

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

n° 40

Avril

2011

TRANSPORT

ÉCONOMIE ET ÉVALUATION



Présent
pour
l'avenir

Collection « Études et documents »
du Service de l'Économie, de l'Évaluation et de l'Intégration du Développement Durable
(SEEIDD) du Commissariat Général au Développement Durable (CGDD)

Titre du document : « Consommation de carburant : effets des prix à court et à long termes par type de population »

Directeur de la publication : Françoise Maurel

Auteurs : Lucie Calvet ; François Marical

Date de publication : Avril 2011

remerciements Les auteurs remercient François Gardes (Université PARIS I) pour les améliorations qu'il a proposées tout au long de cette étude, notamment pour son aide dans la création des deux pseudo-panels. Les auteurs remercient également Vincent Marcus (CGDD) pour ses conseils avisés et pour sa relecture attentive.

Ce document n'engage que ses auteurs et non les institutions auxquelles ils appartiennent.
L'objet de cette diffusion est de stimuler le débat et d'appeler des commentaires et des critiques.

Sommaire

Résumé	3
Introduction	4
I. Revue de littérature	5
A. Estimation d'un système de demande et des élasticités-prix	5
B. L'utilisation de pseudo-panels	6
II. Les dépenses de carburant entre 1985 et 2006	9
A. Evolution du nombre de voitures par ménage	9
B. Evolution de la part budgétaire du carburant	12
C. Une analyse toutes choses égales par ailleurs	15
III. Elasticité prix du carburant à court terme en 2006	18
A. Méthodologie de collecte des enquêtes budget de famille	18
B. Estimation des élasticités prix de court terme	18
C. Effet du niveau de vie sur l'élasticité prix à court terme	21
IV. Elasticité prix du carburant à long terme entre 1985 et 2006	22
A. Une période de forte variation des prix	22
B. Analyse descriptive des données et création du pseudo-panel par génération	23
C. Création du « pseudo-panel » par âge	26
D. Niveau de vie et élasticité-prix du carburant à long terme	27
E. Elasticité-prix du carburant et localisation des ménages	28
Conclusion	29
Bibliographie	30
Annexes	31
Annexe 1 : Travailler en panel pour éliminer les effets individuels	32
Annexe 2 : Correction de la saisonnalité pour l'estimation des élasticités de court terme.	33
Annexe 3 : Le modèle QAIDS	34
Annexe 4 : Répartition des ménages selon le type de carburant	36

Résumé

Cette étude présente des estimations de la sensibilité de la consommation de carburant des ménages aux prix à partir des enquêtes Budget de Famille de l'INSEE de 1985 à 2006. Une meilleure connaissance de ces effets est une aide à l'orientation des politiques publiques dans un contexte de hausse des prix qui semble inévitable à long terme. Elle permet, d'un point de vue environnemental, de prédire l'évolution de la consommation de carburant (et donc des émissions de CO₂) consécutive à une hausse du prix ; et, d'un point de vue social, d'identifier les ménages qui ne sont pas en mesure d'adapter leur consommation de carburant et qui sont les plus pénalisés par une hausse de prix.

A court terme l'élasticité prix du carburant se situe entre $-0,25$ et $-0,35$ en 2006, c'est-à-dire que, lorsque les prix augmentent de 1 %, la consommation de carburant diminue à court terme de l'ordre de 0,25 % à 0,35 %.

A long terme l'élasticité prix du carburant, estimée sur la base de « pseudo-panels » d'enquêtes de 1985 à 2006, est plus importante et vaut entre $-0,6$ et $-0,7$. Elle est légèrement plus élevée pour les ménages les plus modestes que pour les plus aisés dont la demande est moins sensible au prix du carburant. Elle est également un peu plus élevée pour les ménages urbains que pour les ménages ruraux.

Ainsi, toutes les catégories de ménages, quel que soit leur niveau de revenu, adaptent à long terme leur consommation de carburants à une hausse de prix. Cela révèle une efficacité importante du signal prix et conforte les politiques utilisant cet instrument.

Introduction

Entre 1990 et 2006, les prix des carburants automobile 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 pour les ménages les plus contraints financièrement, que pour appréhender les évolutions de la consommation de carburant des ménages.

La hausse du prix du carburant est un sujet sensible pour les ménages comme en attestent les débats qui ont entouré le projet de loi sur la taxe carbone. L'idée sous-jacente est que certains ménages sont dépendants, à un degré plus ou moins important, de la voiture et qu'une fiscalité sur le carburant, si elle pourrait effectivement diminuer la consommation de carburant, engendrerait un surcoût incompressible pour une partie des ménages. Des études empiriques montrent que les ménages diminuent effectivement leur consommation de carburant consécutivement à une hausse de son prix et que l'élasticité-prix du carburant, c'est-à-dire la modification de la quantité consommée de carburant suite à une hausse de 1 % de son prix, n'est pas nulle. En 2009, une étude du Credoc² a montré que 47,6 % des ménages estiment qu'en cas de hausse des prix de l'énergie (carburants, gaz naturel et fioul domestique) ils réduiraient leur consommation d'énergie.

Cette étude se propose d'analyser la relation entre la dépense des ménages en carburants et leurs prix à partir de l'enquête Budget de Famille 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. Idéalement, ces estimations doivent être réalisées à partir de données de « panel », qui permettent de suivre un même individu dans le temps, ce qui n'est pas le cas de l'enquête Budget de Famille. La construction d'un pseudo-panel a permis d'y remédier.

Ce travail se situe dans le prolongement d'une série d'études menées par le Commissariat Général au Développement Durable³ sur la consommation de carburant des ménages. Deux études⁴ ont permis d'étudier le lien entre la localisation des ménages et la consommation de carburant ainsi que d'étudier les effets redistributifs potentiels d'une fiscalité incitative via l'analyse des parts budgétaires du carburant. Les premières études montrent ainsi que, selon ce critère, les ménages, *a priori*⁵, les plus pénalisés par une hausse des prix du carburant seraient les ménages de niveau de vie intermédiaire. Cependant, l'analyse de la part budgétaire n'est qu'une dimension de l'étude des impacts redistributifs. Le rapport de la commission des comptes et de l'économie de l'environnement⁶, 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, la meilleure mesure de la régressivité d'une taxe semble devoir 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 essentielle.

Après une revue de la littérature (I) concernant les estimations d'élasticités-prix et le recours spécifique aux pseudo panels, l'étude commence par analyser les déterminants de la dépense de carburant des ménages et son évolution de 1985 à 2006 (II). Une estimation des élasticités-prix de court terme (III) est ensuite proposée sur la base de la dernière enquête réalisée puis une estimation des élasticités-prix de long terme grâce au regroupement en pseudo-panel (IV). Des estimations d'élasticité prix sont également proposées pour des sous populations.

¹ Source INSEE, Indice des prix à la consommation.

² Credoc, « enquête condition de vie et aspiration des Français »

³ Au sein du Ministère de l'Ecologie, de l'Energie, du Développement Durable et de la Mer

⁴ Kleinpeter M.-A., Lemaître E., (2009), « Dépenses de carburant automobile des ménages : relations avec la zone de résidence et impacts redistributifs potentiels d'une fiscalité incitative », *Etudes et documents* n°8, 2009 et Bleuze C., Calvet L., Kleinpeter M.-A., 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 », *Etudes et documents* n°14, 2009.

⁵ C'est à dire en l'absence d'ajustement de leur consommation.

⁶ Rapport « Aspects sociaux des politiques environnementales », 2008.

