

Consommation de carburant : effets des prix à court et à long terme par type de population

Lucie Calvet et François Marical*

Cette étude se propose d'analyser la relation entre le prix du carburant et la dépense des ménages en carburant à partir de l'enquête *Budget des Familles* de l'Insee.

À court terme, une estimation à partir des données individuelles d'enquête en coupe conduit à estimer l'élasticité-prix du carburant entre - 0,25 et - 0,35, avec de forts écarts selon le niveau de vie. Les ménages les plus aisés réagissent moins au prix du carburant que les ménages modestes.

Pour estimer les élasticité-prix de long terme, il a été nécessaire de construire des pseudo-panels d'enquêtes de 1985 à 2006. Ces élasticités sont ainsi comprises entre - 0,6 et - 0,7. Celle des ménages les plus modestes se situe entre - 0,7 et - 0,8. Elle est légèrement supérieure à celle des ménages les plus aisés (entre - 0,6 et - 0,7), dont la demande au prix du carburant est plus inélastique. Enfin, celle des ménages ruraux est inférieure à celle des ménages urbains (de - 0,7 à - 0,8 pour les premiers et de - 0,8 à - 0,9 pour les seconds).

Ainsi, les ménages ne peuvent pas tous ajuster significativement leur consommation au gré des évolutions des prix à court terme. En revanche, à long terme et sous réserve que les évolutions de consommation consécutives aux évolutions de prix observées sur le passé soient reproductibles, les capacités d'adaptation sont fortes et ceci, pour toutes les sous-populations considérées.

* Au moment de la rédaction de cet article, Lucie Calvet et François Marical appartenaient au Commissariat Général du Développement Durable.

Les auteurs remercient François Gardes pour les améliorations qu'il a proposé tout au long de cette étude, notamment pour son aide dans la création des deux pseudo-panels et Vincent Marcus pour ses conseils avisés et pour sa relecture attentive. Les auteurs remercient également les deux relecteurs anonymes et Didier Blanchet pour leurs remarques très précieuses.

Entre 1990 et 2006, le prix du carburant a augmenté de plus de 30 % (1) par rapport au prix des autres biens de consommation. La hausse de la demande mondiale en pétrole, l'épuisement de la ressource ainsi que l'émergence d'un débat autour d'une fiscalité sur le carbone laisse penser que cette hausse du prix du carburant sera durable. Dans ces perspectives de hausse du prix du carburant et de lutte contre le changement climatique une connaissance approfondie de l'évolution de la consommation de carburant induite par l'évolution de son prix est essentielle, aussi bien pour comprendre comment le niveau de vie des ménages sera affecté, en particulier celui des plus défavorisés, que pour appréhender les évolutions futures de leur consommation de carburant.

Le rapport de la commission des comptes de l'environnement (2) fait de l'estimation des élasticités-prix du carburant un objectif essentiel. En effet, il estime que « *La sensibilité aux prix s'avère [...] le meilleur indicateur de la perte liée à l'accroissement d'une taxe, c'est-à-dire de l'accroissement du prix du bien. En terme uniquement de revenu, la perte est maximale si la consommation ne s'ajuste pas.* » Ainsi, une bonne mesure de la régressivité d'une taxe peut être réalisée via l'estimation de l'élasticité-prix de la demande de carburant selon le niveau de vie. Par ailleurs, d'un point de vue environnemental, une meilleure connaissance de la baisse de consommation de carburant consécutive à une augmentation de son prix, et donc des émissions de CO₂, est nécessaire.

Cette étude se propose d'analyser la relation entre le prix du carburant et la dépense des ménages en carburant à partir de l'enquête *Budget des Familles* de l'Insee.

L'estimation de l'élasticité-prix d'un bien nécessite de pouvoir observer la consommation des ménages de manière répétée, pendant une période où les prix évoluent. En théorie ces estimations doivent être réalisées à partir de données de panel. Comme l'enquête *Budget des Familles* n'est pas un panel, on a été amené à construire un pseudo-panel. Ce type de méthode est en effet particulièrement adapté, on va le voir, au calcul d'élasticité-prix sur le long terme, l'estimation en coupe à partir des données de l'enquête la plus récente restant l'approche la plus pertinente pour les élasticités de court terme.

Les études préexistantes : des estimations en coupe aux pseudo-panels

Un rapide survol de la littérature permet de situer notre approche dans la perspective des études antérieures, nombreuses et d'une grande richesse théorique.

Les élasticités-prix peuvent être tirées de l'estimation d'un système de demande

Pour estimer des élasticités-prix il est nécessaire de modéliser la fonction de demande des ménages. À cet effet, Deaton et Muelbauer (1980) ont proposé d'estimer un système complet de demande. Leur système AIDS (*Almost Ideal Demand System*) permet de déterminer la fonction de demande de chaque bien. Le modèle qu'ils proposent donne la part budgétaire de chaque bien comme fonction de son prix et du budget du ménage (3).

Ce modèle a été complété par Banks, Blundell et Lewbel (1997) qui, en modélisant non paramétriquement les courbes d'Engel, ont démontré la non-linéarité de ces courbes dans le cas de certains biens. Aussi introduisent-ils le carré du logarithme du revenu dans la fonction de demande. Le modèle AIDS devient ainsi le modèle QAIDS (*Quadratic Almost Ideal Demand System*). Il permet de calculer l'élasticité-dépense et l'élasticité-prix non compensée. On peut de la sorte déterminer l'élasticité-prix compensée qui tient compte de l'effet de substitution (le consommateur consomme davantage d'un bien lorsque son prix relatif baisse) et de l'effet revenu (à revenu nominal inchangé, la hausse des prix entraîne une baisse du revenu réel).

Le modèle QAIDS a été utilisé par Cardoso et Gardes (1996) à partir d'un pseudo-panel construit sur les enquêtes *Budget des Familles* de l'Insee 1979, 1984 et 1989. Leurs estimations portent sur 15 biens (4). Les auteurs estiment les

1. Source Insee, *Indice des prix à la consommation*.

2. Rapport « *Aspects sociaux des politiques environnementales* », 2008.

3. Ces parts budgétaires sont exprimées en fonction du logarithme de la consommation totale du ménage ; pour plus de détails voir Gorman (1981).

4. Les auteurs étudient les lois de consommation de : l'alimentation à l'extérieur, l'alimentation à domicile, alcool et tabac, l'habillement, le logement, l'électricité, les articles ménagers, la santé, l'achat de véhicules, l'utilisation de véhicules, les transports publics, les télécommunications, les loisirs-éducatifs, les services et autres biens.

élasticités-revenu de ces biens et comparent les différentes méthodes d'estimation. Ils observent de forts écarts entre les estimations des élasticités-revenu réalisées sur les données en coupe et sur un pseudo-panel (c'est-à-dire en suivant des groupes de ménages dans le temps). Les estimations *between* et *within* sont significativement différentes dans l'ensemble (pour 13 des 15 postes). Une des explications de cette différence est l'endogénéité des effets spécifiques, notamment par rapport au revenu, qui biaise l'estimation *between*, alors que le modèle *within* permet de les éliminer.

Le modèle QAIDS a également été mis en œuvre par Clerc et Marcus (2009) qui ont estimé les élasticités-prix du carburant et de l'énergie domestique sur des séries temporelles ainsi qu'à partir de l'enquête *Budget des Familles* 2006. Sur les données temporelles, ils estiment l'élasticité-prix moyenne du carburant (5) à - 0,2 sur le court terme et à - 0,4 sur le long terme. À court terme, l'ajustement de la consommation de carburant des ménages n'est pas toujours possible, il repose principalement sur une réduction des kilomètres parcourus. Au contraire, à long terme, l'ajustement est plus aisé bien que plus coûteux. Il a des conséquences à la fois sur la demande (changement de véhicule, rapprochement des réseaux de transport, etc.), et du côté de l'offre (amélioration des réseaux de transport en commun, etc.). Le résultat de leur estimation à court terme est conforme aux estimations obtenues sur séries temporelles, présentes dans la littérature (6), généralement comprises entre - 0,3 et - 0,2. En revanche, l'estimation de l'élasticité à long terme est inférieure aux résultats que l'on trouve dans la littérature (estimations comprises en général entre - 0,6 et - 0,8).

Pour estimer l'élasticité à partir de l'enquête *Budget des Familles*, Clerc et Marcus construisent un indice des prix différencié afin d'introduire de la variabilité dans les prix. Ils recourent à l'indice des prix personnalisé proposé par Ruiz et Trannoy (2008). Cet indice est la moyenne géométrique d'indices de prix à la consommation élémentaires pondérés par la structure de consommation des ménages. La fonction de demande qu'ils estiment est ensuite obtenue à partir d'un système de demande QAIDS. Ils obtiennent, avec ce modèle, des élasticités-prix comprises entre - 0,7 et - 1. Ces élasticités sont plus fortes que celles obtenues (7) habituellement à partir de données en coupe, en général proches de - 0,5 ou - 0,6. Ils étudient ensuite la valeur de l'élasticité sur différentes sous catégories de ménages. Ils vérifient ainsi que les

ménages utilisant leur véhicule pour se rendre à leur travail ont une élasticité moitié plus faible que les ménages ne l'utilisant pas. Leurs résultats montrent également que les ménages ruraux ajustent moins leur consommation au prix que les ménages urbains. Enfin, les élasticités-prix du carburant qu'ils estiment ne diffèrent pas entre les ménages les plus modestes et les plus aisés.

Les pseudo-panels : une méthode efficace pour calculer des élasticités-prix

En théorie, les données de panel sont le meilleur outil pour calculer des élasticités-prix ou des élasticités-revenu. Elles permettent en effet d'éviter à la fois les problèmes liés à l'hétérogénéité inobservée inhérente aux données individuelles et le biais d'agrégation associé aux données macroéconomiques. En suivant les mêmes ménages dans le temps, on peut en effet suivre avec une certaine précision l'évolution de leur consommation consécutive aux variations de prix ou de revenus.

Malheureusement, ce type de données est peu répandu. En France, il n'existe pas de données de panel sur longue période pouvant fournir des informations sur les dépenses de carburant ainsi que sur le budget total des ménages (8). Au contraire, les données en coupe sont beaucoup plus courantes. Aussi les chercheurs sont-ils amenés à construire des pseudo-panels à partir d'enquêtes réalisées en coupe, en prenant en compte des comportements moyens sur des catégories (ou regroupements) de ménages convenablement choisis (Deaton, 1985 ; Verbeek et Nijman, 1992 ; Gardes *et al.*, 2005 ; Gardes, 1999 et Cardoso et Gardes, 1996).

