prix à la consommation de ces combustibles a potentiellement des effets anti-redistributifs marqués car les ménages aux niveaux de vie<sup>2</sup> les plus faibles consacrent une proportion plus importante de leurs revenus à ces consommations. En 2006<sup>3</sup>, les 20 % de ménages les moins aisés consacraient en moyenne 5% de leur revenu à la consommation de carburants quand les 20 % de ménages les plus aisés y consacraient moins de 2,5%. En matière d'énergie domestique (toutes sources d'énergie confondues), cet écart était encore plus accusé, la part relative de ces dépenses dans le revenu passant de près de 11 % pour les 20 % de ménages les moins aisés à 3,3 % pour les 20 % de ménages les plus aisés. Les hausses des prix énergétiques ont donc a priori des effets régressifs (par analogie et symétrie avec une taxe « progressive » dont le taux augmente avec le niveau de revenu) car elles jouent comme un prélèvement d'autant plus important que le niveau de vie du ménage est plus faible.

Cette analogie fiscale fait implicitement référence à une situation dans laquelle les ménages n'ajustent pas leur consommation du bien et où toute hausse de prix se répercute intégralement dans le montant de dépenses. En pratique, cependant, les ménages ajustent plus ou moins leurs consommations, à plus ou moins brève échéance. Cet ajustement réel des structures de consommation dépend des élasticités de la consommation des ménages aux prix (effet de substitution) et de la sensibilité aux variations de pouvoir d'achat (effet « revenu »). L'élasticité de la demande par rapport au prix d'un bien (respectivement au revenu ou aux dépenses totales) mesure la sensibilité de réaction de la demande à une variation du prix de ce bien (respectivement au revenu ou aux dépenses totales). En termes de bien-être, le « coût » subi d'une hausse du prix relatif d'un bien ne se limite pas au seul éventuel surcoût des dépenses associées. À budget réel inchangé, une élasticité proche de zéro au prix du bien implique nécessairement une réduction des autres consommations et, partant, une perte en bien-être.

---

<sup>1</sup> Ainsi que très marginalement les gaz de pétrole liquéfiés, le charbon et ses dérivés. Le bois de chauffage n'est pas généralement considéré comme un combustible fossile source de CO<sub>2</sub> car les émissions de CO<sub>2</sub> associées à sa combustion sont équivalentes au CO<sub>2</sub> absorbé par ce même bois.

<sup>2</sup> Le niveau de vie du ménage s'entend comme un niveau de revenu par unité de consommation.

<sup>3</sup> La source de ces chiffres est l'enquête Budget de Famille, réalisée par l'Insee tous les 4/5 ans environ. La dernière enquête disponible est celle de 2005/2006.

Pour évaluer ces élasticités, il faut être à même de décrire comment évolue le panier de biens consommés par un ménage suite à un changement de prix et/ou de budget. Le système de demande pour un ménage est composé des équations de demande de chaque bien, équations qui sont fonctions des prix de l'ensemble des biens et de la dépense totale de consommation ou du revenu.

En pratique, pour estimer un tel système, il faut qu'il y ait suffisamment de variabilité dans les prix et dans les revenus (ou dans les dépenses de consommation). Idéalement même, il faudrait pouvoir observer l'évolution de l'ensemble des consommations d'un même ménage corrélativement à une variation des prix relatifs de ces consommations. Ces observations sont rarement réunies simultanément dans les enquêtes de consommation existantes en France<sup>4</sup>. Empiriquement, deux approches sont alors possibles, qu'on examine successivement ici : calculer des élasticités-prix moyennes de long terme à partir de séries longues ou calculer des élasticités-prix de court terme par catégorie de ménages<sup>5</sup> à partir de consommations observées à une date donnée.

---

<sup>4</sup> Le Consumer Expenditure Survey, l'équivalent de l'enquête Budget de Famille aux États-Unis, s'appuie sur un échantillon de ménages partiellement panélistés et permet de ce fait des analyses dynamiques plus riches.

<sup>5</sup> Les élasticités estimées sur données microéconomiques sont des ajustements de très court terme, à équipement automobile et à logement donnés, qui passent essentiellement par des ajustements sur les kilomètres parcourus.

## I - La demande de carburants des ménages assez sensible aux prix, la demande en énergie domestique moins

On estime tout d'abord un système de demande (ou une équation de demande) sur séries temporelles longues issues de la comptabilité nationale, ce qui permet de garantir une variabilité temporelle des prix satisfaisante et de modéliser simultanément les ajustements de court terme et les relations de long terme. Cette variabilité temporelle et cette dynamique se payent néanmoins de la perte de l'hétérogénéité entre ménages (par définition, cette approche permet d'estimer des élasticités moyennes qui peuvent masquer de fortes disparités individuelles), voire d'un niveau de désagrégation des différents postes de consommation assez faible (cf. par exemple Nichèle et Robin (1995)). En outre, sur longue période, les relations estimées peuvent être affectées par des changements structurels du côté de l'offre et des élasticités-prix en conséquence difficiles à interpréter.

On détaille le modèle théorique sous-jacent aux estimations effectuées d'élasticités-prix de la consommation d'énergie en annexe 1.

En matière de consommations de carburants, on obtient des élasticités-prix moyennes de la demande significatives, estimées -0,2 à court terme et à -0,4 à long terme<sup>6</sup>. L'ajustement de court terme peut passer par un moindre usage des véhicules particuliers et, partant, par une diminution du nombre de kilomètres parcourus. À long terme, l'ajustement est susceptible de passer aussi par des changements plus irréversibles du côté de la demande (tels que l'achat d'un nouveau véhicule plus économique en carburant) ou du côté offre (développement des transports en commun, amélioration du réseau ferré, etc....).

L'élasticité-prix de court terme est tout à fait cohérente avec les valeurs usuelles des élasticités estimées sur séries temporelles, généralement comprises entre -0,3 et -0,2 (voir Graham et Gleister (2002) ou Goodwin, Dargay et Hanly (2004) pour deux synthèses). L'élasticité-prix de long terme est quant à elle plutôt inférieure (en valeur absolue) aux valeurs observées dans la littérature, comprises généralement entre -0,8 et -0,6. Elle est néanmoins identique à celle obtenue par des estimations antérieures non publiées de l'Insee sur la période 1978-2005 et pas trop éloignée de l'estimation récente de Combet, Gherzi et Hourcade (2009), qui l'estiment à -0,5.