I. Revue de littérature

A. Estimation d'un système de demande et des élasticités-prix

Pour estimer des élasticités-prix il est nécessaire de modéliser la fonction de demande des ménages. Deaton et Muelbauer (1980) ont proposé un système complet de demande. Leur système AIDS (Almost Ideal Demand System) permet de déduire 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.

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 sur certains biens. Ainsi ils proposent d'introduire le terme carré du revenu logarithmique dans la fonction de demande. Grâce à ce modèle on peut calculer l'élasticité-dépense et l'élasticité-prix non compensée. On peut ainsi calculer 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 AIDS devient donc le modèle QAIDS (Quadratic Almost Ideal Demand System).

Le modèle QAIDS a été utilisé par Cardoso et Gardes (1996) à partir d'un pseudo-panel construit sur les enquêtes Budget de Famille de l'INSEE 1979, 1984 et 1989. Leurs estimations portent sur quinze biens⁷. Les auteurs estiment les élasticités-revenu de ces biens et comparent les différentes méthodes d'estimation. Ils observent de forts écarts d'estimation entre l'estimation des élasticités-revenu transversales (estimées en coupe) et les élasticités temporelles (estimées en séries temporelles des ménages regroupés en cellules homogènes).

Les auteurs testent la présence d'effets spécifiques et en montrent l'existence pour huit postes de consommation. Les estimations *between* et *within* sont significativement différentes dans l'ensemble (pour treize des quinze postes). Une des explications de cette différence est l'endogénéité des effets spécifiques qui biaise l'estimation *between*, alors que le modèle *within* permet de les éliminer.

Le modèle QAIDS a également été repris par Clerc et Marcus (2009) qui ont estimé les élasticités-prix du carburant et de l'énergie domestique sur l'année 2006 à partir de l'enquête Budget de Famille ainsi que sur séries temporelles. Sur données temporelles, ils estiment à -0,2 l'élasticité-prix moyenne du carburant⁸ et à -0,4 l'élasticité-prix à long terme. A court terme, l'ajustement de la consommation de carburant des ménages est délicat, il passe principalement par une réduction des kilomètres parcourus. Au contraire, à long terme, l'ajustement est plus aisé bien que plus coûteux, il se traduit du côté de la demande (changement de véhicule, rapprochement des réseaux de transport,...), et du côté de l'offre (amélioration des réseaux de transport en commun, ...). Le résultat de leur estimation à court terme est conforme aux estimations obtenues sur séries temporelles, présentes dans la littérature⁹, généralement comprises entre -0,3 et -0,2. En revanche, l'estimation de l'élasticité à long terme est plutôt inférieure aux résultats que l'on trouve dans la littérature estimée généralement entre -0,6 et -0,8.

Pour estimer l'élasticité à partir de l'enquête Budget de Famille, Clerc et Marcus construisent un indice des prix différencié afin d'introduire de la variabilité dans les prix. Ils utilisent 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 :

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

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 . La fonction de demande qu'ils estiment est ensuite obtenue à partir de système QAIDS. Ils obtiennent, avec ce modèle, des élasticités-prix comprises entre -0,7 et -1. Ces élasticités sont plus hautes que celles obtenues¹⁰ généralement à partir de données en coupe, généralement proches de -0,5 ou -0,6. Cependant Puller et Greening (1999), ont également obtenu des élasticités de court terme élevées, de l'ordre de -0,8 à -1,3 selon la spécification du modèle.

⁷ 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 ménages, la santé, l'achat de véhicules, l'utilisation de véhicules, les transports publics, les télécommunications, les loisirs-éducatifs, les services et autres biens.

⁸ Ils trouvent des élasticités plus faibles pour l'énergie domestique : élasticité nulle à court terme et proche de -0,2 à long terme

⁹ Voir Graham et Gleister (2002) ou Goodwin, Dargay et Hanly (2004).

¹⁰ Voir également Graham et Gleister (2002) ou Goodwin, Dargay et Hanly (2004).

Ils étudient ensuite la valeur de l'élasticité sur différentes sous catégories de ménages. Ils obtiennent les résultats suivants :

Figure 1 : Elasticités-prix estimées sur données transversales pour le poste carburant/ Clerc et Marcus (2009)

	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 » extrait du document « Elasticités-prix des consommations énergétiques des ménages » Clerc et Marcus (2009).

Le critère qui se révèle être le plus discriminant concernant l'élasticité-prix est le fait d'utiliser son véhicule pour les déplacements domicile-travail (figure 1). Les ménages utilisant leur véhicule pour se rendre à leur travail ont une élasticité moitié plus faible que les ménages ne l'utilisant pas. Ce résultat est logique : les ménages qui peuvent le moins ajuster leur consommation de carburant sont ceux qui en ont besoin pour se rendre à leur travail, par ailleurs certains peuvent bénéficier d'une prise en compte partielle des frais de transport domicile-travail par l'employeur. Les résultats montrent également que les ménages ruraux sont moins capables d'ajuster leur consommation que les ménages urbains, ce qui semble également conforme à l'intuition, en l'absence d'une offre de transports en communs suffisante. Enfin, les résultats montrent peu d'écart d'élasticité-prix du carburant entre les ménages les plus modestes et les plus aisés.

B. L'utilisation de pseudo-panels

Idéalement, les données de panel sont le meilleur outil pour calculer des élasticités-prix. En suivant les ménages dans le temps, on peut alors observer l'évolution de leur consommation face aux variations de prix. Cependant les données de panel sont rares. 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 ménages¹¹. Au contraire, les données en coupe sont beaucoup plus faciles à obtenir. Ainsi, les chercheurs se sont intéressés à la possibilité de créer des pseudo-panels à partir d'enquêtes réalisées en coupe et en considérant des comportements moyens sur des catégories (ou regroupements) de ménages bien choisis (Deaton (1985), Verbeek et Nijman (1992), Gardes, Duncan, Gaubert et Starzec (2005), Gardes (1999) et Cardoso et Gardes (1996)).

Deaton (1985) examine la possibilité de regrouper des ménages ou des individus à partir d'enquêtes en coupe indépendantes en cellules définies par le fait que les membres qui la composent ont des caractéristiques communes et fixes dans le temps (par exemple les hommes nés entre 1950 et 1955). 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 sont beaucoup plus basses que celles obtenues à partir de données en coupe. Cette différence s'explique par un manque de contrôle des effets individuels. Ainsi il propose d'introduire un effet fixe individuel dans la fonction de demande des ménages, le modèle s'écrit :

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

¹¹ Il faut néanmoins signaler l'existence du « panel auto », géré par l'INRETS, qui renseigne très précisément sur l'utilisation des véhicules dans le temps mais qui ne donne par contre pas d'autres informations sur les autres postes de consommation des ménages.

Avec : w_{iht} la part budgétaire du bien i consommée par le ménage h à la période t , x représente la dépense totale du ménage, a le vecteur des J caractéristiques socioéconomiques, θ_{ih} représente 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 (voir Annexe 1). Le modèle précédent peut se réécrire au niveau d'une cellule :

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

Avec : w_{ict}^* la part budgétaire du bien i consommée par la cohorte c à la période t . Les astérisques représentent la moyenne sur les cellules.

Les cellules peuvent être plus ou moins fines. A l'extrême, une cellule peut inclure tous les ménages et représenter l'ensemble de la population, elle devient un agrégat macroéconomique. Ainsi, en faisant varier la taille des cellules on peut observer comment évoluent les estimations. Il est même possible de trouver une taille de cellule à partir de laquelle les résultats microéconomiques et macroéconomiques se contredisent. Grâce au regroupement par cellule, le paramètre θ peut alors être éliminé par différentiation sur les dates successives des enquêtes en coupe.