Deaton expérimente le regroupement des ménages ou des individus à partir d'enquêtes en coupe indépendantes en cellules. Ces dernières regroupent des personnes ayant des caractéristiques identiques et fixes dans le temps (par exemple les hommes nés entre 1950 et 1955). L'année de naissance est un exemple de variable

5. Ils trouvent des élasticités plus faibles pour l'énergie domestique : élasticité nulle à court terme et proche de - 0,2 à long terme.

6. Voir Graham et Glaister (2002) ou Goodwin, Dargay et Hanly (2004).

7. Voir également Graham et Glaister (2002) ou Goodwin, Dargay et Hanly (2004).

8. Il faut néanmoins signaler l'existence du panel auto, géré par l'Institut national de recherche sur les transports et leur sécurité (Inrets), qui renseigne très précisément sur l'utilisation des véhicules dans le temps mais qui ne donne pas d'autres informations sur les autres postes de consommation des ménages.

permettant d'effectuer un « cellulaire ». Il est évidemment possible de construire un pseudo-panel sans utiliser cette caractéristique.

En théorie, les élasticités-revenu devraient être les mêmes quel que soit le type de données. Mais Deaton constate que ce n'est pas le cas : les élasticités obtenues à partir de séries temporelles diffèrent de celles obtenues à partir de données en coupe. Cette différence s'explique par un défaut de contrôle des effets individuels. Aussi propose-t-il d'introduire un effet fixe individuel dans la fonction de demande des ménages.

Le modèle s'écrit :

$$w_{iht} = \alpha_i + \beta_i (\log x_{ht}) + \sum_{j=1}^J \gamma_{ij} a_{jht} + \theta_{ih} + \varepsilon_{iht} \quad (1)$$

Avec : w_{iht} la part budgétaire du bien i consommée par le ménage h à la période t , x la dépense totale du ménage, a le vecteur des J caractéristiques socioéconomiques, θ_{ih} l'effet fixe individuel et ε_{iht} le terme d'erreur. Les effets fixes individuels peuvent introduire des biais dans les estimations mais ce problème peut être traité si on dispose de données de panel. Le modèle précédent peut se réécrire au niveau d'une cellule :

$$w_{ict}^* = \alpha_i + \beta_i (\log x_{ct})^* + \sum \gamma_{ij} a_{jct}^* + \theta_{ic}^* + \varepsilon_{ict}^* \quad (2)$$

w_{ict}^* est la part budgétaire du bien i consommée par la cohorte c à la période t . Les astérisques représentent la moyenne sur les cellules. Grâce au regroupement par cellule, le paramètre θ peut alors être éliminé par différentiation ou par d'autres transformations, sur les dates successives des enquêtes en coupe.

Verbeek et Nijman étudient l'effet de la taille des cellules sur le biais et la variance de l'estimateur. En effet, fixer la taille des cellules revient à arbitrer entre ce biais et cette variance. Pour limiter le biais, la taille des cohortes doit être la plus importante possible afin de réduire les erreurs de mesure : à mesure que la taille de la cellule augmente, le biais décroît. Les auteurs montrent que les erreurs de mesure sont négligeables lorsque le nombre d'individus par cohorte atteint 100. En revanche, à taille d'échantillon constante, augmenter la taille des cellules revient à réduire le nombre d'observations du pseudo-panel et donc à augmenter la variance des estimateurs.

Gardes *et al.* ont comparé les estimations d'élasticités obtenues à partir de données de panel et de séries temporelles macroéconomiques. Leurs estimations portent sur les élasticités pour la nourriture réalisées à partir de données polonaises et américaines. Les auteurs montrent que les deux types de données ont chacun leurs inconvénients. Les séries temporelles se heurtent au problème du biais d'agrégation résultant des modifications dans la structure de la population ou de l'hétérogénéité des effets sur les prix ou les revenus selon les groupes sociaux. Pour les données de panel, les difficultés résident dans la courte durée d'observation et dans le biais d'attrition (on désigne par ce terme la perte de certains répondants entre deux dates d'observations). Aussi ces auteurs présentent-ils le regroupement en données de pseudo-panel comme une alternative, et ce, même en présence de données de panel.

L'estimation des élasticités de la nourriture sur données polonaises et américaines montre l'importance de la correction de l'erreur de mesure sur le revenu ainsi que de la correction de l'hétéroscédasticité. En effet, dans les enquêtes auprès des ménages, les revenus ne sont souvent connus qu'avec des erreurs de mesure. Dans le cas de données de panel, une des méthodes pour éviter ce biais est l'utilisation des variables instrumentales. Pour les données de pseudo-panel, les observations étant des moyennes, un tel biais est atténué. En revanche, le regroupement des données individuelles en cellules augmente l'hétéroscédasticité mais celle-ci peut être contrôlée par une pondération spécifique. Finalement les résultats obtenus à partir d'un panel ou d'un pseudo-panel se révèlent proches mais sensiblement éloignés des résultats obtenus avec des données empilées, pour des raisons d'hétérogénéité inobservée, ou avec des séries temporelles, du fait d'effets d'agrégation.

Dans un autre article Gardes (1999) a synthétisé l'apport des pseudo-panels dans l'analyse de la consommation. Les données de panel (et de pseudo-panel) permettent de fournir des estimations microéconomiques qui évitent le biais d'agrégation. De plus, alors que la part de la variance expliquée à partir de données microéconomiques est d'ordinaire faible, les données de panel permettent de dégager l'effet spécifique (c'est-à-dire l'influence de variables non observables) et de mieux expliquer l'objet de la modélisation. Cette prise en compte de l'effet spécifique est l'un des principaux atouts des données de panel. En effet, les effets spécifiques sont souvent corrélés aux variables explicatives,

ce qui produit un biais d'endogénéité. La prise en compte de l'effet spécifique étant impossible sur des données en coupe transversale, toute estimation sur de telles données est biaisée.

L'auteur évoque deux problèmes liés à l'estimation sur pseudo-panel. Le premier réside dans les erreurs de mesure dues au fait que l'on ne retrouve pas les mêmes individus d'une période à l'autre. Pour y pallier, la méthode la plus simple consiste à augmenter la taille des cellules mais cette augmentation se fait au détriment de l'homogénéité de la cellule. Il appartient alors au modélisateur de faire un compromis entre la taille de la cellule et son homogénéité. Le deuxième problème tient à l'estimation sur des agrégats (moyennes par cellules) : elle introduit une hétéroscédasticité qui ne peut pas être corrigée par les méthodes usuelles car cela modifierait les effets individuels en fonction du temps. On ne pourrait plus alors éliminer les effets individuels par différentiation et le biais d'endogénéité demeurerait.

En revanche, un pseudo-panel présente des avantages que les données de panel n'ont pas : il réduit les problèmes de consommations nulles, fréquents dans les enquêtes de consommation, ainsi que les problèmes d'erreurs de mesure sur les variables et il évite le biais d'attrition. Enfin, il peut être construit sur des périodes longues. Son principal inconvénient est qu'il réduit l'efficacité des estimations.

Pour leur pseudo-panel réalisé sur la base de l'enquête *Budget des Familles*, Cardoso et Gardes (1996) constituent des cellules homogènes selon des critères *a priori* invariants dans le temps : la date de naissance, le diplôme et le lieu de résidence. Pour éviter d'avoir des cellules trop petites, ils regroupent les cellules les plus petites avec les cellules adjacentes.

L'élasticité-prix du carburant à court terme est assez faible

Les effets des variations de prix à court terme sur la consommation de carburant sont estimés à partir de l'enquête *Budget des Familles* 2005-2006. Cette estimation s'inspire des travaux de Clerc et Marcus (2009).

Le mode de collecte de l'enquête *Budget des Familles* limite son utilisation microéconomique

En France métropolitaine, l'enquête *Budget des Familles* 2006 (cf. encadré 1) a été réalisée auprès de 10 240 ménages rassemblant 25 364 individus. La collecte a été répartie sur 12 mois, en 6 vagues de 8 semaines s'échelonnant de mars 2005 à février 2006 (cf. annexe 1). Les enquêtés consignent durant deux semaines leurs dépenses dans un carnet. Les dépenses importantes

Encadré 1

ENQUÊTE BUDGET DES FAMILLES DE L'INSEE

L'enquête *Budget des Familles* (BDF) vise à reconstituer l'ensemble de la comptabilité des ménages (dépenses et ressources). Elle porte sur les ménages résidant en France (métropole et Dom).

L'étude des dépenses constitue l'objectif central de l'enquête : on enregistre la totalité des dépenses des ménages, leur montant et leur nature, ventilées dans une nomenclature d'environ 900 postes budgétaires compatible avec la nomenclature de la comptabilité nationale.

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, remboursements de crédits.

En dehors des dépenses proprement dites, l'enquête recueille également des éléments d'information sur les consommations qui ne donnent pas lieu à débours monétaire : autoconsommation alimentaire, loyer fictif, etc.

L'enquête relève aussi les ressources des ménages, qu'il s'agisse des revenus individualisables (salaires, revenus d'activités indépendantes, etc.) comme ceux perçus au niveau du ménage (allocations, transferts entre ménages, etc.).

L'enquête *Budget des Familles* recueille essentiellement des données monétaires, laissant aux enquêtes spécialisées sur chaque poste de consommation (transport, logement, loisirs, vacances etc.) une approche plus qualitative des comportements des ménages. Toutefois, afin d'illustrer ces données monétaires, quelques questions complémentaires sont posées sur la perception de sa situation financière par le ménage.

et occasionnelles à l'échelle de deux semaines sont renseignées directement dans le questionnaire d'enquête (loyer, assurances, énergie du logement, etc.).

Ce mode de recueil des consommations, qui était sensiblement le même pour les enquêtes *Budget des Familles* précédentes, limite quelque peu l'usage strictement microéconomique des données. En effet, les dépenses qui sont relevées sur deux semaines, et c'est le cas des dépenses de carburant que l'on examine plus précisément ici, sont annualisées en les multipliant par 26. De ce fait, lorsque la consommation d'un ménage se situe au dessous de sa moyenne annuelle au cours des deux semaines d'enquête, sa consommation annualisée sous-estime sa consommation réelle, et vice versa. En particulier, si un ménage déclare une consommation nulle pour un produit durant les deux semaines d'enquête, il peut être abusif d'en déduire qu'il ne consomme jamais ce produit (9). Ce défaut lié au mode de collecte de l'enquête n'est pas préjudiciable tant que l'on analyse des résultats agrégés sur des sous-populations relativement importantes. Il mérite d'être gardé en mémoire. Dans tous les cas la variabilité des observations

s'en trouve augmentée, ce qui diminue la précision des mesures.