**Tableau 1 : Élasticités-prix estimées sur séries temporelles**

	Élasticité-prix		Élasticité-dépense	
	Court terme	Long terme	Court terme	Long terme
<i>Modèle 1 (référence<sup>1</sup> : Consommation totale)</i>				
Énergie domestique	-0,06	-0,17*	1,72***	0,83***
Carburants	-0,19**	-0,40***	0,42***	0,41***
<i>Modèle 2 (référence<sup>1</sup> : Consommation d'énergie domestique)</i>				
Fioul	-0,14**	-0,20***	2,3***	1,40***
Butane	-0,34***	-0,01	0,40***	0,78***

Source : Insee, comptes nationaux trimestriels. Calculs des auteurs.

Période d'estimation : 1978T1 - 2008T3.

\*\*\* significatif à 5 %, \*\* à 10 %, \* à 15 %, non significatif sinon.

<sup>1</sup> Dans le modèle 1, le consommateur effectue des arbitrages entre biens à consommation totale donnée. Dans le modèle 2, on examine les arbitrages entre différentes sources d'énergie à consommation en énergie domestique donnée (cf. annexe 1).

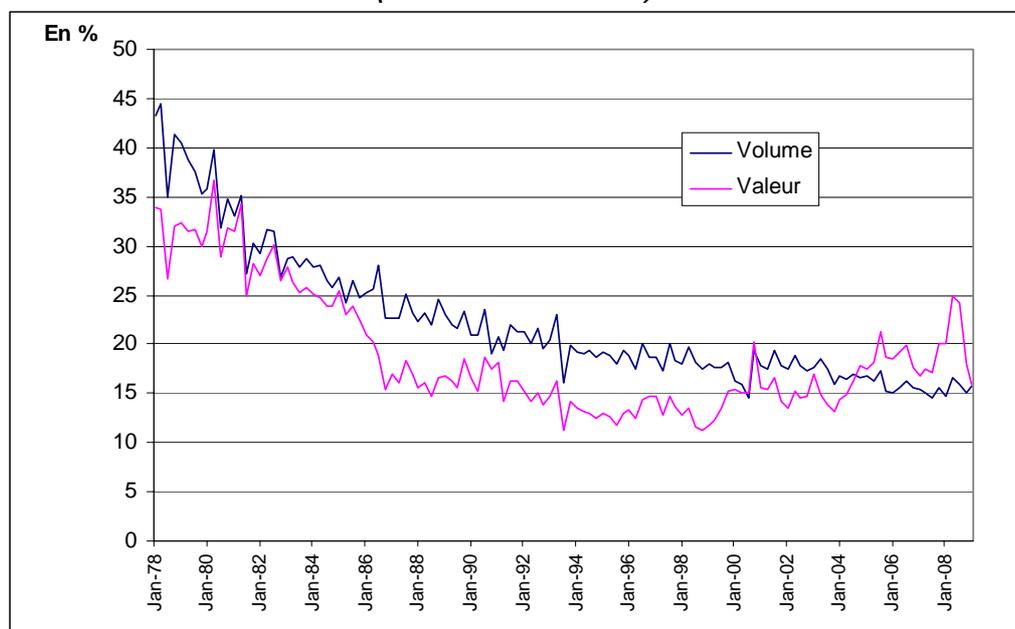
<sup>6</sup> Dans tout le texte, l'élasticité-prix de la demande de court terme (respectivement de long terme) en bien  $k$  se définit comme la variation instantanée (respectivement de long terme) relative de la quantité consommée consécutive à une variation relative de + 1 % du prix du bien  $k$ .

En matière d'énergie domestique<sup>7</sup>, on obtient une élasticité-prix non significativement différente de zéro à court terme et faible à long terme. Ce résultat suggère que la consommation d'énergie domestique est peu sensible à son prix relatif. De fait, on peut imaginer des comportements d'ajustement au prix en termes de consommation (se chauffer moins, s'éclairer moins...) mais ils restent sans doute marginaux. Ces résultats sont du même ordre de grandeur que ceux de Combet, Gherzi et Hourcade (2009), qui obtiennent une élasticité-prix de long terme de -0,11 pour l'énergie domestique.

Ce premier résultat invite à s'intéresser aux substitutions éventuelles entre sources d'énergie domestique. À titre exploratoire, on examine le cas du fioul et du butane, pour lesquels des séries de prix et de consommation en valeur et en volume sont disponibles.

Pour le fioul, on peut qualitativement analyser les substitutions opérées corrélatives aux mouvements de prix. Le fioul était la source d'énergie domestique principale en 1974 au moment du premier choc pétrolier (36 % de la consommation d'énergie domestique en valeur). Sa part dans la consommation d'énergie a chuté, passant de 33 % en valeur en 1979 à 23 % environ en 2008, au profit de l'électricité et du gaz. Parallèlement, le prix relatif du fioul a crû fortement de 1974 à 1986. Il est reparti à la hausse depuis le début des années 2000, corrélativement à l'envolée des prix du pétrole. L'analyse économétrique aboutit à des élasticités-prix estimées de l'ordre de -0,14 à court terme et de -0,20 à long terme. Pour autant, il ne faut pas sur-interpréter les élasticités ainsi obtenues sur longue période et garder à l'esprit que les ajustements des comportements de consommation sont dissymétriques : l'évolution des consommations de fioul est principalement gouvernée par des substitutions technologiques (adoption du chauffage au gaz ou du chauffage électrique), qui sont largement irréversibles.