Verbeek et Nijman (1992) ont également étudié l'apport des pseudo-panels. Ils rappellent deux propriétés des données en pseudo-panel qui ont été mises en avant dans d'autres études : Nijman et Verbeek (1990) ont montré que dans le cas d'un modèle à effet aléatoire, les estimateurs obtenus à partir de séries de données en coupe sont plus efficaces que celles obtenues à partir de données de panel ; Heckman et Robb (1985), Deaton (1985) et Moffitt (1990) ont montré que les données de panel n'étaient pas indispensables pour estimer les modèles usuels. Usuellement, les données de panel permettent d'éliminer par transformation l'hétérogénéité individuelle. *A priori*, cette stratégie n'est plus possible si l'on ne dispose que de données en coupe. Comme vu précédemment, Deaton (1985) propose d'y remédier en moyennant les variables explicatives x sur des cellules qui peuvent ensuite être directement comparées à différentes dates.

Les auteurs étudient également 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 le biais et la variance de l'estimateur. Pour limiter le biais, la taille des cohortes doit être la plus importante possible afin de réduire les erreurs de mesure, ainsi, à mesure que la taille de la cellule augmente, le biais décroît. Ils 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, Duncan, Gaubert et Starzec (2005) ont comparé les estimations d'élasticités obtenues à partir de données en coupe et de séries temporelles. 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. Pour les séries temporelles, le problème est le biais d'agrégation à cause des modifications dans la structure de la population ou de l'hétérogénéité des effets sur les prix ou les revenus selon les groupes sociaux. En revanche, pour les données individuelles, les problèmes sont la courte durée d'observation et le biais d'attrition, c'est-à-dire la perte de certains répondants au cours de la période d'enquête. Aussi, ils présentent le regroupement en données de pseudo-panel comme une alternative, et ce, même en présence de données de panel.

L'étude empirique 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, ce biais est atténué. Par ailleurs, le regroupement en cellules des données individuelles 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 des séries temporelles, du fait d'effets 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 évitant ainsi le biais d'agrégation. De plus, alors qu'usuellement la part de la variance expliquée à partir de données microéconomiques est faible, les données de panel permettent de dégager l'effet spécifique (c'est-à-dire l'influence de variables non observables) et d'expliquer mieux 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 : sans prise en compte de l'effet spécifique, toutes les estimations réalisées sont biaisées. La prise en compte sur données en coupe de l'effet spécifique étant impossible, toute estimation sur données en coupe sera biaisée.

L'auteur évoque deux problèmes liés à l'estimation sur pseudo-panel. Le premier problème réside dans les erreurs de mesure dues au fait que l'on ne retrouve pas les mêmes individus d'une période à l'autre. La méthode la plus simple est d'augmenter la taille des cellules mais ceci 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 est que l'estimation sur des agrégats (moyennes par cellules) amène de l'hétéroscédasticité qui ne peut pas être corrigée par des méthodes classiques car cela modifierait les effets individuels en fonction du temps. On ne pourrait alors plus éliminer les effets individuels par différenciation 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, fréquents dans les enquêtes de consommation, de consommations individuelles nulles ainsi que les problèmes d'erreurs de mesure sur les variables et il évite le biais d'attrition et peut être construit sur des périodes longues. Son principal inconvénient est qu'il réduit l'efficacité des estimations.

Cardoso et Gardes (1996) ont constitué un pseudo-panel à partir de l'enquête Budget de Famille pour estimer l'élasticité-revenu de quinze biens de consommation. Pour le pseudo-panel, ils 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.

II. Les dépenses de carburant entre 1985 et 2006

L'étude a été réalisée à partir de l'enquête « Budget de Famille » de l'INSEE, réalisée à un rythme approximativement quinquennal (encadré 1). Les enquêtes retenues dans cette étude sont celles menées en 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Entre 1985 et 2006, l'échantillon total est de 51 199 ménages métropolitains, soit environ 10 000 ménages par enquête.

Encadré 1 : Enquête Budget de Famille de l'INSEE¹²

L'enquête Budget de Famille (BDF) vise à reconstituer toute la comptabilité des ménages : dépenses et ressources des ménages résidant en France (métropole et Dom).

L'étude des dépenses constitue l'objectif traditionnel et 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 (la COICOP) 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.

Outre les 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...

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

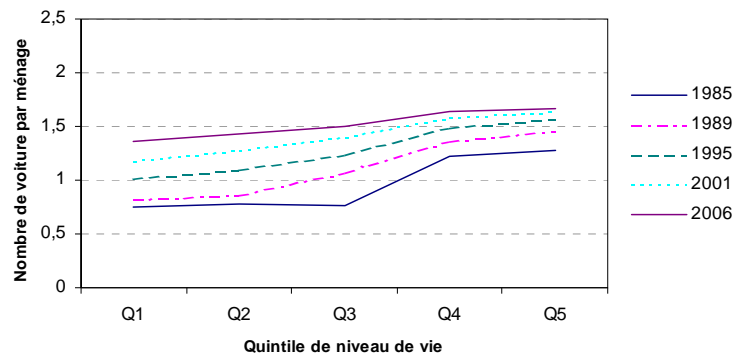
L'enquête Budget de Famille recueille essentiellement des données monétaires, laissant aux enquêtes spécialisées sur chaque poste de consommation (transport, logement, loisirs, vacances...) une approche plus qualitative des comportements des ménages. Toutefois, afin d'illustrer ces données monétaires,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

A. Evolution du nombre de voitures par ménage

De 1985 à 2006, la tendance est à un équipement accru en voitures (figure 1). Alors qu'en 1985, le nombre moyen de véhicules était autour de 1 par ménage, il est aux environs de 1,6 en 2006. Cette tendance est constante dans le temps, l'augmentation du taux d'équipement des ménages ayant été progressive tout au long de la période d'observation.

Si en 1985 le nombre moyen de voitures par ménage était très différent entre les ménages des trois premiers quintiles de niveau de vie et ceux des 4^{ème} et 5^{ème} quintiles, l'écart tend à se réduire en 2006 (figure 2). Les ménages les plus modestes de 2006 ont d'ailleurs en moyenne plus de voitures que les ménages les plus aisés de 1985.

Figure 2 : Nombre moyen de voitures par ménage selon le niveau de vie



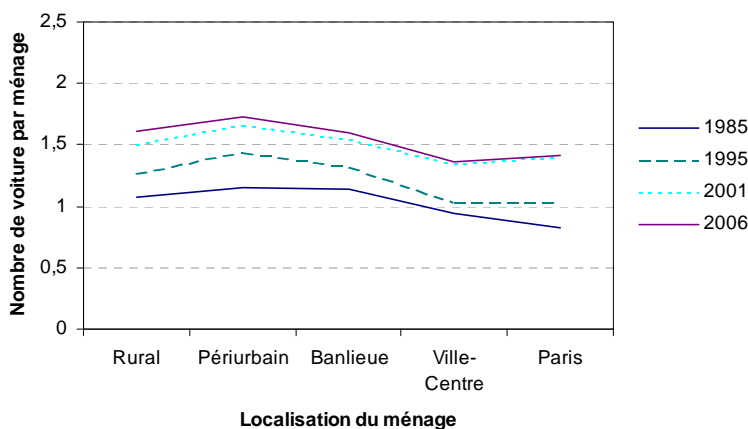
Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Note de lecture : En 1995 les ménages du 1^{er} quintile de niveau de vis (ménages les plus modestes) avaient en moyenne une voiture par ménage.