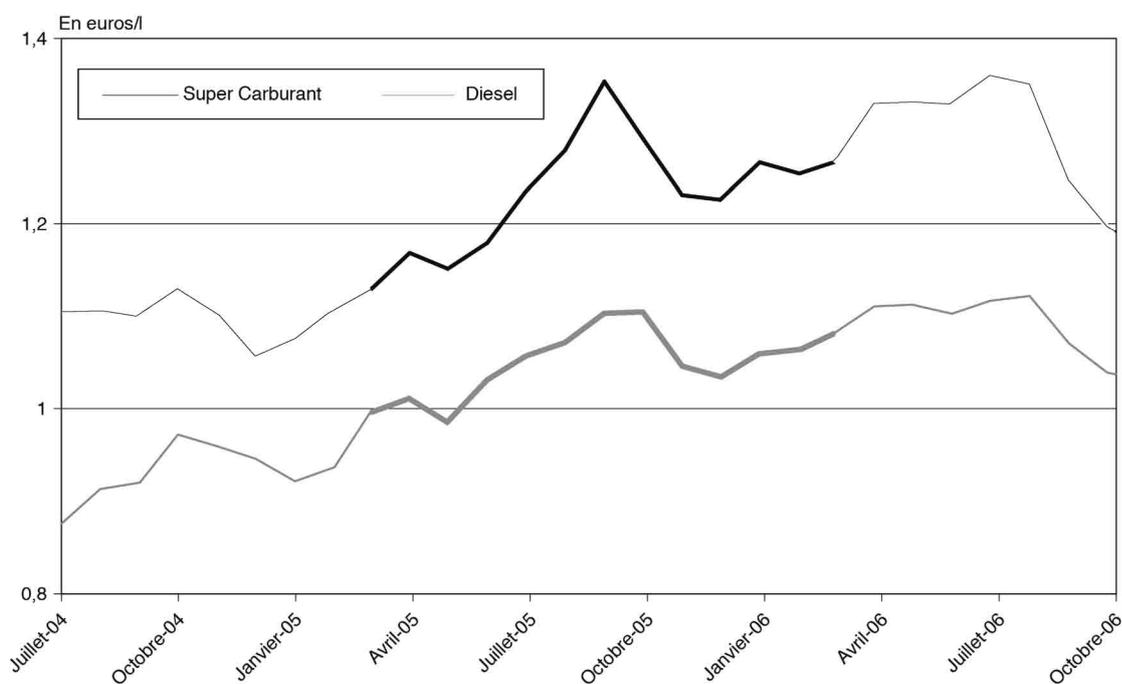
S'affranchir de la saisonnalité pour calculer l'élasticité-prix

Entre le 1^{er} mars 2005 et le 27 février 2006, les prix du carburant ont connu une forte variabilité (cf. graphique I). Au cours de cette période, l'écart entre le prix le plus haut et le plus bas est en effet de 20 % pour l'essence et de 12 % pour le diesel. Pour mettre en évidence d'éventuelles modifications de comportement à la suite de changements de prix, il est nécessaire que la période étudiée se caractérise par une variabilité élevée de ces prix. Afin d'augmenter celle-ci, on traite séparément les ménages selon qu'ils sont équipés d'une voiture diesel ou d'une voiture à essence (10).

9. Pour certains produits, le résultat est prévisible : un ménage qui n'est pas équipé de voiture consomme vraisemblablement très peu de carburant, même s'il lui est possible d'emprunter ou de louer un véhicule (cf. annexe 3).

10. Des statistiques sur la motorisation des ménages sont fournies en annexe 3.

Graphique I
Évolution des prix du carburant pendant la période d'enquête



Lecture : en avril 2005, un litre de diesel coûtait à la pompe un euro en moyenne. Les parties en lignes grasses correspondent à la période couverte par l'enquête Budget des Familles. Le super carburant regroupe différents carburants (super, super sans plomb) et son prix correspond à la moyenne des prix de ces différents carburants pondérés par leur part dans la consommation des ménages.

Champ : prix moyen pour un ménage en France métropolitaine.

Source : base de données PEGASE, MEDDTL- SoeS.

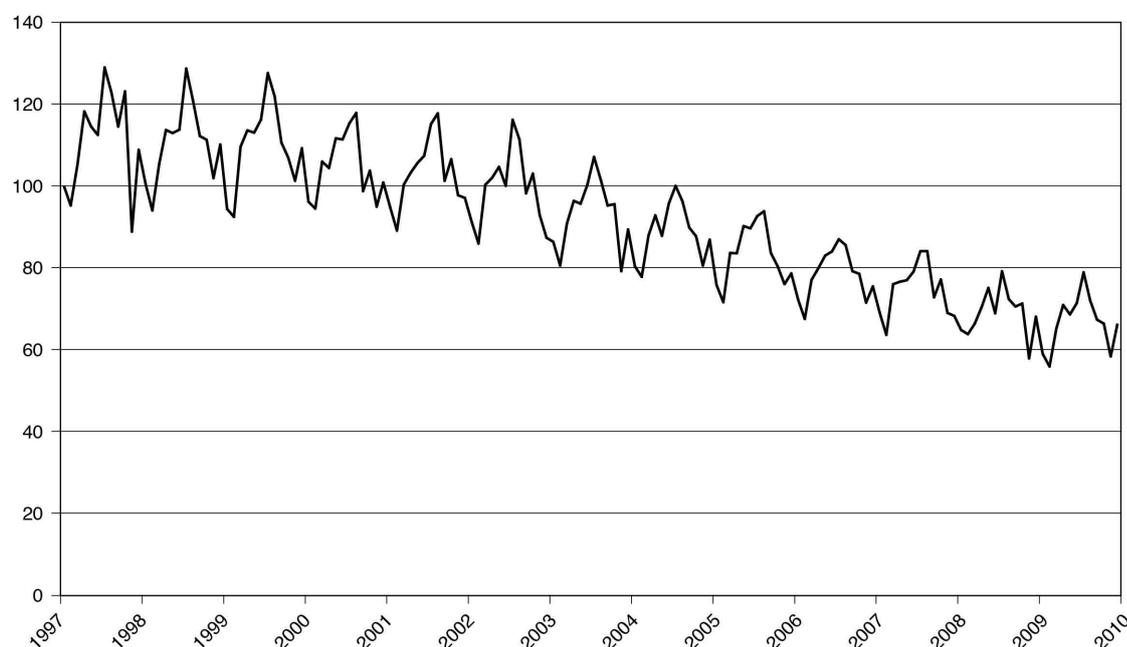
Cependant l'estimation de l'élasticité-prix de la consommation de carburant sur une seule année se heurte au problème de la saisonnalité. En effet, la consommation de carburant mensuelle (cf. graphique II) présente une saisonnalité marquée, le point bas se situant en février et le point le plus haut se situant en août. Si aucune correction n'est apportée aux données, l'estimation de l'élasticité serait faussée, le maximum des prix sur la période observée se situant aux alentours des périodes où la consommation est habituellement la plus élevée. Pour corriger les effets de la saisonnalité, dans l'enquête 2006, une estimation de la saisonnalité a été réalisée à partir des données de consommation mensuelle (11) afin d'estimer pour chaque mois un niveau de consommation par rapport au mois de janvier. Ces coefficients sont ensuite utilisés pour corriger la consommation du ménage en fonction de la vague d'enquête et ramener en quelque sorte son niveau à celui de janvier. La méthode de correction de la saisonnalité est présentée en annexe 1. Le système de demande utilisé est présenté dans l'encadré 2.

Les estimations obtenues sont compatibles avec les valeurs habituellement trouvées dans la littérature pour des élasticités de court terme, mais les résultats ne sont pas significatifs (cf. tableau 1) (12). Ainsi, à court terme, l'élasticité-prix compensée (la notion d'élasticité-prix compensée est présentée dans l'encadré 2) du carburant serait d'environ - 0,26 sur l'ensemble des véhicules alors qu'elle est de - 0,35 lorsque le ménage roule en véhicule à essence et seulement de - 0,11 lorsqu'il roule en véhicule diesel. Les ménages équipés en véhicules diesel choisissent sans doute ce carburant moins onéreux du fait d'une plus grande dépendance à la voiture pour leurs déplacements (les différences

11. Pour ce faire nous avons régressé le logarithme la consommation mensuelle de carburant en volume sur le logarithme du temps et 11 indicatrices mensuelles de février à décembre, le mois de janvier étant retenu comme référence.

12. Les écarts types sont estimés sur l'échantillon. Le mode de collecte de la consommation de carburant (plage d'observation étroite, réduite à deux semaines) explique au moins en partie l'importance des écarts types estimés. En effet, dans l'enquête on ne connaît pas la consommation annuelle des ménages, mais on l'estime à partir de leur consommation sur deux semaines. Ce mode de collecte peut entraîner des variations importantes entre les ménages bien au-delà de la variance effective.

Graphique II
**Consommation mensuelle de supercarburants automobile en France métropolitaine en volume
 Indice 100 en janvier 1997**



Lecture : en janvier 2001, la consommation de supercarburants automobile (super, super sans plomb...) en France métropolitaine s'est établi à 95 % du niveau qu'elle avait atteint en janvier 1997.

La diminution de la consommation de supercarburants sur la période considérée est à rapprocher du phénomène de « diésélisation » du parc automobile français sur la même période. Si les données relatives à la consommation de diesel en France Métropolitaine sont également disponibles, la consommation des ménages y a une importance moindre du fait de la consommation de diesel importante de certaines activités économiques (transport routier, pêche, etc.). La saisonnalité de la consommation de carburant des ménages est donc a priori plus proche de la saisonnalité observée pour la consommation de supercarburants.

Champ : France métropolitaine

Source : Base de données PEGASE, MEDDTL- SoeS.

Tableau 1
Estimation de l'élasticité-prix de court terme en 2006

	Ensemble (1)	Essence	Diesel
Sans correction de la saisonnalité	- 0,36 (0,27)	- 0,46 (0,44)	- 0,17 (0,34)
Avec correction de la saisonnalité	- 0,26 (0,27)	- 0,35 (0,45)	- 0,11 (0,34)
1. Élasticité calculée par rapport à la moyenne des prix des carburants tous types confondus.			

Lecture : à la suite d'une hausse des prix du diesel de 1 %, les ménages roulant au diesel diminuent de 0,11 % leur consommation de carburant une fois prise en compte la saisonnalité des dépenses de carburant. Les écarts types figurent entre parenthèses.

Source : enquêtes Budget des Familles 1985 à 2006 et calculs des auteurs.

Encadré 2

MÉTHODE D'ESTIMATION

On estime la fonction de demande d'après la spécification de système de demande QAIDS (cf. annexe 2). Pour tenir compte de la saisonnalité de la consommation de carburant, on applique ensuite un coefficient de correction à la part budgétaire du carburant en fonction de la vague d'observation.