**Figure 1 : Part de la consommation de fioul dans la consommation d'énergie domestique (en valeur et en volume)**

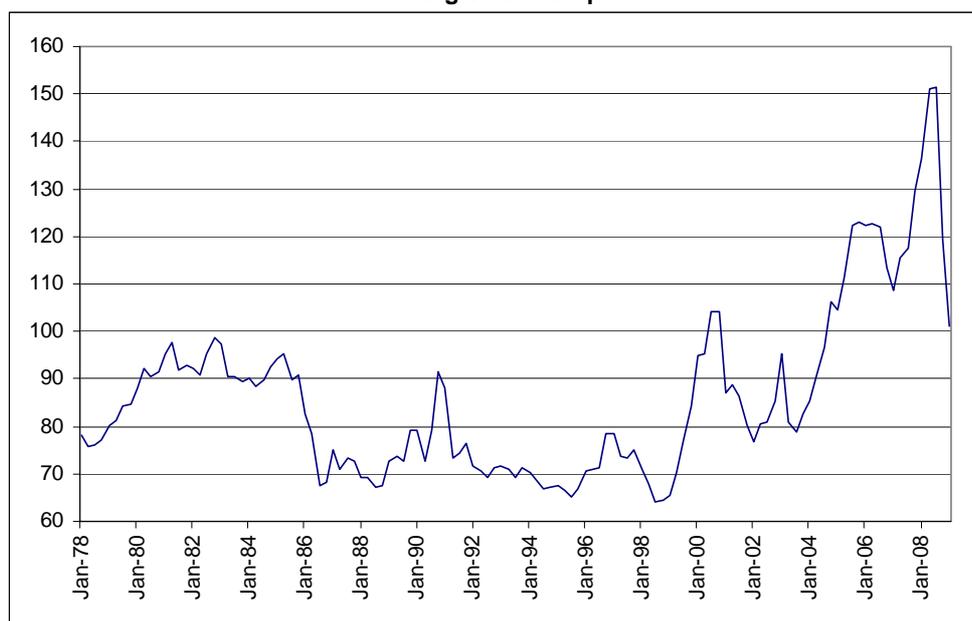


Source : Insee, comptes nationaux trimestriels. Calculs des auteurs.

NB : les volumes sont calculés à prix constants de 2000. Il convient de rappeler que le niveau de la part en volume n'a pas de sens du point de vue de la Comptabilité Nationale car elle dépend de la période de base choisie. L'évolution de cette part reflète bien néanmoins les évolutions relatives des deux volumes.

<sup>7</sup> Par rapport aux agrégats standards de la comptabilité nationale, il s'agit de la consommation d'énergie domestique hors eau. Elle comprend les consommations d'électricité, de gaz, de fioul, de gaz de pétrole liquéfiés (butane, propane) et de houille.

**Figure 2 : Prix de la consommation de fioul rapporté au prix de la consommation d'énergie domestique**



Source : Insee, comptes nationaux trimestriels (indice base 100 en 2000). Calculs des auteurs.

Dans le cas du butane, on peine à obtenir une élasticité-prix de long terme significativement différente de zéro. On observe bien une baisse tendancielle de la part du butane dans la consommation d'énergie domestique, passée (en volume) de près de 10 % en 1981 à moins de 4 % à la mi-2008. En valeur, la part du butane est relativement constante sur la période (de l'ordre de 4 %). Toutefois, l'agrégat moyen gomme les spécificités de cette énergie. L'utilisation du butane résulte moins d'un effet prix que d'un effet d'offre, à savoir l'absence de raccordement possible à un réseau de gaz de ville. Le recours au butane est ainsi quatre fois plus important au sein des habitations non raccordées à un tel réseau. Dès lors, le type de modélisation utilisé apparaît assez mal adapté au marché du butane.

## II - L'utilisation du véhicule pour les trajets domicile-travail, principale explication des différences de sensibilité entre les ménages

Pour rendre compte de l'hétérogénéité des comportements de consommation et apprécier les effets différenciés d'une hausse de prix selon les catégories de ménages, il est nécessaire d'utiliser des données individuelles de consommation issues des enquêtes de budget. Dans cette partie, on mobilise donc les données tirées de la dernière enquête Budget de Famille de l'Insee, qui couvre la période de mars 2005 à février 2006.

En pratique, les enquêtes de budget permettent d'obtenir les montants de dépenses des ménages mais pas les prix unitaires d'achat. En général, les prix utilisés dans les travaux empiriques sont donc des prix moyens nationaux (les indices détaillés de prix à la consommation). Pour une enquête en coupe, la seule variabilité du prix d'un bien donné provient de la (faible) variabilité temporelle résultant de la période de collecte de l'enquête.

Pour introduire plus de variabilité de prix entre les ménages, on retient l'approche proposée par Ruiz et Trannoy (2008)<sup>8</sup>, qui consiste à construire des indices de prix personnalisés par ménage comme moyennes géométriques d'indices de prix à la consommation élémentaires pondérés par la structure de consommation des ménages :

$$\log p_{h,j} = \sum_{m=1}^{M_j} w_{h,m} \log p_m$$

où  $p_m$  désigne l'indice de prix élémentaire du poste de consommation  $m$  inclus dans le poste  $j$  de la nomenclature agrégée de produits utilisée ( $j = 1, \dots, K$ ) et  $w_{h,m}$  le coefficient budgétaire du poste  $m$  pour le ménage  $h$  (c'est-à-dire la part des dépenses consacrée au poste  $m$  dans les dépenses totales du ménage  $h$ ). On retient 10 postes de consommations, à savoir Alimentation, Alcools et Tabacs, Habillement, Logement, Énergie domestique, Équipement domestique, Transports, Carburants, Loisirs (y.c. alimentation extérieure) et autres services (santé, communication, éducation, services divers).

La méthode des indices de prix personnalisés trouve ses limites dans le cas des énergies domestiques. En effet, les indices de prix élémentaires disponibles et compatibles avec les postes de consommation de l'enquête Budget de Famille ne concernent que trois postes : l'électricité-gaz (y.c les dérivés du pétrole butane, propane et GPL), les combustibles liquides (fioul, mazout) et les combustibles solides (charbon, coke, houille). Pour 70 % des ménages, les dépenses d'énergie domestique sont concentrées sur un seul poste, l'électricité-gaz. Seule une infime proportion des ménages (moins de 3 %) effectuent des dépenses sur ces trois postes. La variabilité induite par la méthode des indices de prix personnalisés est donc très limitée dans le cas des énergies domestiques. Contrairement aux autres postes de consommations, pour lesquels on utilise des indices de prix personnalisés, on préfère donc retenir des prix unitaires<sup>9</sup> dans le cas du poste carburants.