¹² Source INSEE : <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=sources/ope-enq-bdf-2006.htm>

Si l'augmentation du nombre de véhicules par ménage a touché toutes les zones d'habitat (encadré 2), les écarts entre zones ont peu évolué en 20 ans : les ménages les plus équipés sont les ménages périurbains, suivis des ménages ruraux et des ménages de banlieue de pôle urbain puis les ménages de ville centre et enfin les ménages du pôle urbain de Paris (figure 3).

Figure 3: Nombre de voitures par ménage selon la localisation



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Encadré 2 : Le zonage utilisé

L'étude reprend le zonage proposé par Kleinpeter et Lemaitre (2009). Ce zonage propose un découpage en 5 zones de taille équivalente :

- Pôle urbain de Paris
- Ville centre de pôle urbain de province
- Banlieue de pôle urbain de province
- Périurbain
- Espace à dominante rurale

Tableau 1 : Part des ménages par zone de résidence en 1985 et 2006 (en %)

	1985	2006
Rural	19	19
Périurbain	17	18
Banlieue	15	19
Ville-Centre	31	26
Paris	18	19

Ce zonage est basé sur une première distinction entre l'espace à dominante rurale et l'espace à dominante urbaine. Le premier comprend les petites unités urbaines ainsi que les communes rurales. Le second comprend les communes périurbaines, la banlieue et les villes centres.

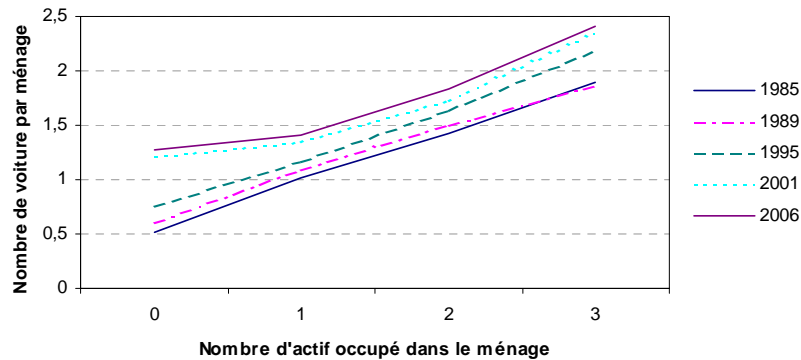
A l'intérieur de l'espace à dominante urbaine, se distingue l'unité urbaine qui est une commune ou un ensemble de communes qui comporte sur son territoire une zone bâtie d'au moins 2 000 habitants où aucune habitation n'est séparée de la plus proche de plus de 200 m. La ville centre de l'unité urbaine est la commune qui abrite plus de 50 % de la population de l'unité urbaine. A défaut on considère comme villes centres de l'aire urbaine la commune la plus peuplée ainsi que toutes les communes qui ont une population supérieure à 50 % de la population de la commune la plus peuplée. Les communes qui ne sont pas villes centres constituent la banlieue de l'unité urbaine.

Les communes périurbaines sont situées hors des villes centres et de la banlieue et sont caractérisées par le fait que 40 % de leur population travaille au sein du pôle urbain ou d'autres communes périurbaines. L'ensemble du pôle urbain et des communes périurbaines constitue ce qu'on appelle une aire urbaine.

Enfin, le pôle urbain de Paris, constitué de 396 communes de l'aire urbaine, forme une zone à part en raison des caractéristiques particulières de son réseau de transport urbain.

Par ailleurs, le nombre d'actifs dans le ménage fait augmenter fortement le nombre moyen de véhicules par ménage (figure 4). En moyenne, en 1985, alors qu'un ménage sans actif occupé possédait en moyenne 0,5 voiture, un ménage avec deux actifs occupés en possédait 1,4. Cet écart entre les ménages sans actif et les ménages avec actif est moins marqué en 2001 et 2006 que dans les années précédentes. Au vu de l'importance que le nombre d'actifs dans un ménage a sur le nombre de voitures, la hausse moyenne du nombre de voitures entre 1985 et 2006 par ménage est à relier sans doute à la hausse du taux d'activité des femmes.

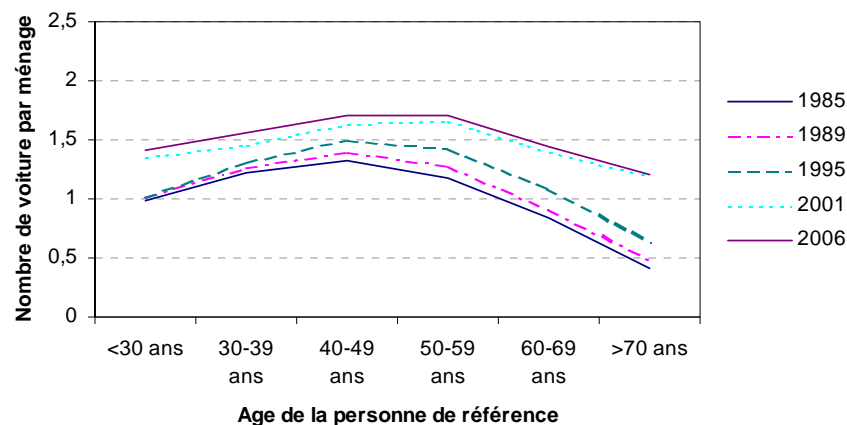
Figure 4 : Nombre de voitures par ménage selon le nombre d'actifs occupés dans le ménage



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Le nombre de voitures par ménage varie selon l'âge de la personne de référence (figure 5). En 2006, les ménages de moins de 30 ans ont en moyenne 1,4 voitures, ce nombre augmente jusqu'à 50 ans avec 1,7 voitures par ménage puis décroît fortement selon l'âge pour atteindre 1,2 voitures par ménage pour les ménages de plus de 70 ans. Entre 1985 et 2006, le nombre moyen de voitures a augmenté quel que soit l'âge et plus particulièrement pour les ménages les plus âgés. Alors qu'en 1985 le nombre moyen de voitures par ménage est de 0,4, il est de 1,2 en 2006.