Un problème additionnel survient : certains postes de consommation peuvent se caractériser par des coefficients budgétaires nuls. Cette nullité du coefficient budgétaire peut être un choix de consommation du ménage et dans ce cas être une vraie non-consommation, il s'agit ici des ménages n'ayant pas de voiture (14,3 % des ménages de l'enquête). Cependant, cela peut également être lié à l'intervalle d'observation de l'enquête *Budget des Familles* (quinze jours) s'il est inférieur à la périodicité d'achat du bien. Pour ces derniers ménages il s'agit d'une fausse non-consommation. Il s'agit de ménages ayant à la fois une voiture au moins et aucune dépense de carburant (23,2 % des ménages de l'enquête).

Pour traiter ce problème on utilise la méthode en deux étapes d'Heckman. On modélise la probabilité d'avoir une consommation positive et l'on estime le coefficient budgétaire du carburant en fonction des variables d'intérêt et du ratio de Mills (calculé à l'étape précédente), sur les ménages ayant déclaré une consommation positive.

Par ailleurs, on cherche également à estimer l'élasticité-prix du carburant selon le carburant utilisé. 8 673 ménages de l'échantillon possèdent au moins un véhicule. On distingue alors les ménages selon le type de motorisation (diesel ou essence). Pour les ménages ayant le même type de moteur sur toutes leurs voitures cela ne pose pas de problème. Pour les autres, on les classe dans le type de moteur du premier véhicule qu'ils déclarent : 2 851 ménages (1) indiquent ainsi un moteur à essence et 3 410 un moteur diesel. On utilise également la méthode d'Heckman pour modéliser la consommation de carburant en mettant dans l'équation de sélection deux critères : le type de carburant et le fait d'avoir une consommation positive.

Dans l'équation de sélection, les variables explicatives sont : le logarithme de la consommation réelle totale, utilisée comme proxy du revenu, et son carré, l'âge de la personne de référence du ménage (en classe), la localisation du ménage (périurbain, banlieue,

ville-centre et rural) et le type de ménage (personne seule, couple sans enfant, couple avec enfant, famille monoparentale et autre). La fonction de demande s'écrit finalement :

$$w_i = \alpha + \gamma \cdot \log p_{carb} + \beta \cdot \log \left(\frac{X_i}{P^*} \right) + \lambda \cdot \left[\log \left(\frac{X_i}{P^*} \right) \right]^2 + \delta \cdot Y_i + \theta_i + \varepsilon_i$$

Avec w_i la part budgétaire du carburant i , P^* l'indice des prix à la consommation (2), p_{carb} le prix réel du carburant i (c'est-à-dire le prix courant du carburant divisé par l'indice des prix à la consommation), X_i la consommation totale du ménage, Y_i les autres caractéristiques individuelles du ménage (la localisation du ménage et le nombre d'actifs occupés), θ_i l'inverse du ratio de Mills et ε_i le terme d'erreur.

L'élasticité-prix compensée du bien i s'écrit alors (cf. annexe 2) :

$$e_i^{pc} = -1 + \frac{\gamma}{w_i}$$

L'élasticité-prix non compensée correspond à la réponse totale de la demande à une variation des prix. Cette réponse tient compte à la fois de l'effet de substitution entre le bien étudié et les autres biens (si le prix d'un bien augmente, le consommateur peut consommer davantage les autres biens qui deviennent relativement moins chers) et de l'effet du revenu réel qui est modifié par la variation du prix (si le prix d'un bien s'élève le pouvoir d'achat du consommateur diminue et il achète moins de tous les biens, y compris du bien considéré). L'élasticité-prix compensée reflète uniquement l'effet de substitution en corrigeant de l'effet du revenu réel. Dans cette étude, seules des élasticité-prix compensées sont présentées.

1. On a supprimé 43 ménages ayant déclaré la modalité « autre » pour le type de carburant utilisé.

2. Les différences d'estimation avec l'étude de Clerc et Marcus peuvent peut-être s'expliquer par la différence de mesure du prix. En effet, ils retiennent l'indice des prix de Stone, c'est-à-dire une moyenne géométrique d'indices de prix à la consommation élémentaires pondérés par la structure de consommation des ménages, qui est propre à chaque ménage tandis que nous avons retenu l'indice des prix à la consommation, commun à tous les ménages.

de structures des ménages équipés en véhicules essence ou diesel sont présentées en annexe 3). Il semble alors logique que ces ménages aient une élasticité-prix plus faible car à court terme ils ne peuvent qu'ajuster légèrement leur consommation.

Les ménages aisés sont moins sensibles à la hausse des prix que les autres

À court terme, les ménages ont des possibilités limitées pour adapter leur dépense de carburant à l'évolution des prix. En particulier, ils ne peuvent pas changer de véhicule pour une voiture moins consommatrice de carburant ou abandonner la voiture au profit de modes de transport moins sujets à la hausse des prix. Pour échapper aux conséquences d'une hausse des prix sur leurs dépenses, la première solution à court terme consiste pour les ménages à avoir moins souvent recours à leur voiture, ne serait-ce qu'en limitant leurs déplacements de loisir, en chaînant davantage leurs déplacements ou en ayant recourt au covoiturage. Une autre possibilité réside dans une modification du comportement au volant allant dans le sens d'une réduction de la consommation, par exemple en diminuant sa vitesse.

Les ménages aisés devraient *a priori* être moins sensibles à court terme aux variations de prix que les ménages modestes, une hausse des prix ayant un impact moindre sur leur budget par rapport aux ménages modestes. Pour vérifier cette assertion, des estimations ont été réalisées selon le niveau de vie des ménages appréhendé en trois catégories : modeste, moyen et aisé (13) (cf. tableau 2). Les ménages aisés apparaissent effectivement moins sensibles au prix à court terme que les ménages modestes. Pour l'ensemble des carburants, en corrigeant de la saisonnalité, l'élasticité-prix compensée du carburant serait de - 0,36 pour les ménages modestes, de

- 0,31 pour les ménages moyens et de - 0,12 pour les ménages aisés. De plus, contrairement à celles que l'on obtient pour les niveaux de vie aisés, les élasticités ainsi calculées s'avèrent très significatives pour les personnes de niveau de vie modeste ou moyen. L'hétérogénéité des comportements explique donc en partie l'importance des écarts types estimés précédemment sur l'ensemble de la population. Dans tous les cas, l'élasticité-prix est plus faible lorsque les ménages utilisent le diesel comme carburant.

L'effet à long terme d'une augmentation du carburant est important et concerne tous les niveaux de revenu

Les élasticités-prix du carburant sur longue période sont estimées en utilisant un pseudo-panel constitué à partir des enquêtes *Budget des Familles* 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. La méthode s'inspire des travaux de Cardoso et Gardes (1996) qui avaient construit un pseudo-panel au moyen des données 1979, 1985, et 1989 de la même enquête. Deux pseudo-panels sont utilisés ici, le premier par génération à la Deaton et le second par âge – au lieu d'être suivis tout au long de leur cycle de vie, les ménages de ce second pseudo-panel sont comparés à âge donné entre les différentes enquêtes.

Une période de forte variation des prix

La période de 1985 à 2006 se prête bien à l'analyse des élasticités-prix du carburant dans

13. Les 30 % de ménages les plus modestes ont été regroupés dans la catégorie des ménages de niveau de vie modeste, les 30 % de ménages les plus aisés ont été regroupés dans la catégorie des ménages de niveau de vie aisé, et les ménages de niveau de vie intermédiaire ont été regroupés dans la catégorie de ménages de niveau de vie moyen.

Tableau 2
Élasticité-prix de court terme selon le niveau de vie (en 2006)

Carburant	Ensemble (1)			Essence			Diesel		
	Modeste	Moyen	Aisé	Modeste	Moyen	Aisé	Modeste	Moyen	Aisé
Sans correction de la saisonnalité	- 0,44 (0,02)	- 0,40 (0,02)	- 0,23 (0,32)	- 0,47 (0,04)	- 0,45 (0,04)	- 0,26 (0,56)	- 0,41 (0,03)	- 0,33 (0,03)	- 0,17 (0,41)
Avec correction de la saisonnalité	- 0,36 (0,02)	- 0,31 (0,02)	- 0,12 (0,33)	- 0,38 (0,04)	- 0,36 (0,04)	- 0,14 (0,57)	- 0,33 (0,03)	- 0,24 (0,03)	- 0,07 (0,41)

1. Élasticité calculée par rapport à la moyenne des prix des carburants tous types confondus.

Lecture : à la suite d'une hausse du prix moyen du carburant de 1 %, les ménages modestes diminuent de 0,36 % leur consommation de carburant une fois prise en compte la saisonnalité des dépenses de carburant. Les écarts types figurent entre parenthèses.
Source : enquête Budget des Familles 2006 et calculs des auteurs.

la mesure où le prix du carburant a connu de fortes évolutions entre ces deux dates. Entre le prix le plus haut et le prix le plus bas de la période, le prix du super a doublé, passant de 0,70 €/L en novembre 1986 à 1,44 €/L en juillet 2006 et le prix du diesel a été multiplié par 2,4 (0,46 €/L en novembre 1986 ; 1,12 €/L en août 2006). En outre après la baisse survenue en début de période au moment du contre choc pétrolier, l'augmentation des prix a été relativement régulière de 1986 à 2006. Elle est sensiblement plus marquée que celle du niveau général des prix à la consommation qui a augmenté d'un peu plus de 50 % sur la période considérée.