<sup>8</sup> L'approche adoptée par Nichèle et Robin (1995) ou par Brännlund and Nordström (2004) nous paraît moins convaincante. Elle consiste à estimer les paramètres du système de demande à la fois sur données individuelles et sur séries temporelles macroéconomiques, puis à retenir comme estimateur final une moyenne pondérée des deux estimations (dérivant d'une minimisation d'un critère de distance).

<sup>9</sup> Les prix unitaires sont calculés comme le rapport des dépenses aux quantités, renseignées par les ménages dans l'enquête Budget de Famille. Pour les autres postes (sauf pour l'alimentation), le calcul de prix unitaire n'est pas possible à partir de cette source.

À partir de la spécification générale retenue (cf. équation (3) en annexe 2), on obtient des élasticités-prix estimées conformes à l'intuition économique pour les postes carburants, alimentaire et loisirs (*Tableau 2*). La consommation de loisirs est ainsi nettement plus sensible aux variations de prix que la consommation alimentaire, cette dernière étant une consommation de première nécessité offrant moins de marges d'ajustement. Une hausse du prix des carburants de 1 % se traduirait quant à elle par une réduction de la consommation de carburants des ménages de l'ordre de 0,7 %.

Avec une spécification réduite sans effets prix croisés (cf. équation (4) en annexe 2), on obtient des élasticités-prix estimées relativement comparables. En ce qui concerne le poste carburants, l'élasticité-prix est un peu plus élevée (en valeur absolue) : une hausse du prix des carburants de 1% se traduit par une réduction de la consommation de carburants des ménages d'environ 1 %. Les élasticités-prix pour les postes alimentation et loisirs s'établissent désormais à - 0,4 et - 3,1.

**Tableau 2 : Élasticités-prix estimées sur données transversales**

Poste	Modèle général (3)		Modèle réduit (4)	
	Élasticité-prix	Nombre de ménages	Élasticité-prix	Nombre de ménages
Alimentation	-0,43 (0,16)	3024	-0,36 (0,69)	10 198
Carburants	-0,70 (1,24)	3024	-0,98 (0,12)	6 313
Loisirs	-2,53 (0,30)	3024	-3,12 (0,16)	10 101

Source : Insee, enquête « Budget de Famille 2006 », calculs des auteurs.

Élasticités-prix compensées, calculées au point moyen de l'échantillon.

Les estimations ont été réalisées poste par poste. L'écart-type figure entre parenthèses.

(3) et (4) renvoient aux spécifications des modèles retenus, présentés en annexe 2.

L'élasticité-prix directe de la consommation de carburants est plutôt supérieure, en valeur absolue, à celles issues d'estimations analogues sur données individuelles en coupe, généralement proches de -0,5 ou -0,6 (voir à nouveau Graham et Gleister (2002) ou Goodwin, Dargay et Hanly (2004)). Elle n'est pas pour autant improbable : sur les données américaines en panel du Consumer Expenditure Survey, Puller et Greening (1999) obtenaient des élasticités de court terme (à un trimestre) comprises entre -0,83 et -1,28, selon la spécification retenue.

À partir de la spécification réduite (4), on a étudié les différences de sensibilité de la consommation aux prix des carburants suivant les catégories de ménages. En effet, on pouvait s'attendre à une différence de sensibilité suivant les revenus ou la localisation (milieu urbain / milieu rural) du ménage. Il apparaît que le facteur discriminant est l'utilisation du véhicule, plus particulièrement dans le cadre des trajets domicile-travail. Il ressort que les ménages utilisant leur véhicule personnel pour le déplacement domicile-travail sont moins sensibles à une hausse du prix des carburants que les ménages ne l'utilisant pas à cet effet (*Tableau 3*). Les ménages utilisant leur véhicule personnel pour le déplacement domicile-travail sont sans doute plus contraints en moyenne et peuvent moins facilement se tourner vers d'autres moyens de transports tels que les transports en commun.

En étudiant la sensibilité des ménages au prix des carburants suivant le lieu d'habitat, on trouve que les ménages vivant en milieu rural sont plus sensibles à une hausse de prix des carburants que les ménages urbains. Ce résultat, de prime abord contre-intuitif, ne fait que confirmer l'importance de l'utilisation du véhicule par le ménage. Ainsi, dans la population des ménages utilisant leur véhicule pour les trajets domicile-travail, les ruraux paraissent un peu moins sensibles à une hausse de prix des carburants que les urbains en raison d'une dépendance plus grande à leur véhicule. Cette différence n'est toutefois pas significative. En revanche, dans la population des ménages n'utilisant pas leur véhicule pour les trajets domicile-travail, les ruraux sont beaucoup plus sensibles que les urbains aux prix des carburants. Ce dernier résultat

s'explique par la composition particulière de cette sous-catégorie, majoritairement constituée de ménages dont la personne de référence est retraitée.

Enfin, les ménages les moins aisés (c'est-à-dire ceux qui se situent en dessous de la médiane de niveau de vie) paraissent légèrement plus sensibles à une hausse des prix des carburants que les ménages les plus aisés. Toutefois cette différence n'est, là encore, pas significative.

**Tableau 3 : Élasticités-prix estimées sur données transversales pour le poste carburants**

	Élasticité-prix	Nombre de ménages
Ménages utilisant leur véhicule pour le déplacement domicile-travail	-0,80 (0,21)	4 043
Ménages n'utilisant pas leur véhicule pour le déplacement domicile-travail	-1,51 (0,12)	2 270
Ménages les moins aisés	-1,04 (0,20)	2 545
Ménages les plus aisés	-0,93 (0,14)	3 768
Ménages utilisant leur véhicule pour le déplacement domicile-travail et habitant en milieu rural	-0,68 (0,21)	1 181
Ménages utilisant leur véhicule pour le déplacement domicile-travail et habitant en milieu urbain	-0,85 (0,15)	2 862

Source : Insee, enquête « Budget de Famille 2006 », calculs des auteurs.