Figure 5 : Nombre de voitures par ménage selon l'âge de la personne de référence



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

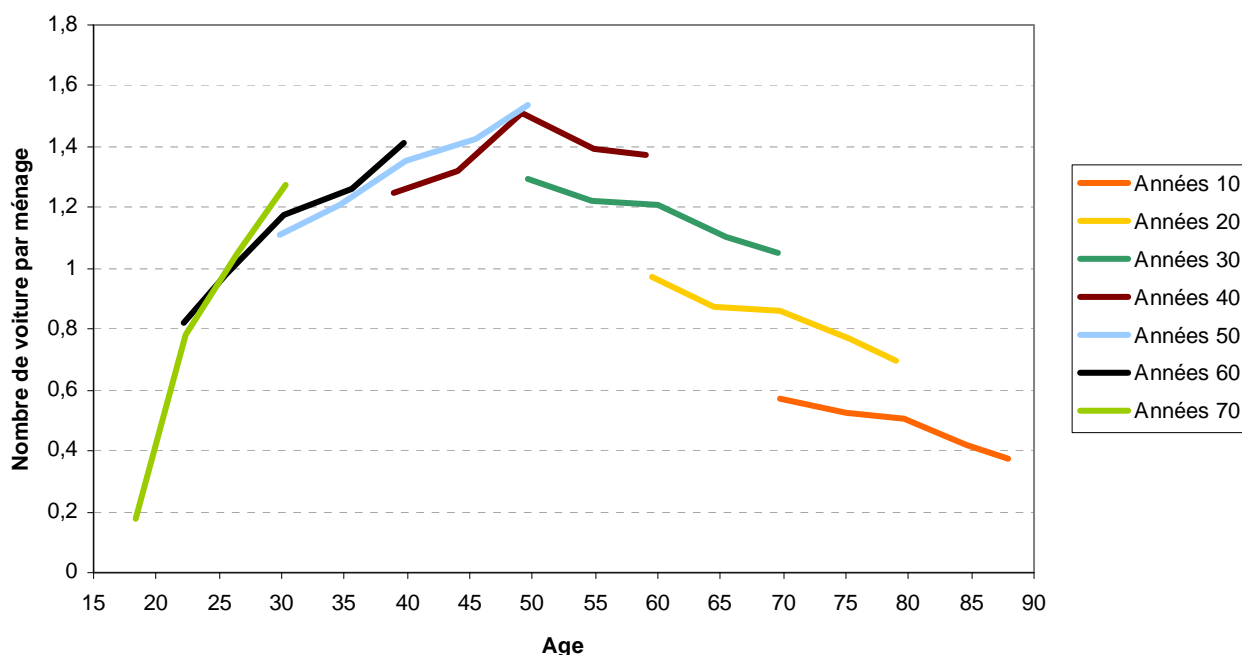
L'examen du nombre moyen de véhicules par génération (figure 6) permet d'observer conjointement les effets d'âge et les effets de cohorte¹³. Chaque trait de couleur représente une cohorte que l'on suit entre 1985 et 2006. A décennie de naissance donnée, l'évolution du nombre de voitures traduit un effet d'âge. De 20 à 50 ans, le nombre de voitures par ménage augmente, alors que passé cet âge, le nombre de voitures décroît. A âge donné, les écarts entre cohortes apparaissent. Les ménages dont la personne de référence est née dans les années 40, 50, 60 et 1970 se superposent, ce qui signifie que ces cohortes ont eu le même comportement. En revanche, ce n'est pas le cas des cohortes des ménages nés dans les années 10, 20 et 30 qui ont connu la diffusion de l'automobile. En

¹³ L'annexe 2 présente d'autres résultats complémentaires

effet, au même âge, les ménages nés dans les années 20 ont eu en moyenne plus de voiture que ceux nés dans les années 10, et ceux nés dans les années 30 en ont eu en moyenne plus que ceux nés dans les années 20. Par exemple, à 70 ans, alors qu'un ménage né dans les années 10 avait en moyenne 0,6 voiture, un ménage né dans les années 20 en avait 0,9 et un ménage né dans les années 30 en avait 1,1.

Figure 6 : Nombre de voitures par ménage selon l'âge

En fonction de la décennie de naissance



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Note de lecture : En moyenne, un ménage né dans les années 1930 avait à l'âge de 50 ans 1,3 voitures par ménage.

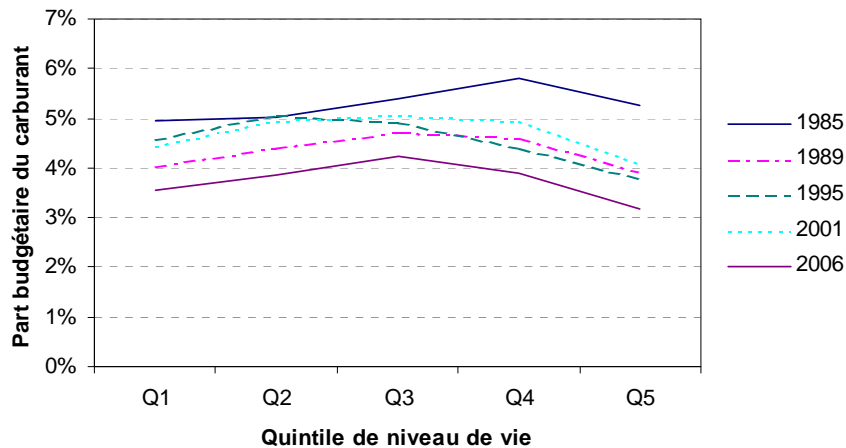
B. Evolution de la part budgétaire du carburant

Entre 1985 et 2006, la part budgétaire du carburant a baissé¹⁴. Alors qu'en 1985 la dépense de carburant représentait 5,3 % du budget des ménages, en 2006 elle ne représente que 3,7 % du budget des ménages. Cette baisse de la part budgétaire, malgré la hausse du nombre de voitures par ménage s'explique en grande partie par le niveau des prix du carburant en 1985, qui était élevé par rapport aux années précédentes et par la baisse de la consommation unitaire des voitures entre 1985 et 2006 (voir tableau 4).

Ainsi, hormis l'année 1985 marquée par des prix particulièrement élevés, la part budgétaire du carburant est restée relativement stable sur la période d'observation (figure 7). En 2006, entre le 1^{er} et le 3^{ème} quintile de revenu, la dépense de carburant augmente plus vite que la hausse de revenu, alors que le phénomène s'inverse entre le 3^{ème} et le 5^{ème} quintile. Ce sont donc les ménages de niveau de vie intermédiaire (3^{ème} quintile de niveau de vie) qui ont la part budgétaire la plus élevée 4,2 %. Les ménages les plus modestes et les ménages les plus aisés ont une part budgétaire similaire (3,5 % pour les premiers contre 3,2 % pour les seconds).

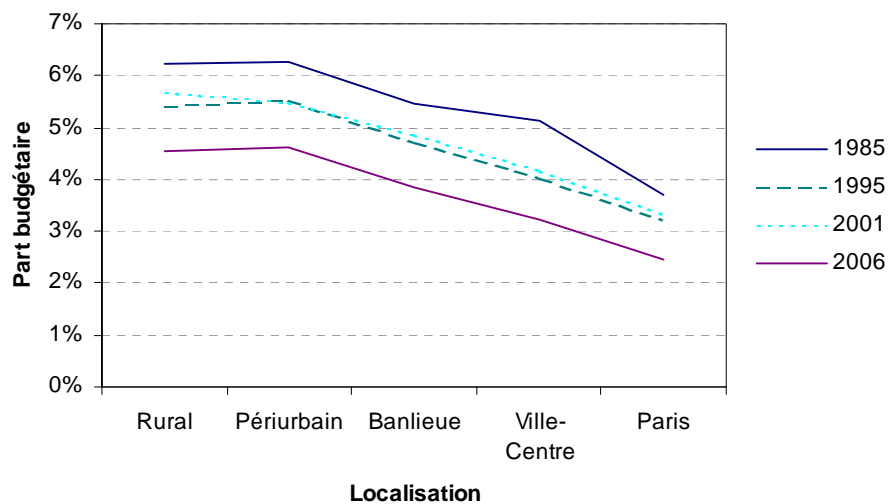
¹⁴ D'autres statistiques sur la consommation de carburant sont en annexe 1.

Figure 7 : Part budgétaire du carburant selon le niveau de vie



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Ce sont les ménages ayant le plus de voitures qui ont la part budgétaire du carburant la plus élevée, c'est-à-dire les ménages ruraux et périurbains (figure 8). En revanche, les ménages de banlieue qui ont en moyenne autant de voitures que les ménages ruraux ont une part budgétaire du carburant bien inférieure, sans doute à cause d'un revenu moyen plus élevé mais aussi en raison de distances parcourues plus faibles. Les ménages du pôle urbain de Paris se distinguent avec un part budgétaire du carburant particulièrement basse en 2006, de seulement 2,5 %.