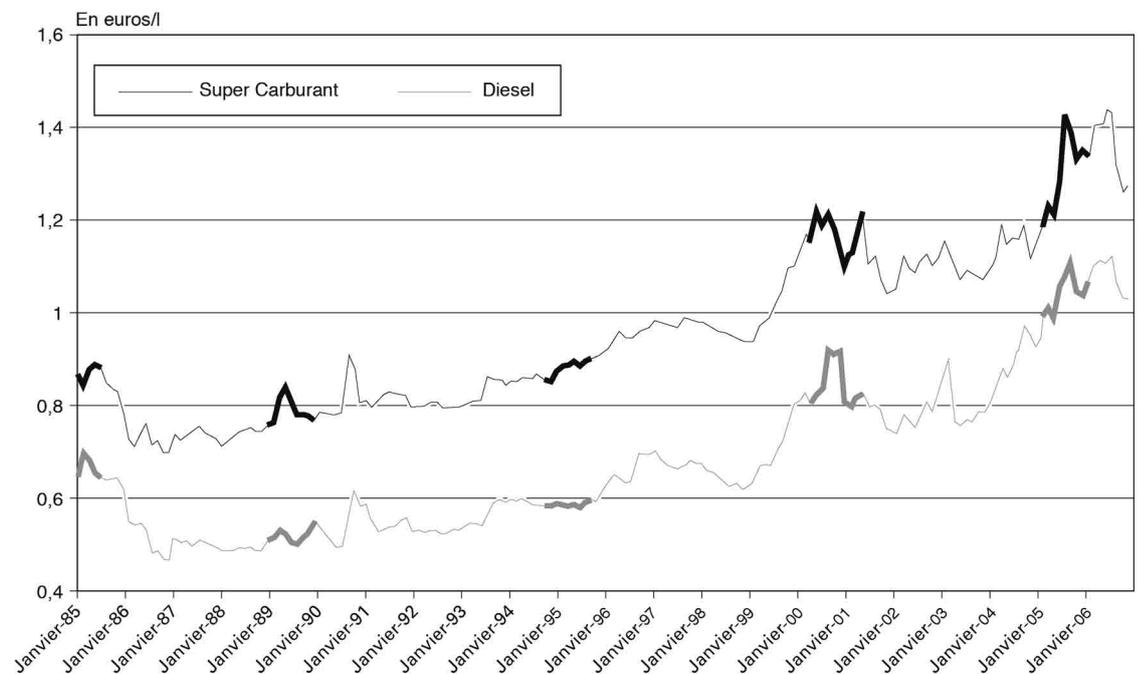
Ces fortes variations de prix sont indispensables à l'estimation des élasticités-prix car elles permettent d'induire la manière dont les ménages ont ajusté leur consommation. La hausse des prix étant progressive sur la période, il semble légitime de supposer que les ménages ont anticipé une croissance des prix à long terme et qu'ils ont en conséquence ajusté leur consommation à ce renchérissement (cf. graphique III). Au contraire, si les prix n'avaient pas suivi une

tendance aussi caractérisée, ils n'auraient peut-être pas été autant incités à s'adapter.

Tenir compte de l'amélioration des performances énergétiques des véhicules

Pour estimer les élasticités-prix sur la période considérée, un pseudo-panel est construit (cf. encadré 3). Cela consiste à recréer des données sous forme de panel à partir d'enquêtes en coupes. L'élaboration du pseudo-panel nécessite dans un premier temps de créer des cellules. Les valeurs des caractéristiques retenues pour agréger les individus en cellules ne doivent pas varier dans le temps pour qu'il soit justifié de comparer directement deux cellules aux caractéristiques identiques mais enquêtées à deux dates différentes et donc composées de ménages distincts. On applique alors les techniques habituellement utilisées pour les panels, non plus à des données individuelles comme c'est habituellement le cas, mais aux valeurs moyennes calculées sur les cellules. On fait en effet l'hypothèse que ces dernières sont directement comparables aux différentes dates.

Graphique III
Évolution des prix du carburant de 1985 à 2006 en euros courants



Lecture : en avril 2005, un litre de diesel coûtait à la pompe un euro en moyenne. Les parties en lignes grasses correspondent à la période couverte par l'enquête Budget des Familles. Le super carburant regroupe différents carburants (super, super sans plomb) et son prix correspond à la moyenne des prix de ces différents carburants pondérés par leur part dans la consommation des ménages.
Champ : prix moyen pour un ménage en France métropolitaine
Source : base de données PEGASE, MEDDTL- SoeS.

Une élasticité-prix à long terme de 0,6 % avec le pseudo-panel par génération...

Les cellules regroupent ici des ménages en fonction de l'année de naissance et du diplôme de la personne de référence. Le diplôme de la personne de référence du ménage est un bon candidat à la constitution d'un pseudo-panel car il varie peu dans le temps. Cette hypothèse se vérifie car les courbes du niveau de diplôme par génération se superposent pour chaque année d'enquête (cf. graphique IV).

La procédure d'estimation reprend celle utilisée par Cardoso et Gardes (1996). On recrée le système de demande QAIDS présenté dans

l'encadré 2. Le cellulaire des données nécessite quelques ajustements. En particulier, l'agrégation des données crée de l'hétéroscédasticité, qui a été corrigée en suivant la méthodologie de Cardoso et Gardes (cf. encadré 4).

Deux modèles sont estimés : un premier modèle qui ne tient pas compte de l'amélioration des performances énergétiques des voitures réalisée sur 20 ans, et un autre qui en tient compte. Dans ce second modèle, ce n'est plus le prix au litre du carburant qui est utilisé mais le prix du carburant nécessaire pour parcourir 100 kms. Il semble en effet important de tenir compte de l'évolution du parc automobile en 20 ans. Entre 1985 et 2006, la consommation unitaire

Encadré 3

CONSTRUCTION DES PSEUDO-PANELS

Le pseudo-panel par génération

Pour créer un pseudo-panel, on regroupe les ménages issus d'une même enquête au sein d'une cellule selon des variables invariantes dans le temps. L'idée sous-jacente est que, pour un groupe de ménages, on retrouve dans l'enquête suivante le groupe de ménages le plus proche de ce que serait devenu le premier groupe 5 ans plus tard. Le critère invariant dans le temps le plus naturel est la date de naissance : on regroupe les ménages des cinq enquêtes selon leur année de naissance. Ainsi des classes d'année de naissance ont été créées afin d'assurer l'appartenance d'un nombre minimal de ménages à chaque classe. Pour que les cellules soient le plus homogène possible cette variable a été croisée avec un autre critère variant peu dans le temps pour un même individu : le diplôme.

On regroupe les diplômes en 5 modalités :

- Sans diplôme
- Diplôme de niveau Certificat d'étude
- BEPC, CAP, BEP
- Baccalauréat Général, Technique ou Professionnel
- Au delà du Baccalauréat

On supprime les classes extrêmes contenant trop peu de ménages : on passe ainsi de 51 044 observations à 49 022. Puis les cellules trop petites sont fusionnées avec les cellules adjacentes, selon le critère du niveau de diplôme. On obtient finalement 241 cellules de taille comprise entre 47 observations et 614. La moyenne du nombre d'observations par cellule est de 203, la médiane est de 173. Seules 8,2 % des cellules comportent moins de 100 observations.

Le pseudo-panel par âge

Contrairement au pseudo panel par génération qui voit les individus vieillir au long des enquêtes,

le pseudo panel par âge fait le pari de suivre des ménages qui ne vieilliraient pas. Dans un panel classique les évolutions entre deux dates sont liées évidemment aux prix, au revenu mais également à la structure de la famille qui a évolué. On peut supposer au contraire qu'en suivant des cohortes sans vieillissement ce dernier effet soit atténué. Ainsi on forme des cellules de ménages calibrées pour que les ménages soient le plus ressemblant possibles entre chaque date.

Le regroupement selon le diplôme n'est alors plus possible, les ménages ayant 30 ans en 2006 n'ont pas les mêmes diplômes, en moyenne, que les ménages ayant 30 ans en 1985 et la valeur des diplômes s'est modifiée. On choisit alors le critère de la catégorie socioprofessionnelle.

On regroupe les ménages selon quatre catégories socioprofessionnelles :

- Agriculteurs, artisans et commerçants
- Professeurs, cadres, professions libérales et professions intermédiaires
- Employés et ouvriers
- Élèves ou chômeurs n'ayant jamais travaillé.

Les retraités sont reclassés dans leur catégorie socio-professionnelle d'origine.

Ce type de pseudo-panel permet de conserver plus d'observations, car après avoir éliminé les observations inclassables, on en conserve 49 404 sur les 51 044 observations de la base.

On obtient finalement 325 cellules de taille comprise entre 10 observations et 486. La moyenne du nombre d'observations par cellule est de 152, la médiane est de 130. 37 % des cellules comportent moins de 100 observations.

moyenne a baissé de 18 % dans le cas des véhicules essence et de 34 % dans celui des véhicules diesel (cf. tableau 3). Ainsi, la hausse des prix constatée sur 20 ans est moins forte si l'on raisonne en €/km. Dans le cas extrême, la baisse de la consommation unitaire pourrait ne résulter que d'une utilisation croissante de véhicules moins consommateurs par les usagers. Cette baisse de la consommation unitaire est déjà une forme d'ajustement des ménages à la hausse des prix du carburant. Il est instructif à cet égard de comparer les estimations obtenues à partir des deux modèles.

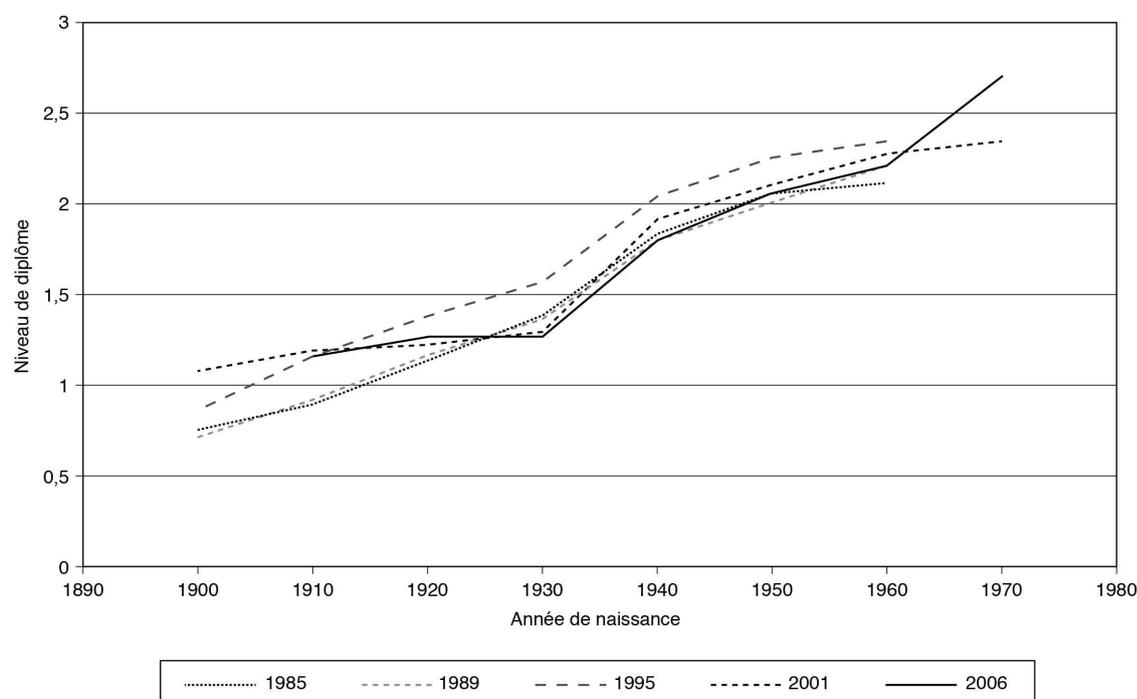
Les deux modèles ont été estimés en testant plusieurs spécifications, notamment en modifiant le nombre de variables explicatives. Les différentes estimations sont réalisées avec la transformation *Within* et l'hétéroscédasticité est corrigée (cf. encadré 4). Les modèles avec ou sans prise en compte de l'amélioration de la performance énergétique donnent des résultats très similaires (cf. tableau 4). En revanche, le choix des variables explicatives exerce une influence importante sur la valeur de l'élasticité. L'estimation la plus complète est celle qui tient compte de l'effet de l'âge et du nombre d'actifs.