Élasticités-prix compensées, calculées au point moyen de l'échantillon.

L'écart-type figure entre parenthèses.

Les résultats présentés ci-dessus pour le poste « carburants » sont confirmés lorsqu'on estime un modèle expliquant directement le volume de carburants consommé plutôt que le coefficient budgétaire. Dans ce modèle, le paramètre estimé du prix des carburants est alors directement interprété comme l'élasticité-prix. Avec cette spécification retenant comme variables explicatives le prix des carburants, le revenu du ménage et les variables sociodémographiques du ménage (âge du chef de famille, catégorie socioprofessionnelle, taille et composition du ménage, etc.), on obtient une élasticité-prix de l'ordre de - 0,85 (à comparer à la valeur -0,98 obtenue dans le modèle réduit spécifié sur les parts budgétaires). Cette modélisation fait également ressortir une sensibilité de la consommation aux prix des carburants plus forte pour les ménages utilisant leur véhicule personnel pour le déplacement domicile-travail que pour ceux ne l'utilisant pas à cet effet.

Enfin, on modélise le volume de carburant consommé par véhicule plutôt que le volume total de carburant consommé par le ménage. On trouve alors une élasticité-prix de l'ordre de - 0,75, légèrement plus faible (en valeur absolue) que celle obtenue à partir du modèle expliquant le volume total de carburants consommé (-0,85). Trouver des élasticités-prix moindres de la consommation par véhicule que par ménage est un résultat usuel, bien établi dans la littérature. Ainsi, Graham et Gleister (2002) et Goodwin, Dargay et Hanly (2004) rapportent une différence entre ces deux élasticités de l'ordre de 0,10 à 0,15.

## Conclusion

Cette étude avait pour objectif d'estimer des élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages, en distinguant les consommations d'énergie domestique et les consommations de carburants. Elle cherchait également à évaluer les effets différenciés d'une hausse de prix des carburants selon les catégories de ménages en mobilisant des données individuelles de consommation issues de l'enquête « Budget de Famille 2006 ». Disposer d'ordres de grandeur sur ces paramètres est en effet un pré-requis indispensable à tout exercice de simulation et d'évaluation d'une réforme de la fiscalité indirecte sur les consommations d'énergies fossiles telle que celle envisagée pour la contribution climat-énergie.

À partir de séries temporelles issues de la comptabilité nationale, on estime des élasticités-prix moyennes de la demande significatives pour les carburants, de l'ordre de -0,2 à court terme et de -0,4 à long terme. Les élasticités de très court terme obtenues à partir de l'approche microéconomique sont comprises entre -1,0 et -0,7. L'analyse microéconomique montre également que les ménages utilisant leur véhicule personnel pour le déplacement domicile-travail sont moins sensibles à une hausse du prix des carburants que les ménages ne l'utilisant pas à cet effet. La différence de sensibilité entre les ménages les moins et les plus aisés apparaît, quant à elle, assez faible.

Deux pistes de prolongement de ce travail pourraient être envisagées.

D'une part, les ajustements décrits à travers les élasticités estimées sur données microéconomiques sont des ajustements de très court terme, à équipement automobile et à logement donnés, qui passent essentiellement par des ajustements sur les kilomètres parcourus. À plus long terme, face à une hausse du prix des carburants, les ménages ont également la possibilité de renouveler leur équipement automobile en choisissant des véhicules plus économes en énergie ou moins onéreux en termes de prix au kilomètre (substitution diesel / essence), voire de modifier leur choix de localisation d'habitation. La description de ces comportements nécessiterait un suivi des consommateurs dans le temps (panel). Le panel « Parc Auto » géré par l'INRETS (Institut National de Recherche sur les Transports et leur Sécurité) pourrait être mobilisé utilement à cette fin.

D'autre part, dans la perspective d'une simulation d'une réforme de la fiscalité sur les combustibles fossiles, il apparaît également nécessaire de se doter d'un cadre qui permette de décrire des dynamiques de bouclage macroéconomique et de préciser les scénarios de recyclage des produits de cette fiscalité. Cet exercice a notamment été réalisé dans le cadre du modèle d'équilibre général calculable IMACLIM (par Combet, Gherzi et Hourcade (2009)). Ces auteurs soulignent l'importance des scénarios retenus dans l'évaluation bien comprise des effets distributifs d'une éventuelle contribution climat-énergie.

## Bibliographie

Banks J., Blundell R., Lewbel A. (1997), Quadratic Engel Curves and Consumer Demand, *Review of Economic and Statistics*, vol. 79, n°4, p. 527-539.

Brännlund R., Nordström J. (2004), Carbon Tax Simulations Using a Household Demand Model, *European Economic Review*, vol. 48, p. 211-233.

Carrion-i-Silvestre J.L., Sanso A. (2007), The KPSS Test with Two Structural Breaks, *Spanish Economic Review*, vol. 9, p. 105-127.

Combet E., Gherzi F., Hourcade J.-C. (2009), Taxe carbone, une mesure socialement régressive ? Vrais problèmes et faux débats, *CIREA*, document de travail, 2009.

Deaton A., Muellbauer J. (1980), An Almost Ideal Demand System, *American Economic Review*, vol. 70, p. 312-336.

Goodwin P., Dargay J., Hanly M. (2004), Elasticities of Road Traffic and Fuel Consumption with Respect to Price and Income: A Review, *Transport Reviews*, vol. 24(3), pp. 275-292.

Graham D.J., Glaister S. (2002), The Demand for Automobile Fuel: A Survey of Elasticities, *Journal of Transport Economics and Policy*, vol. 36(1), pp. 1-26.

Hickman G. B., Lau L.J. (1973), Elasticities of Substitution and Export Demands in a World Trade Model, *European Economic Review*, vol. 4(4), 347-80.