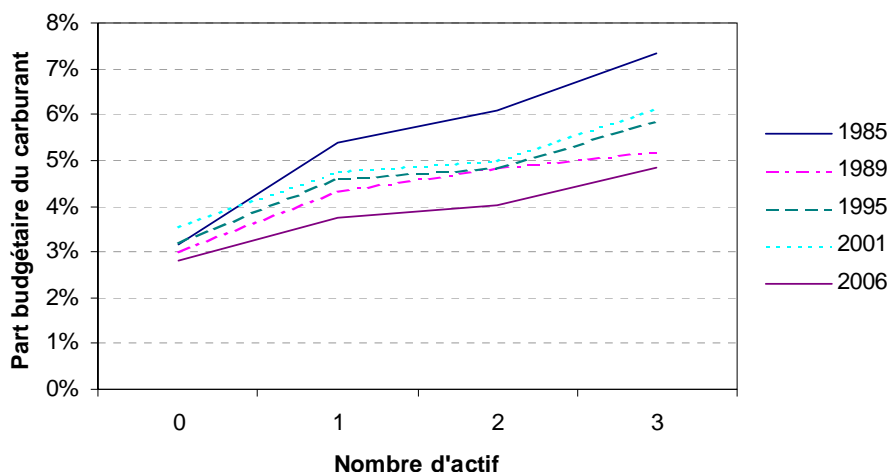
Figure 8 : Part budgétaire du carburant selon la localisation¹⁵

Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

¹⁵ La localisation des ménages n'est pas connue pour l'enquête 1989.

Quelle que soit l'année considérée, la part budgétaire du carburant est croissante avec le nombre d'actifs (figure 9). Ce résultat est à mettre en parallèle avec le nombre de voitures qui lui aussi croît avec le nombre d'actifs. Le nombre de voitures croît plus vite que la part budgétaire, car si les dépenses de carburant augmentent avec le nombre d'actifs, le revenu augmente également.

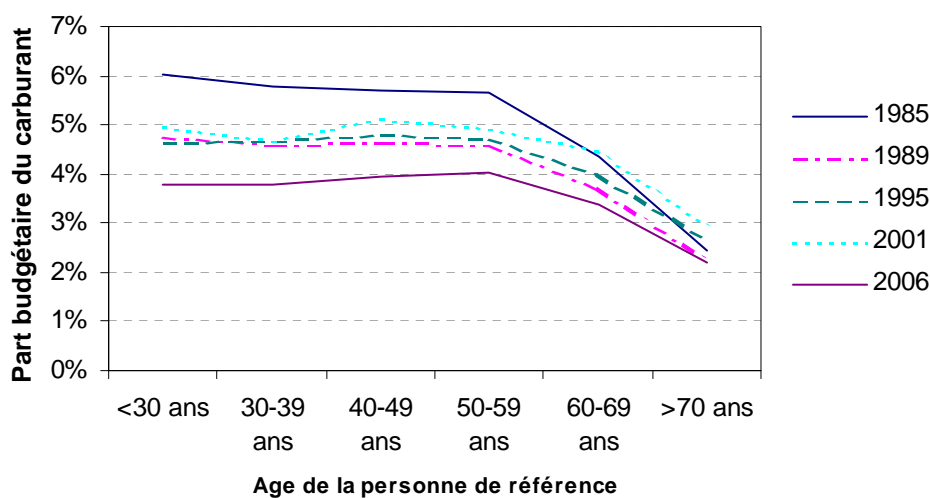
Figure 9 : Part budgétaire du carburant selon le nombre d'actifs occupés dans le ménage



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Par ailleurs, on constate une stabilité de la part budgétaire moyenne entre 30 et 60 ans. A partir de 60 ans la part budgétaire du carburant décroît rapidement. De 1985 et 2006 la part budgétaire du carburant a baissé quel que soit l'âge considéré (figure 10). La baisse de part budgétaire est néanmoins plus importante pour les ménages de moins de 60 ans. Pour ces ménages la part budgétaire moyenne a baissé d'environ deux points de pourcentage. Ce résultat est à mettre en parallèle des résultats précédemment présentés sur l'augmentation du nombre de véhicules chez les ménages les plus âgés.

Figure 10 : Part budgétaire du carburant selon l'âge



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

C. Une analyse toutes choses égales par ailleurs

Une modélisation économétrique permet d'estimer conjointement les effets de la localisation, du niveau de vie et de la composition familiale¹⁶ sur la dépense de carburant. L'estimation a été réalisée avec la méthode d'Heckman, présentée en encadré 3.

Encadré 3 : Modélisation par la méthode d'Heckman

Déclarer des dépenses de carburant est conditionné au fait de posséder au moins un véhicule. Expliquer directement les dépenses de carburant reviendrait de fait à ne considérer que des ménages équipés de véhicules. Cependant cette méthode introduirait un biais de sélection. En effet, le fait d'avoir une voiture est lié à la localisation du ménage mais également à son revenu et à sa composition familiale. On procède alors à une estimation en 2 étapes, proposée par Heckman (1978). La première étape consiste à estimer la probabilité qu'un ménage possède une voiture et de calculer le ratio de Mills. Dans la seconde étape on modélise la dépense de carburant en incluant ce ratio dans comme variable explicative.

Ainsi, dans la première étape, on modélise le fait pour un ménage d'avoir ou non une voiture :

$$V_i^* = X_i \beta + \varepsilon_i$$

Avec V_i^* la variable latente correspondant au bénéfice net retiré par un ménage i résultant du fait d'être équipé en voiture, X_i le vecteur des variables explicatives et ε_i le terme d'erreur.

Or v_i^* n'est pas observable, seul l'équipement effectif V_i des ménages l'est, soit :

$$V_i = \begin{cases} 1 & \text{si } V_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

A partir de cette modélisation, on peut calculer l'inverse du ratio de Mills :

$$\lambda(X_i \beta) = \frac{\varphi(X_i \beta)}{\phi(X_i \beta)}$$

Où φ est la densité de la loi normale et ϕ sa fonction de répartition.
La dépense de carburant s'écrit alors :

$$D_i = \begin{cases} \gamma Z_i + \theta \lambda_i & \text{si } V_i = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Avec D_i la dépense de carburant et Z_i le vecteur des variables explicatives.
Dans la seconde étape on peut alors modéliser la dépense de carburant pour les ménages équipés en voitures.

$$D_i = \gamma Z_i + \theta \lambda_i + v_i$$

L'introduction de l'inverse du ratio de Mills dans la deuxième étape introduit de l'hétéroscédasticité qui a été corrigée par la méthode des moindres carrés généralisés car la forme exacte de l'hétéroscédasticité peut être calculée.

On retrouve les effets attendus : le budget joue positivement sur la dépense de carburant, mais la dépense croît moins vite que le budget. Le nombre d'actifs augmente la dépense de carburant, ainsi que, dans une moindre mesure, le nombre d'inactifs et de mineurs. En 2006, le fait d'avoir un adulte occupé supplémentaire augmente de 630 euros la dépense annuelle de carburant, toutes choses égales par ailleurs. La zone de résidence explique également les différences de dépense de carburant. Toutes choses égales par ailleurs, les ménages ayant la

¹⁶ On exclut de l'analyse l'âge de la personne de référence

dépense de carburant la plus élevée sont les ménages périurbains, suivi de près par les ménages ruraux, puis les ménages de banlieue de province, viennent ensuite les ménages de villes centre et enfin les ménages du pôle urbain de Paris. Par ailleurs la comparaison des estimations de la dépense de carburant entre 1985 et 2006 montre une grande similarité dans les signes des variables entre 1985 et 2006 (tableau 1).