Tableau 3
Consommations unitaires moyennes des voitures

	1985	1989	1995	2001	2006
VP essence	9,2	8,8	8,5	8,0	7,6
VP gazole	9,7	9,3	6,8	6,6	6,4
Ensemble	nc	nc	7,8	7,3	6,9

Lecture : consommation en l/100 km. VP : voiture privée ; nc : non communiquées
 Champ : France métropolitaine
 Source : comptes des transports 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006.

Graphique IV
Niveau moyen de diplôme selon la génération et l'année d'enquête



Lecture : en classant les diplômes par niveau, on établit une moyenne du niveau de diplôme pour chaque génération. Cette relation est ensuite réalisée pour chaque année d'enquête. Le fait que les courbes se superposent indique que le niveau de diplôme est stable avec l'âge : les ménages nés dans les années 1940 ont le même niveau de diplôme quelle que soit l'année à laquelle on les a interrogés (qu'ils aient eu 45 ans, 50 ans, ou 65 ans).
 Champ : France métropolitaine ;
 Source : enquêtes Budget des Familles 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Ces calculs conduisent à une élasticité-prix du carburant à long terme d'environ - 0,6. Autrement dit, une hausse de 10 % des prix du carburant engendrerait une baisse de 6 % de la consommation de carburant des ménages sur

longue période. À titre informatif, les mêmes estimations réalisées sur données empilées, c'est-à-dire sans tenir compte de l'hétérogénéité individuelle, aboutissent à des élasticités environ 30 % plus faibles.

Tableau 4
Élasticité-prix à partir du pseudo-panel avec correction de l'hétéroscédasticité

	Prix en €/litre	Prix en €/km
Modèle avec prix + dépense	- 0,39 (0,10)	- 0,38 (0,08)
Modèle avec prix + dépense+Nombre d'actifs	- 0,57 (0,09)	- 0,56 (0,07)
Modèle avec prix + dépense+Nombre d'actifs + âge	- 0,62 (0,08)	- 0,59 (0,06)

Lecture : les écarts types figurent entre parenthèses. À la suite d'une hausse des prix du carburant de 1 % par litre, les ménages diminuent de 0,62 % leur consommation de carburant à long terme une fois tenu compte des effets des évolutions des dépenses de consommation, du nombre d'actifs et de l'âge de la personne de référence.

Champ : France métropolitaine.

Source : enquêtes Budget des Familles 1985 à 2006 et calculs des auteurs.

Encadré 4

ÉLASTICITÉ SUR LE LONG TERME : MÉTHODES D'ESTIMATION ET DE CORRECTION UTILISÉES

Correction de l'hétéroscédasticité

Avec un pseudo-panel, les parts budgétaires moyennes par cellule sont la somme des consommations de l'ensemble des ménages de la cellule sur la somme du budget des ménages de la cellule. En notant, C_{ht}^i la consommation du bien i du ménage h au temps t et Y_{ht} le budget du ménage h au temps t , la part budgétaire w_{Ht}^i du bien i pour la cellule H au temps t s'écrit :

$$w_{Ht}^i = \frac{\sum_{h \in Ht} C_{ht}^i}{\sum_{h \in Ht} Y_{ht}}$$

En notant n_{Ht} la taille de la cellule H , on a :

$$w_{Ht}^i = \sum_{h \in Ht} (\gamma_{ht} \cdot w_{ht}^i) \text{ Avec : } \gamma_{ht} = \frac{Y_{ht}^*}{\sum_{h \in Ht} Y_{ht}} = \frac{Y_{ht}^*}{\bar{Y}_{Ht} \cdot n_{Ht}}$$

Cette agrégation rend le résidu v_{ht} hétéroscédastique, car sa variance est alors égale à :

$$V(v_{Ht}) = \sigma^2 \cdot \left(\sum_{h \in Ht} (\gamma_{ht})^2 \right)$$

Pour rendre le modèle homoscedastique, Cardoso et Gardes multiplient toutes les variables par un facteur de correction égal à :

$$\frac{1}{\sqrt{\sum_{Ht} (\gamma_{ht})^2}}$$

L'estimateur Within

Le modèle à effet individuel fixe suppose que les effets individuels sont des paramètres déterministes et cor-

relés aux variables explicatives. Soit le modèle suivant sous la forme matricielle :

$$y = \alpha + X\beta + \mu$$

Avec y la variable expliquée (ici la part budgétaire du carburant), α l'effet propre individuel, X le vecteur des variables explicatives, β le vecteur des paramètres à estimer et μ le terme d'erreur. Pour l'individu i à la date t le modèle s'écrit :

$$y_{it} = e_{it}\alpha_i + X_{it}\beta + \mu_{it}$$

Avec y_{it} le vecteur des observations concernant l'individu i , X_{it} la matrice des variables explicatives et e_{it} le vecteur d'indicatrice des individus. La méthode Within consiste à appliquer les Moindres Carrés Généralisés sur les données préalablement transformées par l'opérateur Within :

$$Wy = WX\beta + W\mu$$

$$\text{Avec } W \text{ l'opérateur Within : } W = I_N \otimes \left(I_T - \frac{e_T e_T'}{T} \right)$$

Cet opérateur revient en pratique à travailler non pas directement sur la variable y_{it} mais sur la différence entre y_{it} et la moyenne des y_{it} observés à toutes les dates. La transformation élimine l'effet individuel α_i et donc toute corrélation avec X , mais aussi tous les termes invariants dans le temps. L'estimateur Within de β est l'estimateur MCO appliqué au modèle transformé :

$$\hat{\beta}^w = (X'WX)^{-1} X'Wy$$

Ainsi grâce à l'estimateur *Within*, l'effet individuel fixe est éliminé et le vecteur β des coefficients peut être estimé sans biais.

...et d'environ 0,7 % avec le pseudo-panel par âge

Des estimations des élasticités-prix de long terme ont également été réalisées à partir d'un pseudo-panel par âge (cf. encadré 3). Dans la seconde estimation au moyen d'un pseudo-panel par âge, l'objectif n'est plus de regrouper les ménages d'une enquête sur l'autre pour retrouver les « mêmes » ménages cinq ans plus tard, mais de suivre à chaque enquête des groupes de ménages du même âge. Dans les pseudo-panels usuellement utilisés (pseudo-panels par génération), tout comme dans les données de panels, un ménage (ou un groupe de ménages dans le cas des pseudo-panels) est suivi au cours du temps. Cela implique qu'à chaque période, les modifications de sa consommation résultent à la fois de l'évolution des prix et des modifications de sa situation personnelle. Dans le pseudo-panel par âge, des ménages du même âge sont comparés à des dates différentes. Les évolutions de consommation constatées sont donc *a priori* davantage la conséquence des modifications de prix que de l'évolution du ménage au cours de son cycle de vie. À l'inverse, il est moins légitime de considérer que ces ménages de même âge mais appartenant à des générations différentes sont susceptibles d'avoir les mêmes comportements.

Comme avec le pseudo-panel par génération, plusieurs estimations ont été réalisées. Contrairement au pseudo-panel par génération, le pseudo-panel par âge conduit à des résultats différents selon que l'on prend en compte ou non l'amélioration de la performance énergétique des véhicules : les élasticités sont alors en effet légèrement plus importantes lorsqu'elles sont exprimées en €/km qu'en €/L. L'élasticité-prix du carburant est d'environ - 0,7, c'est-à-dire qu'à la suite d'une hausse de 10 % du prix du carburant, les ménages réduisent de 7 % leur consommation à long terme (cf. tableau 5).

Selon le modèle retenu, nos estimations montrent que l'élasticité-prix du carburant de long

terme se situe entre - 0,6 et - 0,7. Ces résultats supposent qu'une hausse des prix du carburant, quelle qu'en soit la cause, fera fortement baisser la consommation de carburant des ménages à long terme. D'un point de vue environnemental, une hausse des prix du carburant serait donc bénéfique. Il est vraisemblable que certaines catégories de ménages sont plus à même d'ajuster leur consommation que d'autres. Aussi a-t-on réalisé des estimations supplémentaires différenciant les élasticités-prix par sous population.

À long terme, les ménages les plus modestes peuvent adapter leur consommation à la hausse des prix du carburant

Le coût pour les ménages d'une hausse de prix du carburant, par exemple dans le cadre d'une taxe environnementale, dépend en grande partie de leur capacité d'adaptation et de leurs possibilités de substitution. Selon le rapport « Aspects sociaux des politiques environnementales » (14), « lorsqu'un bien s'avère peu substituable, sa mise en évidence au plan statistique peut passer a priori par deux effets : la consommation de ce bien est proportionnellement plus importante pour les ménages plus pauvres [...] ; la consommation est peu sensible aux variations du prix de ce bien ». L'étude des parts budgétaires (15) suggère que les ménages de niveau de vie intermédiaire seraient les plus affectés par une hausse des prix du carburant. On complète cette analyse par l'étude des élasticités-prix des ménages en fonction de leurs caractéristiques, notamment le niveau de vie et la localisation.

Deux phénomènes antagonistes peuvent jouer en faveur de différences d'élasticités-prix du carburant selon le niveau de vie. D'un côté, l'adaptation des consommations à un enché-

14. Commission des comptes et de l'économie de l'environnement (2008), « Aspects sociaux des politiques environnementales » La documentation française, pp. 92-107.

15. Voir Kleinpeter M.-A et Lemaitre E (2009).

Tableau 5
Élasticité-prix à partir du pseudo-panel par âge avec correction de l'hétéroscédasticité

	Prix en €/litre	Prix en €/km
Modèle avec prix + dépense	- 0,59 (0,07)	- 0,65 (0,06)
Modèle avec prix + dépense+ nombre d'actifs	- 0,69 (0,08)	- 0,73 (0,07)

Lecture : les écarts types figurent entre parenthèses. À la suite d'une hausse des prix du carburant de 1 % par litre, les ménages diminuent de 0,59 % leur consommation de carburant selon les résultats tirés du pseudo panel par âge. Une telle estimation ne tient compte que de l'évolution des dépenses de consommation en plus de celle des prix.

Champ : France métropolitaine.

Source : enquêtes Budget des Familles 1985 à 2006 et calculs des auteurs.

risement du carburant est coûteuse pour les ménages (changement de véhicule, etc.), ce qui pourrait induire une moindre capacité des plus modestes d'entre eux à modifier leur consommation de carburant : ce sont bien alors ces ménages modestes qui devraient avoir une élasticité relativement faible. Par ailleurs, une hausse du prix du carburant a peu d'effet sur la consommation des ménages aisés en raison de la contrainte budgétaire moindre de cette catégorie. Vu sous cet angle, ce sont plutôt les ménages les plus aisés qui pourraient avoir une demande inélastique au prix. Ces considérations ne permettant pas de conclure sur une différenciation des comportements des ménages selon leur niveau de vie lorsqu'ils sont confrontés à une telle hausse.