Nichèle V., Robin J.-M. (1995), Simulation of Indirect Tax Reforms Using Pooled Micro and Macro French Data, *Journal of Public Economics*, vol. 56, p. 225-244.

Puller S. L., Greening A. L. (1999), Household Adjustment to Gasoline Price Change: An Analysis Using 9 years of US Survey Data, *Energy Economics*, vol. 21(1), pp. 37-52.

Ruiz N., Trannoy A. (2008), Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de micro-simulation, *Économie et Statistique*, n°413, pp. 21-46.

Stock J., Watson M. (1993), A Simple Estimator of Cointegrated Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, vol. 61, p. 783-820.

## Annexe 1

### Relation demande / prix agrégée de long terme dérivée d'un modèle théorique

Le cadre théorique retenu, très simplifié, considère un consommateur représentatif dont la fonction d'utilité  $U$  est intertemporelle, à horizon infini (pour appréhender le long terme) :

$$U = \int_0^{\infty} \text{Log}(U_t) e^{-\rho t} dt$$

où  $U_t$  est l'utilité à la date  $t$  et  $\rho$  le taux de préférence pour le présent.

À chaque période, le consommateur représentatif fait face à une utilité instantanée  $U_t$  à élasticité de substitution constante :

$$U_t = \left( \sum_{i=1}^n \alpha_i c_{it}^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$$

où  $(c_{it})$  désignent les demandes en biens  $i$ ,  $i = 1$  à  $n$ ,  $(\alpha_i)$  des paramètres de préférence, normalisés à la Hickman et Lau (1973)  $(\sum_{i=1}^n \alpha_i^{\sigma} = 1)$  et  $\sigma > 0$  est l'élasticité de substitution entre les biens.

Le consommateur maximise son utilité intertemporelle sous contrainte budgétaire :

$$\begin{aligned} \max \int_0^{\infty} e^{-\rho t} \text{Log}(U_t) dt \\ \text{s.c.} \sum_i^n p_{it} c_{it} \leq P_t C_t \\ \dot{w}_t = r_t w_t + R_t - P_t C_t \end{aligned}$$

où  $w_t$  désigne sa richesse,  $R_t$  son revenu,  $C_t$  sa consommation totale,  $r_t$  le taux d'intérêt,  $(p_{it})$  les prix des biens  $i$ ,  $i = 1, \dots, n$  et  $P_t$  le prix de la consommation totale à l'instant  $t$ .

L'hypothèse usuelle de séparabilité intertemporelle des préférences (l'utilité courante ne dépend que des consommations présentes) permet de résoudre ce programme en deux étapes. Dans un premier temps, le consommateur répartit son revenu intertemporel entre ses dépenses de consommation  $(P_t C_t)$  à chaque période. Dans un second temps, pour un niveau de dépenses de consommation instantanée  $(P_t C_t)$  donné, il répartit ses achats entre les différents biens.

De la résolution de ce programme on tire des demandes de consommation en bien  $i$  à la période  $t$  dépendant de la consommation instantanée totale, du prix relatif du bien  $i$  rapporté au prix de la consommation totale et de l'élasticité de substitution entre les biens :

$$c_{it} = \alpha_i^{\sigma} \left( \frac{p_{it}}{P_t} \right)^{-\sigma} C_t$$

avec :

$$P_t = \left( \sum_{i=1 \dots n} \alpha_i^\sigma p_i^{1-\sigma} \right)^{1/(1-\sigma)}$$

La log-linéarisation permet de déboucher sur une spécification linéaire testable, dès lors que  $P_t$  est approché par un indice de prix observable (e.g. l'indice des prix à la consommation) :

$$\log(c_{it}) = \sigma \cdot \log(\alpha_i) - \sigma \log\left(\frac{P_{it}}{P_t}\right) + \log(C_t) \quad (1)$$

On définit l'élasticité de la consommation  $C_{it}$  d'un bien  $i$  par rapport à son prix relatif  $P_{it}/P_t$  (ou élasticité-prix de la consommation  $C_{it}$ ) comme la variation relative de la consommation induite par une hausse de +1 % des prix relatifs  $P_{it}/P_t$ . Dans ce modèle, l'élasticité-prix de la consommation  $C_{it}$  est donc égale à  $-\sigma$ , l'opposé de l'élasticité de substitution entre les biens.

Pour l'estimation sur séries temporelles, cette relation sera considérée comme la relation de long terme d'un modèle vectoriel dynamique à correction d'erreur (VECM) formulé sur les trois variables précitées (consommation du bien  $i$  considéré, rapport des prix relatifs et consommation totale)<sup>10</sup>. Le passage d'un modèle théorique statique à un modèle estimé dynamique se traduit par la différenciation des élasticité-prix de la demande de court terme et de long terme. L'élasticité-prix de court terme (respectivement de long terme) en bien  $k$  se définit comme la variation instantanée (respectivement à long terme) relative de la quantité consommée consécutive à une variation relative de +1 % du prix du bien  $k$ .

Ce modèle peut s'appliquer à différents niveaux d'agrégation des postes de consommation (avec une élasticité de substitution associée), au prix d'hypothèses ad hoc sur les séquences de décisions de consommation. Ainsi, on considère dans un premier temps un modèle (1) dans lequel les ménages choisissent, entre autres, les consommations de carburants et les consommations d'énergie domestique pour un niveau de consommation totale  $C_t$ .

Dans un second temps, on peut supposer que les ménages choisissent un niveau de dépenses en énergie domestique et arbitrent ensuite entre les différentes sources d'énergie disponibles (modèle (2)). Dans ce cas, on obtient une relation analogue à (1) pour chaque source d'énergie domestique possible ( $e = 1 \dots E$ ), où  $P_{E,t}$  est l'indice du prix de la consommation en énergie domestique et  $C_{E,t}$  la consommation totale en énergie domestique.

$$\log(c_{et}) = \sigma_E \cdot \log(\alpha_e) - \sigma_E \log\left(\frac{P_{et}}{P_{E,t}}\right) + \log(C_{E,t}) \quad (2)$$

En ce qui concerne le fioul, la modélisation vectorielle à correction d'erreur (VECM) ne permettait pas d'obtenir des résultats satisfaisants. On a retenu une spécification réduite de type équation à correction d'erreur, où les paramètres de la relation de cointégration sont estimés de manière efficace par la méthode de Stock et Watson (1993). La relation de long terme contient également une tendance déterministe avec double rupture de pente en 1986 et 1993 (Carrion-i-Silvestre et Sanso, 2007).