Néanmoins, des différences apparaissent entre 1985 et 2006, particulièrement concernant l'effet de la zone de résidence. Entre 1985 et 2006 l'écart de dépense de carburant entre zones vis-à-vis de la ville centre s'est accru. Ainsi alors qu'en 1985, les ménages ruraux dépensaient, toutes choses égales par ailleurs 140 € de carburant de plus qu'un ménage de ville centre, en 2006, ils dépensent 390 € de plus. De même, alors qu'en 1985 il n'y a pas de différence significative de dépense, toutes choses égales par ailleurs, entre les ménages vivant en banlieue de province et ceux vivant en ville centre, en 2006 l'écart est de 210 €.

Tableau 1 : Modélisation de la dépense de carburant en 1985 et 2006 avec la méthode d'Heckman

En euros courants

	Paramètres estimés	
	1985	2006
Constante	-1198	-1236
<i>Niveau de vie</i>		
Consommation par unité de consommation	0,13	0,07
Consommation par unité de consommation au carré	-1,67E-06	-4,8095E-07
<i>Composition familiale</i>		
Nombre de majeurs actifs occupés	549	632
Nombre de majeurs inactifs ou chômeurs	290	334
Nombre de mineurs	112	70
<i>Localisation</i>		
Espace à dominante rurale	143	392
Périurbain	153	454
Banlieue de pôle urbain (Hors Paris)	44	210
Ville centre (Hors Paris)	Ref	Ref
Pôle urbain de Paris	-355	-315
(1) Ratio de Mills	473	793

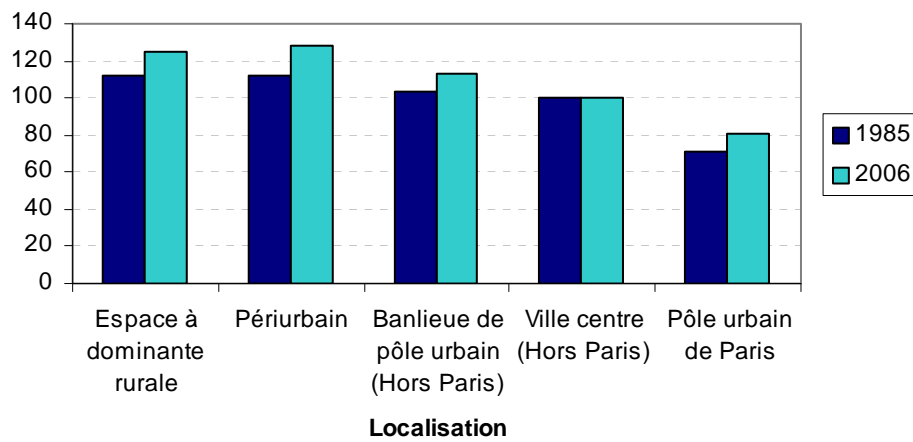
Source : Enquêtes Budget de Famille 1985 et 2006. Calculs des auteurs.

Note de lecture : Chiffres en gras significatifs au seuil de 5 %. Chiffre grisé non significatif au seuil de 5 %.

Ainsi, toutes choses égales par ailleurs les ménages périurbains dépensent 28 % de plus de carburant que les ménages de ville centre, alors qu'en 1985 ils n'en dépensaient que 12 % de plus (figure11). En revanche, l'écart s'est resserré avec le pôle urbain de Paris, car, alors qu'en 1985, les ménages vivant en zone périurbaine consommaient 57 % de plus de carburant que les ménages de villes centre, cet écart n'est plus que de 50 % en 2006.

Ces écarts de consommation s'expliquent à la fois par un moindre équipement en voitures et par une moindre utilisation de la voiture, pour les ménages équipés. La dépense moindre des ménages vivant en zone dense (pôle urbain de Paris, ville centre et banlieue) pourrait s'expliquer par la présence de réseaux de transports en commun fournissant une alternative à la voiture, ainsi que par les problèmes de congestion qui peuvent décourager certains ménages d'utiliser la voiture. A contrario, le surplus de dépense de carburant des ménages vivant en zone peu dense (périurbain et rural) est à relier à l'importance de la distance aux zones d'emploi et d'activité.

Figure 11 : Dépense de carburant selon la zone de résidence, toutes choses égales par ailleurs
(Base 100 en ville-centre de province)



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985 et 2006. Calculs des auteurs.

III. Elasticité prix du carburant à court terme en 2006

A. Méthodologie de collecte des enquêtes budget de famille

Les effets des variations de prix à court terme sur la consommation de carburant sont estimées ici à partir de l'enquête Budget de Famille 2005-2006. Cette partie s'inspire des travaux de Clerc et Marcus (2009). Le système de demande utilisé est présenté dans l'encadré 4.

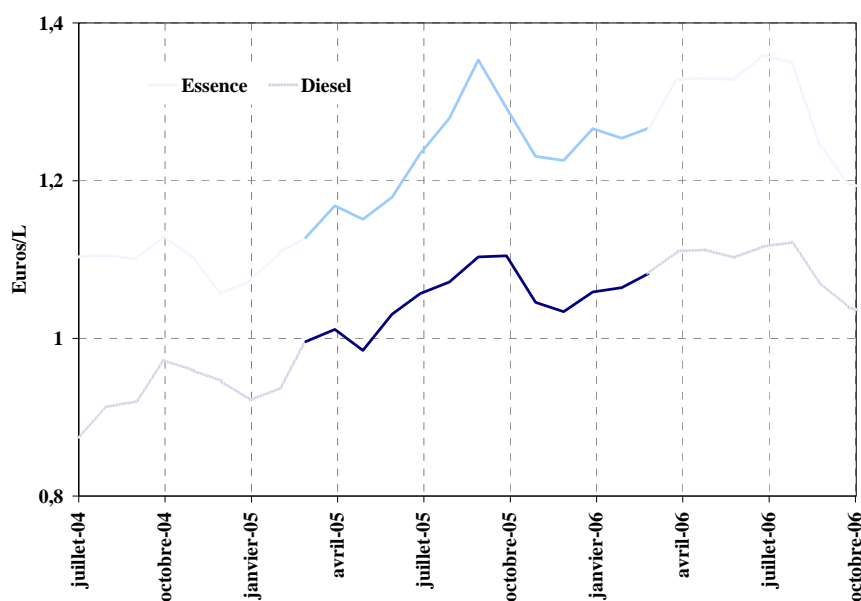
En France métropolitaine, l'enquête Budget de Famille 2006 a été réalisée auprès de 10 240 ménages rassemblant 25 364 individus. La collecte a été répartie sur 12 mois, en 6 vagues de 8 semaines réparties de mars 2005 à février 2006 (Annexe 2). Les enquêtés rapportent durant deux semaines leurs dépenses dans un carnet. Les dépenses importantes et occasionnelles à l'échelle de deux semaines sont renseignées directement dans le questionnaire d'enquête (loyer, assurances, énergie du logement...).

Ce mode de recueil des consommations, qui était sensiblement le même pour les enquêtes Budget de Famille 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 vingt six. Ce faisant, la consommation des ménages qui, durant les deux semaines d'enquête, avaient consommé relativement peu par rapport à leur consommation moyenne sur l'année est minorée et au contraire la consommation des ménages qui avaient consommé relativement plus que d'habitude est majorée. En particulier, si un ménage déclare une consommation nulle pour un produit durant les deux semaines d'enquête, il est abusif d'en déduire que le ménage considéré ne consomme jamais de ce produit¹⁷. Ce mode de collecte de l'enquête n'est pas réellement un problème tant que l'on analyse des résultats agrégés sur des sous-populations relativement importantes mais mérite d'être gardée en mémoire. Dans tous les cas la variabilité des observations s'en trouve augmentée, diminuant la précision des mesures.