Pour estimer les élasticité-prix du carburant selon le niveau de vie, des estimations distinctes ont été réalisées sur plusieurs sous-populations : les ménages dits « modestes » (appartenant aux 1^{er}, 2^{ème} et 3^{ème} déciles de niveau de vie), les ménages « moyens » (appartenant aux 4^{ème}, 5^{ème}, 6^{ème} et 7^{ème} déciles de niveau de vie) et les ménages « aisés » (appartenant aux 8^{ème}, 9^{ème} et 10^{ème} déciles de niveau de vie). Pour chaque sous-population, des pseudo-panels spécifiques ont été constitués (16) et les modèles présentés précédemment ont été utilisés.

Les résultats de ces estimations indiquent une élasticité des ménages les plus aisés relativement plus faible (cf. tableau 6) mais les écarts ne sont pas significatifs. En effet, on trouve une élasticité-prix de long terme comprise entre - 0,6 et - 0,7 pour les ménages aisés, entre - 0,7 et - 0,9 pour les ménages de niveau de vie intermédiaire et entre - 0,65 et - 0,80 pour les ménages les plus modestes. Ainsi, les ménages modestes et de niveau de vie intermédiaire auraient-ils des élasticité-prix assez similaires et de niveau élevé. Cette importance de l'élasticité-prix de long terme des ménages modestes est relativement surprenante. À long terme, tous les ména-

ges, même les plus modestes, adapteraient leurs consommations de carburant aux prix.

À long terme, les ménages urbains s'adapteraient mieux que les ruraux à une hausse des prix du carburant

Comme cela a été exposé précédemment, la zone de résidence (17) influence fortement la consommation de carburant des ménages, les plus consommateurs étant ceux qui vivent en zone périurbaine et rurale. À court terme, une hausse du prix du carburant devrait les pénaliser plus fortement que les autres, leurs capacités d'adaptation étant restreintes et coûteuses. De plus, ces ménages disposent de peu de substitut en raison de la faible densité de transports en commun dans leur voisinage. Dans un premier temps, la seule manière pour eux de restreindre leur consommation de carburant consiste à réduire leur nombre de kilomètres parcourus. En revanche, à long terme, leurs capacités d'adaptation sont plus grandes, notamment en changeant de véhicule.

Afin de mesurer l'effet de la localisation sur la réaction des ménages aux prix du carburant, la procédure d'estimation des élasticité-prix utilisée pour mesurer l'effet du niveau de vie a été appliquée à deux sous populations : les ménages « ruraux » composés des ménages ruraux et périurbains et les ménages « urbains » composés des ménages des banlieues et des ville-centre.

16. La différence réside dans le fait que les pseudo-panels, par génération et par âge, ont été construits sans croiser l'année de naissance ou l'âge avec un autre critère pour éviter d'avoir de trop petites cellules. De plus, le niveau de vie étant fortement lié à la catégorie socioprofessionnelle et au diplôme, ce croisement n'aurait pas été pertinent.

17. À l'inverse, on peut imaginer que la consommation de carburant détermine le choix du lieu de résidence. Une telle situation induirait de l'endogénéité dans notre modèle. Néanmoins il semble que l'on modifie en priorité ses choix de transport avant ses choix de localisation, ainsi ce biais de sélection ne devrait avoir que des effets de second ordre.

Tableau 6
Élasticité-prix du carburant selon le niveau de vie

	Ménages modestes		Ménages moyens		Ménages aisés	
	En €/L	En €/km	En €/L	En €/km	En €/L	En €/km
Pseudo-panel par génération	- 0,64 (0,16)	- 0,72 (0,10)	- 0,68 (0,08)	- 0,73 (0,08)	- 0,65 (0,17)	- 0,57 (0,07)
Pseudo-panel par âge	- 0,83 (0,12)	- 0,80 (0,16)	- 0,84 (0,08)	- 0,92 (0,06)	- 0,73 (0,12)	- 0,60 (0,11)

Lecture : : les écarts types figurent entre parenthèses. À la suite d'une hausse des prix du carburant de 1 % par litre, les ménages modestes diminuent de 0,64 % leur consommation de carburant selon les résultats tirés du pseudo panel par génération.

Champ : France métropolitaine.

Source : enquêtes Budget des Familles 1985 à 2006 et calculs des auteurs.

Tableau 7

Élasticité-prix du carburant selon la localisation des ménages

	Ménages ruraux		Ménages urbains	
	En €/L	En €/km	En €/L	En €/km
Pseudo-panel par génération	- 0,78 (0,14)	- 0,70 (0,09)	- 0,91 (0,11)	- 0,79 (0,09)
Pseudo-panel par âge	- 0,74 (0,16)	- 0,78 (0,11)	- 0,93 (0,12)	- 0,83 (0,12)

Lecture : les écarts types figurent entre parenthèses. À la suite d'une hausse des prix du carburant de 1 % par litre, les ménages ruraux diminuent de 0,78 % leur consommation de carburant selon les résultats tirés du pseudo panel par génération.

Champ : France métropolitaine.

Source : enquêtes Budget des Familles 1985 à 2006 et calculs des auteurs.

L'élasticité-prix du carburant se situerait entre - 0,80 et - 0,90 pour les ménages urbains et entre - 0,70 et - 0,80 pour les ménages ruraux (cf. tableau 7). Les ménages urbains auraient ainsi sur le long terme une capacité d'adaptation à une hausse des prix du carburant plus importante que les ménages ruraux. Néanmoins, ces élasticités-prix du carburant de long terme restent élevées pour les deux catégories de ménages.

Au total, les élasticités-prix du carburant de long terme varient peu selon le niveau de vie ou la localisation. En particulier, il ne semble pas exister de sous-populations qui seraient à long terme dans l'incapacité d'adapter leur consommation de carburant.

En ce sens, le fait que les ménages les plus modestes s'avèrent capables de le faire sur le long terme est nouveau et instructif. De même, l'importance relative de l'élasticité de long terme des ménages ruraux est un indice encourageant en terme d'évolution à long terme de la consommation de carburant : confrontés à une hausse des prix du carburant, les ménages sont capables de réduire, à long terme, leur consommation de carburant (et par là-même leurs émissions de CO₂) même s'ils font *a priori* partie de catégories pour lesquelles la consommation de carburant semble peu compressible. Néanmoins cette analyse ne prend pas en compte les pertes de bien-être consécutives à une hausse des prix. La capacité d'adaptation des ménages ainsi mise en évidence ne permet pas de présager des conséquences d'une hausse des prix en terme d'équité sociale.

* *
*

Les estimations d'élasticité fournies par cette étude sont plus basses que celle de Clerc et Marcus (2009) mais sont très proches de celles de Graham et Glaister (2002). Elles montrent qu'une hausse des prix du carburant de 10 % entraîne une baisse de la consommation de carburant de 2,5 à 3,5 % à court terme et de 6 à 7 % à long terme.

À long terme l'élasticité-prix garde le même ordre de grandeur dans tous les groupes de ménages considérés, tandis qu'à court terme les ménages aisés ne réagissent pas significativement aux évolutions des prix, contrairement aux ménages les plus modestes. Ainsi, à long terme, tous les ménages seraient capables de réduire leur consommation de carburant et la mise en place d'une taxe aurait un effet uniforme sur les différents types de consommateurs.

Ces résultats attestent l'efficacité de politiques de prix visant à intégrer les externalités liées à la consommation de carburant. De telles mesures réduiraient sensiblement la consommation des ménages, et ceci pour toutes les catégories de la population. Cette étude ne permet pas néanmoins d'analyser les conséquences sociales de telles politiques de prix et sur les moyens éventuels de les corriger. Enfin, ces conclusions reposent, bien sûr, sur l'hypothèse que les évolutions de consommation consécutives aux évolutions de prix observées sur le passé seraient reproductibles. Elles supposent notamment qu'il n'apparaîtrait pas de plancher de consommation au-dessous duquel il s'avèrerait difficile de descendre – de tels planchers limitant l'élasticité de la demande (vraisemblablement de manière sélective pour des catégories de population particulières) au delà d'un certain niveau de prix. □

BIBLIOGRAPHIE

- Banks J., Blundell R. et Lebel A. (1997)**, « Quadratic Logarithmic Engel Curves and Consumer Demand », *Review of Economics and Statistics*, vol. 79, pp. 527-39.
- Bleuze C., Calvet L., Kleinpeter M.-A. et Lemaître E. (2009)**, « Localisation des ménages et usage de l'automobile : résultats comparés de plusieurs enquêtes et apport de l'enquête nationale transports et déplacements », *Études et documents*, n° 14.
- Cardoso N. et Gardes F. (1996)**, « Estimations de lois de consommation sur un pseudo-panel d'enquête de l'Insee (1979, 1984, 1989) », *Économie et Prévision*, n° 126, p. 111-125.
- Calvet L., Marical F., Merceron S. et Theuilière M. (2010)**, « La facture énergétique des ménages serait 10 % plus faible sans l'étalement urbain des 20 dernières années », *France portrait social*.
- Clerc M. et Marcus V. (2009)**, « Elasticités- prix des consommations énergétiques des ménages », *Document de travail*, G 2009/08, Insee.
- Commission des comptes et de l'économie de l'environnement (2008)**, « Aspects sociaux des politiques environnementales », *La documentation française*, pp. 92-107.
- Deaton A. et Muellbauer J. (1980)**, « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review*, vol. 70, pp. 312-336.
- Deaton A. (1985)**, « Panel Data From Time-Series of Cross-Section », *Journal of Econometrics*, n° 30.
- Gardes F., Duncan G., Gaubert P. et Starzec C. (2005)**, « Panel and Pseudo-Panel Estimation of Cross-Sectional and Time Series Elasticities of Food Consumption : The Case of U.S. and Polish Data », *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 23, n° 2, pp. 242-253.
- Gardes F. (1999)**, « L'apport de l'économétrie des panels et des pseudo-panels à l'analyse de la consommation », *Économie et Statistique*, n° 324-325
- Gorman W.M. (1981)**, « Some Engel Curves », in *Essays in the Theory and Measurement of Demand in Honour of Sir Richard Stone*, Cambridge University Press.
- Graham D. et Glaister S. (2002)**, « The Demand for Automobile Fuel : A Survey of Elasticities », *Journal of Transport Economics and Policy*.
- Heckman J. (1976)**, « The common structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependant variables and a simple estimator for such models », *Annals of Economic and Social Measurement*, vol. 5, n° 4, pp. 120-137.
- Kleinpeter M.-A. et Lemaître E. (2009)**, « Dépenses de carburant automobile des ménages : relations avec la zone de résidence et impacts redistributifs potentiels d'une fiscalité incitative », *Études et documents*, n° 8.
- Pashardes P. (1993)**, « Estimating the Almost Ideal Demand System with the Stone Index Approximation », *The Economic Journal*, vol. 103, n° 419, July, pp. 908-915.
- Ruiz N. et Trannoy A. (2008)**, « Le caractère régressif des taxes indirectes : les enseignements d'un modèle de micro-simulation », *Économie et Statistique*, n° 413.
- Verbeek M. et Nijman T. (1992)**, « Can Cohort Data be Treated as Genuine Panel Data ? », *Empirical Economics*, vol. 17, n° 1.
-