<sup>10</sup> En pratique, après les tests usuels confirmant la non-stationnarité des séries considérées ici, on estime un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) avec une relation de cointégration lorsque celle-ci a été confirmée par les tests. Dans le cas contraire, on estime uniquement un modèle dynamique (en différences) sans relation de long terme.

## Annexe 2

### Spécification QAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System) du système de demande

Dans la littérature, différentes formes fonctionnelles ont été proposées pour décrire un système de demande. Le modèle le plus couramment utilisé est celui proposé par Deaton et Muellbauer (1980), dans sa forme légèrement amendée par Banks, Blundell et Lewbel (1997). L'extension proposée par Banks et al. consiste à introduire un terme quadratique de budget pour mieux rendre compte des non-linéarités des courbes d'Engel<sup>11</sup> (par exemple pour les boissons alcoolisées ou l'habillement).

Ce modèle est une spécification d'une classe de préférences qui assure la cohérence entre les comportements microéconomiques et les agrégats macroéconomiques. Outre cette propriété d'agrégation, ce modèle fournit une forme fonctionnelle assez flexible, compatible avec les données tirées des enquêtes de budget.

Le modèle général est spécifié comme suit, pour les coefficients budgétaires  $w_{h,k}$  pour un ménage  $h$  :

$$w_{h,k} = \alpha_{h,k} + \sum_{j=1}^K \gamma_{kj} \log p_{h,j} + \beta_k \log \left( \frac{X_h}{P^*} \right) + \lambda_k \left[ \log \left( \frac{X_h}{P^*} \right) \right]^2 + u_{h,k} \quad (3)$$

où  $w_{h,k} = \frac{P_{h,k} q_{h,k}}{x_h} = \frac{x_{h,k}}{x_h}$ , est le coefficient budgétaire pour le bien  $k$ , c'est-à-dire le

rapport entre la dépense en bien  $k$  et la dépense totale, pour le ménage  $h$ .  $\alpha_{h,k}$  contient la constante et des variables sociodémographiques décrivant l'hétérogénéité des ménages (âge du chef de famille, catégorie socioprofessionnelle, taille et composition du ménage, etc...), les indices de prix  $p_{h,j}$  sont des indices de prix personnalisés pour les  $K$  postes agrégés de consommation (sauf pour le poste carburants, où on utilise un prix unitaire) et  $P^*$  est l'indice de prix de Stone, approximation du niveau général des prix théorique.

$P^*$  se définit comme la somme des indices de prix élémentaires pondérés par les parts budgétaires moyennes :

$$\log(P^*) = \sum_{j=1}^K \bar{w}_j \log p_j$$

À partir de cette spécification, on peut calculer les élasticités de dépenses ( $e^X$ ) et les élasticités-prix directes et croisées, compensées ( $e^{pc}$ ) et non compensées ( $e^{pnc}$ ).

L'élasticité-prix non compensée est l'élasticité (c'est-à-dire la réponse de la demande à une variation du prix) qui tient compte à la fois de l'effet de substitution et de l'effet de revenu réel. En effet, l'ajustement des consommations suite à une hausse de prix d'un bien passe par deux effets. Le consommateur peut consommer davantage d'un autre bien dont le prix relatif baisse (effet de substitution). Cependant, la hausse des

---

<sup>11</sup> Les courbes d'Engel, relatives à un bien, représentent la part du budget consacrée à ce bien en fonction du revenu du consommateur.

prix diminue également son pouvoir d'achat (à revenu courant inchangé) et la baisse de revenu réel qui en découle peut également entraîner une modification de ses consommations (effet revenu). L'élasticité-prix compensée est ainsi une élasticité qui reflète uniquement l'effet de substitution, en corrigeant de l'effet de revenu réel. Enfin, les élasticité-prix croisées mesurent l'impact d'une variation du prix d'un bien sur la demande d'un autre bien.

L'élasticité-dépense et les différentes élasticité-prix sont fonctions des paramètres estimés. Elles s'obtiennent à partir des formules suivantes et de l'expression de  $\log(q_{k,h})$  dérivée de la définition de  $w_{h,k}$  donnée précédemment :

Élasticité-dépense :

$$e_{h,k}^X \equiv \frac{\partial \log(q_{h,k})}{\partial \log(X_h)} = 1 + \left( \frac{1}{w_{h,k}} \right) \left( \frac{\partial w_{h,k}}{\partial \log(X_h)} \right) = 1 + \frac{\beta_k}{w_{h,k}} + 2 \frac{\lambda_k}{w_{h,k}} \log \left( \frac{X_h}{P^*} \right),$$

Élasticité-prix non compensée<sup>12</sup> :

$$e_{h,k,j}^{pnc} \equiv \frac{\partial \log(q_{h,k})}{\partial \log p_j} = -\delta_{kj} + \left( \frac{1}{w_{h,k}} \right) \left( \frac{\partial w_{h,k}}{\partial \log p_j} \right) = -\delta_{kj} + \frac{\gamma_{kj}}{w_{h,k}} - \beta_k \frac{\bar{w}_j}{w_{h,k}} - 2 \frac{\lambda_k \bar{w}_j}{w_{h,k}} \log \left( \frac{X_h}{P^*} \right)$$

et élasticité-prix compensée :

$$e_{h,k,j}^{pc} = e_{h,k,j}^{pnc} + e_{h,k}^X w_{h,j}$$

où  $\delta_{kj} = 1$  si  $k = j$  (élasticité directe) et  $\delta_{kj} = 0$  si  $k \neq j$  (élasticité croisée).