CORRECTION DE LA SAISONNALITÉ POUR L'ESTIMATION DES ÉLASTICITÉS DE COURT TERME

La consommation de carburant (en volume) étant cyclique, on calcule des coefficients de pondération qu'on impute aux parts budgétaires pour les désaisonnaliser. On estime tout d'abord les coefficients de saisonnalité β_i pour chaque mois i . Soit :

$$\log C_{\text{carbu}} = \alpha \log t + \sum_{i=1}^{12} \beta_i m_i + \varepsilon$$

Avec C_{carbu} la consommation de carburant en volume, t la date et m_i la variable dichotomique associée au mois i . Ce modèle permet d'obtenir 11 coefficients de variation saisonnière par rapport à janvier. On calcule ensuite la correction à apporter à la consommation pour se ramener à la consommation du mois de janvier pour chaque vague i :

$$\text{Coefficient de correction (Vague } i) = \frac{\sum_{j \in \text{Vague}_i} \text{Jours}_{ij} \cdot \beta_j}{\sum_{j \in \text{Vague}_i} \text{Jours}_{ij}}$$

Avec : Jours_{ij} le nombre de jours du mois j couverts par la vague d'enquêtes i .

Les résultats obtenus pour l'enquête 2006 sont présentés dans le tableau suivant. C'est le mois de janvier qui a été pris comme référence, c'est à dire que les consommations ont été ramenées à des consommations du mois de janvier.

	V1	V2	V3	V4	V5	V6
Période de la vague	Du 1 ^{er} mars 2005 au 24 avril 2005	Du 25 avril 2005 au 19 juin 2005	Du 20 juin 2005 au 28 août 2005 avec 1 semaine sans enquête du 25/07 au 31/07/05	Du 29 août 2005 au 23 octobre 2005	Du 24 octobre 2005 au 18 décembre 2005	Du 2 janvier 2006 au 27 février 2006
Coefficient de correction	1,11	1,15	1,22	1,14	1,06	0,98

LE MODÈLE QAIDS

Le modèle utilisé ici reprend celui proposé par Deaton et Muelbauer (1980). Leur modèle est une spécification d'une classe de préférences qui assure la cohérence entre les comportements microéconomiques et les agrégats macroéconomiques.

Ce modèle présente plusieurs avantages : il satisfait les axiomes de choix, il permet l'agrégation sur les consommateurs, il a une forme fonctionnelle utilisable avec les données usuelles dont on dispose dans les enquêtes sur le budget des ménages et il est simple à estimer.

Les préférences sont représentées *via* la fonction de coût qui définit le budget nécessaire pour obtenir un certain niveau d'utilité u en fonction des prix p . Cette fonction de coût $c(u, p)$ s'écrit sous la forme suivante :

$$\log c(u, p) = \log(a(p)) + u \log(b(p)) \quad (1)$$

Où $a(p)$ représente le budget de subsistance, autrement dit le montant minimum de consommation, et $b(p)$ le coût nécessaire à augmenter l'utilité d'une unité. Il est nécessaire de donner une forme fonctionnelle aux fonctions $a(p)$ et $b(p)$. Deaton et Muelbauer proposent les formes fonctionnelles suivantes :

$$\log a(p) = a_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j$$

$$\log b(p) = \log a(p) + \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$$

Ainsi la fonction de coût AIDS (1) s'écrit :

$$\log c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j + u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (2)$$

En utilisant le fait que la dérivée de la fonction de coût selon le prix est égale à la quantité consommée on a :

$$\frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = w_i \quad (3)$$

où w_i est la part budgétaire du bien i . La différentiation logarithmique de (2) donne alors la part budgétaire comme fonction des prix et de l'utilité :

$$w_i = \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i u \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k} \quad (4)$$

$$\text{où : } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*)$$

Or, on peut réécrire l'utilité u à partir de l'équation (2) :

$$u = \frac{\log c(u, p) - \left[\alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j \right]}{\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}}$$

Si l'on note maintenant X la dépense totale $c(u, p)$ et si l'on interprète la grandeur entre crochets comme le logarithme d'un indice de prix P , cette expression s'écrit :

$$u = \frac{\log \left(\frac{X}{P} \right)}{\beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}}$$

Et donc (4) peut s'écrire :

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{X}{P} \right) \quad (5)$$

En faisant l'hypothèse que les prix sont colinéaires, Deaton et Muelbauer proposent d'approximer P par l'indice des prix de Stone P^* , moyenne géométrique des prix pondéré par les parts budgétaires :

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

Ici nous n'avons considéré que deux sortes de biens : le carburant et le reste de la consommation. Le carburant ne représentant en moyenne que 4% de la consommation des ménages, on a remplacé l'indice de Stone par l'indice des prix à la consommation. Les restrictions sur les paramètres de ces fonctions sont :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \sum_{i=1}^n \beta_i = 0 \quad \sum_j \gamma_{ij} = 0 \quad \gamma_{ij} = \gamma_{ji}$$

On intègre la généralisation du système de demande AI (QAI) proposée par Banks, Blundell et Lewbel (1997) en introduisant le terme carré du revenu logarithmique afin de mieux tenir compte de la non-linéarité des courbes d'Engel. Le modèle (5) s'écrit alors (20) :

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{X}{P^*} \right) + \lambda_i \left[\log \left(\frac{X}{P^*} \right) \right]^2 \quad (7)$$

Ainsi l'élasticité-dépense du bien i par rapport à la dépense totale s'écrit :

$$e_i^X = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log X} = 1 + \frac{1}{w_i} \times \frac{\partial w_i}{\partial \log X} = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} + 2 \frac{\lambda_i}{w_i} \log \left(\frac{X}{P^*} \right)$$

Et l'élasticité du bien i par rapport au prix du bien j :

$$e_{ij}^p = \frac{\partial \log q_i}{\partial \log p_j} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} \times \frac{\partial w_i}{\partial \log p_j} = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij}}{w_i} - \beta_i \cdot \frac{\bar{w}_j}{w_i} - 2 \frac{\lambda_i \cdot \bar{w}_j}{w_i} \log \left(\frac{X}{P^*} \right)$$

où $\delta_{ij} = 1$ si $i=j$ (élasticité directe) et 0 sinon (élasticité croisée)

L'élasticité-prix compensée du bien i par rapport au bien j s'écrit donc :

$$e_{ij}^{pc} = e_{ij}^p + w_j \cdot e_i^X$$

Dans le cas d'une élasticité-prix directe ($i=j$), l'élasticité-prix compensée se simplifie :

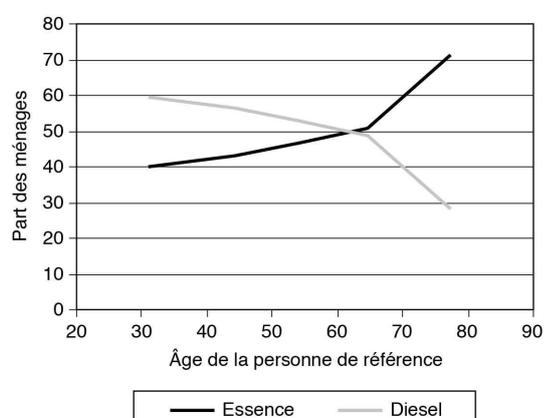
$$e_{ii}^{pc} = e_{ii}^p + w_i \cdot e_i^X = -1 + \frac{\gamma_{ii}}{w_i}$$

1. Dans cette spécification (7), on néglige la dépendance du coefficient λ_i aux prix (dépendance nécessaire pour assurer l'intégrabilité du système quadratique). On néglige également dans le calcul des élasticités-prix la correction proposée par Pashardès (1993) visant à tenir compte du fait que l'indice de prix utilisé n'est pas l'indice théorique issu de l'équation du prix logarithmique (6) mais un indice de Stone.

RÉPARTITION DES MÉNAGES SELON LE TYPE DE CARBURANT :

L'étude montre que l'élasticité-prix de court terme du carburant dépend du type de carburant utilisé. Les différences d'élasticités s'expliquent en partie par des différences de structure des utilisateurs de chaque type de carburant. Ainsi, les ménages les plus jeunes ont en majorité des véhicules diesel, alors que les ménages les plus âgés ont en majorité des voitures essence (cf. graphique A). Ces différences de motorisations montrent l'importance de tenir compte de l'âge dans la modélisation des élasticités-prix.

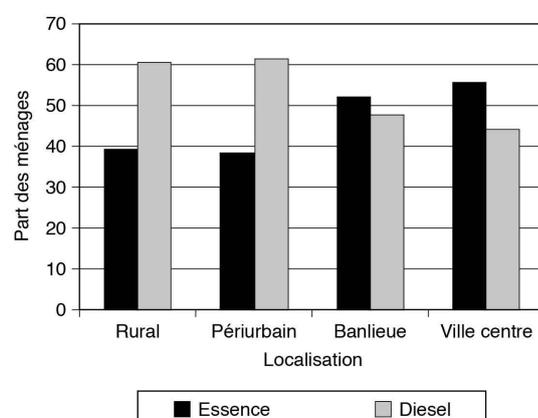
Graphique A
Type de carburant utilisé selon l'âge de la personne de référence.



Champ : France métropolitaine.
Source : enquête Budget des Familles 2006. Calculs des auteurs.

De même, il y a des écarts de motorisation importants selon la zone de résidence (cf. graphique B). Les ménages ruraux et périurbains, amenés à parcourir de plus grandes distances sont plus nombreux à être équipés en véhicules diesel, alors que c'est l'inverse pour les ménages urbains. Ceci explique, en partie, les valeurs estimées des élasticités selon le type de carburant : les ménages utilisant des véhicules diesel parcourant en moyenne de plus grandes distances ont des élasticités plus faibles car l'utilisation de la voiture est plus contrainte pour eux.

Graphique B
Type de carburant selon la zone de résidence



Champ : France métropolitaine.
Source : enquête Budget des Familles 2006. Calculs des auteurs.