Dans le cas d'élasticité-prix directes, la formule des élasticité-prix compensées se simplifie :

$$e_{h,k}^{pc} = e_{h,k}^{pnc} + e_{h,k}^X w_{h,k} = -1 + \frac{\gamma_k}{w_{h,k}}$$

Ce sont les élasticité-prix compensées, calculées pour un ménage moyen, qui sont présentées dans les tableaux de la partie 2.

On le voit, ce modèle introduit en premier lieu de l'hétérogénéité entre ménages car les élasticité-prix dépendent des coefficients budgétaires individuels et du niveau de dépense totale. Une source supplémentaire d'hétérogénéité peut être obtenue si l'estimation du modèle sur des sous-catégories  $c$  de ménages bien choisies fournit des paramètres  $\beta_{k,c}$  et  $\lambda_{k,c}$  significativement dépendants de  $c$  (ou via l'introduction de coefficients eux-mêmes variables avec les caractéristiques du ménage).

Enfin, on traite deux problèmes économétriques additionnels.

En premier lieu, il y a présomption d'endogénéité de la consommation totale car les mêmes facteurs individuels peuvent expliquer à la fois le niveau de la consommation et sa structure par produits. Dans ce cas, une instrumentation usuelle consiste à utiliser le revenu du ménage, en arguant que le niveau de revenu détermine en

<sup>12</sup> Pour le calcul des élasticité-prix théoriques, on assimile les prix par ménage  $p_{hj}$  aux prix moyens  $p_j$ .

premier lieu l'arbitrage entre consommation et épargne et, secondairement, les choix de consommation à consommation totale donnée<sup>13</sup>.

En second lieu, certains postes de consommation peuvent se caractériser par des coefficients budgétaires nuls chez certains ménages, pour diverses raisons. Une consommation nulle peut bien refléter un choix de consommation et, dans ce cas, on est confronté à une non-consommation. Toutefois une consommation nulle observée peut également provenir du fait que l'intervalle d'observation de l'enquête (une quinzaine de jours pour les carnets de dépenses de l'enquête Budget de Famille) est inférieur à la périodicité d'achat du bien (par exemple les produits alimentaires stockables ou les produits d'entretien) ou que ce bien n'est consommé qu'occasionnellement (par exemple certains loisirs ou biens durables). Dans ce cas, la non-consommation est une fausse non-consommation, qui résulte plutôt d'un problème d'échantillonnage. Au niveau assez agrégé auquel on se situe pour les estimations, les postes concernés par les consommations nulles sont principalement les tabacs et alcools (avec 31 % de non-consommation), les transports (21%) et les carburants (38 % de l'ensemble des ménages et 28 % des ménages possédant un véhicule à moteur).

La méthode de correction retenue pour traiter ce second problème est due à Heckman. Elle consiste à modéliser en premier lieu la décision de consommer en fonction des caractéristiques sociodémographiques du ménage et à estimer ensuite la relation d'intérêt expliquant les coefficients budgétaires en tenant compte de cette sélection. Ceci revient à introduire en variable explicative supplémentaire le ratio de Mills<sup>14</sup>.

Dans cette spécification, la prise en compte d'effets-prix croisés présente l'inconvénient de réduire la taille de l'échantillon étudié. En effet, par construction, les indices de prix personnalisés des autres consommations ne sont disponibles qu'à la condition que le ménage ait consommé de ces autres biens. De fait, les élasticités-prix directes figurant dans la spécification générale n'ont été estimées que sur 30 % de l'échantillon initial, soit 3 000 ménages environ.

On a donc également estimé des élasticités-prix directes à partir d'une spécification réduite qui ne prend en compte que l'indice de prix du bien concerné et l'indice de prix de Stone, soit :

$$w_{h,k} = \alpha_{h,k} + \gamma_{kk} \log\left(\frac{P_{h,k}}{P^*}\right) + \beta_k \log\left(\frac{X_h}{P^*}\right) + \lambda_k \left[ \log\left(\frac{X_h}{P^*}\right) \right]^2 + u_{h,k} \quad (4)$$

Cette spécification présente l'avantage de ne pas introduire de sélection d'échantillon additionnelle (mais ne permet pas en contrepartie d'estimer des élasticités-prix croisées).

---

<sup>13</sup> Une autre solution est d'introduire directement le revenu dans l'équation de demande mais au prix d'une erreur de mesure plus importante, car le revenu est en général moins bien mesuré que la consommation totale dans les enquêtes de budget.

<sup>14</sup> Le ratio de Mills est défini comme le rapport entre la densité et la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite évaluée au point  $x$ . On montre que ce ratio intervient dans l'expression de l'espérance d'une loi normale conditionnée par la valeur prise par une autre loi normale lorsque les deux lois sont corrélées. Intuitivement, cela signifie que l'estimation des paramètres de l'équation de demande doit prendre en compte le fait que cette demande n'est observée que pour les ménages ayant décidé de consommer le bien en question.



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	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital		analyse économique des politiques française et allemande
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicolinéarité 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 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
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, Méric (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépendelle des structures de qualification ?
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 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
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 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
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 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissements des entreprises et cycle économique
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 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
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 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
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 Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
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 9505 Bis	D. GOUX - E. MAURIN Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
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 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 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 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
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 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macroéconomiques français
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 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
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 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKS L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
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 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
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 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 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 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
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 théories sur la structure optimal du capital : quelques points de repère	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une		

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. DUCHÊNE 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 Accomodative 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. DUCHÊNE - 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	Ch. GIANELLA
Bis	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 - Computerization in France: an evaluation based on individual company data
G2001/01	F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité
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
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé
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
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
G2001/14	I. ROBERT-BOBEE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?

G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?
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
G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001
G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?
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
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
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
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
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
G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?
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
G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté
G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France
G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production
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

G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBEE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants
G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites
G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles
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
G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002
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
G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé
G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?
G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990
G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation
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
G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?
G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ- PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area
G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie
G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme
G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français
G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes

G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?
G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
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
G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
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
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
G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
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
G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
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 démographiques 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. OUVRARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVRARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffrages, 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 Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises
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 marche-pied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 150 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