B. Estimation des élasticités prix de court terme

Entre le 1^{er} mars 2005 et le 27 février 2006, les prix du carburant ont connu une forte variabilité (figure 12). Dans la période, on constate un écart de 20 % du prix de l'essence entre le prix le plus haut et le plus bas et de 12 % pour le diesel. Cette variabilité est nécessaire pour pouvoir constater des modifications de comportement consécutives aux changements de prix. Afin d'augmenter la variabilité des prix, on traite séparément les ménages équipés en voiture diesel ou essence¹⁸.

Figure 12 : Evolution des prix du carburant pendant l'enquête



Source : MEDDTL - SOEs

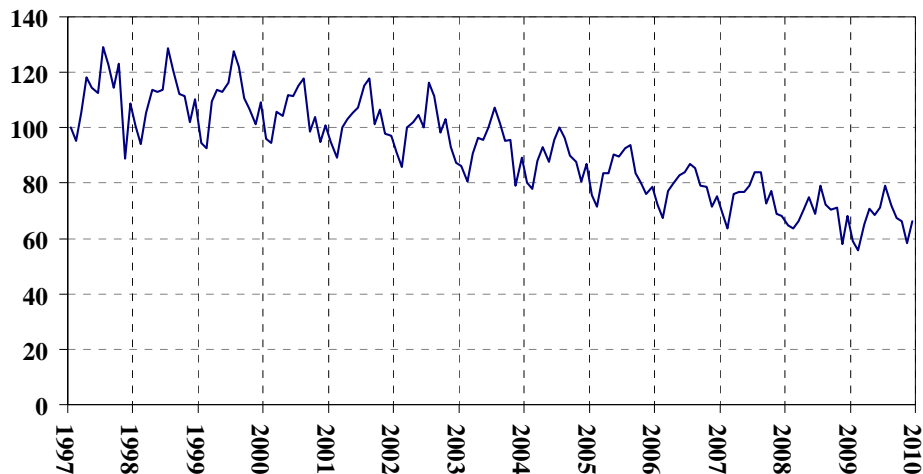
¹⁷ Pour certains produits, il est possible de supputer le résultat : un ménage qui n'est pas équipé de voiture consomme vraisemblablement très peu de carburant, même s'il lui est possible d'emprunter ou de louer un véhicule.

¹⁸ Des statistiques sur la motorisation des ménages sont fournies en annexe 2.

Cependant l'estimation de l'élasticité prix de la consommation de carburant sur une seule année se heurte au problème de la saisonnalité de la consommation. En effet, la consommation de carburant mensuelle (figure 13) présente une saisonnalité marquée, le point bas de la consommation de carburant 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 pic des prix sur la période observée ayant lieu aux alentours des périodes où la consommation est traditionnellement la plus élevée. Pour corriger de la saisonnalité, dans l'enquête 2006, une estimation de la saisonnalité a été réalisée à partir des données de consommation mensuelle¹⁹ afin d'estimer pour chaque mois un niveau de consommation par rapport au mois de janvier. Ces coefficients ont ensuite été utilisés pour corriger la consommation du ménage en fonction de la vague d'enquête et se ramener en quelque sorte à la consommation du mois de janvier du ménage. La méthode de correction de la saisonnalité est présentée en annexe 2.

Figure 13 : Consommation de carburant des ménages français en volume

Indice 100 en janvier 1997



Source : MEDDTL- SoeS

¹⁹ 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

Encadré 4 : Méthode d'estimation

On estime la fonction de demande d'après la spécification de système de demande QAIDS (voir Annexe 3 pour plus de détail). 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 de Famille (quinze jours) qui est inférieur à la périodicité d'achat du bien. Pour ces derniers ménages il s'agit d'une fausse non-consommation. Il s'agit ici des ménages ayant au moins une voiture mais n'ayant aucune dépense de carburant (23,2 % des ménages de l'enquête).

Pour traiter ce problème on utilise la méthode d'Heckman (voir encadré 3 page 21). 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. Parmi l'échantillon, 8 673 ménages possèdent au moins un véhicule. On distingue alors les ménages selon leur 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. On a ainsi 2 851 ménages²⁰ ayant une motorisation essence et 3 410 ménages ayant 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 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 :

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

Avec w_i la part budgétaire du carburant i , P^* l'indice des prix à la consommation, 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), λ l'inverse du ratio de Mills et ε_i le terme d'erreur.

L'élasticité prix compensée du bien i s'écrit alors (voir annexe 3) :

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

L'élasticité prix non compensée correspond à la réponse de la demande à une variation des prix. Cette réponse tient à la fois compte de l'effet de substitution entre le bien étudié et les autres biens (si le prix d'un bien augmente le consommateur peut consommer plus des 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 monte 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 élasticités prix compensées sont présentées.

²⁰ On a supprimé 43 ménages ayant déclaré la modalité 'autre' sur le type de carburant utilisé.

Les estimations obtenues sont conformes aux résultats trouvés sur des élasticités de court terme dans la littérature (tableau 3). Ainsi, à court terme, on estime que l'élasticité-prix compensée (la notion d'élasticité prix compensée est présentée dans l'encadré 4) du carburant est d'environ $-0,25$ sur l'ensemble des véhicules et qu'elle est de $-0,35$ pour un ménage roulant en véhicule essence et de seulement $-0,10$ pour un ménage roulant en véhicule diesel. Les ménages équipés en voitures essence ont donc une élasticité-prix plus forte que les ménages roulant avec un véhicule diesel. Les ménages équipés en véhicules diesels ont peut-être justement choisi ce carburant moins onéreux du fait d'une plus grande dépendance à la voiture pour leurs déplacements (les différences de structures des ménages équipés en véhicules essence ou diesel sont présentées en annexe 4). 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.

Tableau 2 : Estimation de l'élasticité-prix de court terme en 2006

	Ensemble (sur la moyenne des prix des carburants)	Essence	Diesel
Sans correction de la saisonnalité	-0,36	-0,46	-0,17
Avec correction de la saisonnalité	-0,26	-0,35	-0,11

Source : Enquête Budget de Famille 2006. Calcul des auteurs

C. Effet du niveau de vie sur l'élasticité prix à court terme

A court terme les ménages ont des possibilités limitées pour adapter leur dépense de carburant aux évolutions des prix. En particulier, ils ne peuvent pas changer de véhicule pour une voiture moins gourmande en carburant ou abandonner la voiture au profit d'autres modes de transport à la moindre hausse des prix. Pour annuler l'effet d'une hausse des prix, la première solution à la disposition des ménages à court terme réside dans un recours moindre à la voiture, par exemple en limitant les déplacements de loisir. Une autre possibilité réside peut-être dans une modification du comportement au volant destinée à réduire la consommation.

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, classés en trois catégories : modeste, moyen aisé²¹. 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. Dans tous les cas, l'élasticité prix des ménages utilisant le diesel comme carburant est effectivement plus faible que celle des ménages utilisant l'essence.

Tableau 4 : élasticité-prix de court terme en 2006 selon le niveau de vie

Carburant	Tous			Essence			Diesel		
	modeste	moyen	aisé	modeste	moyen	aisé	modeste	moyen	aisé
Sans correction de la saisonnalité	-0,44	-0,40	-0,23	-0,47	-0,45	-0,26	-0,41	-0,33	-0,17
Avec correction de la saisonnalité	-0,36	-0,31	-0,12	-0,38	-0,36	-0,14	-0,33	-0,24	-0,07

Source : Enquête Budget de Famille 2006. Calcul de auteurs

²¹ 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.

IV. Elasticité prix du carburant à long terme entre 1985 et 2006

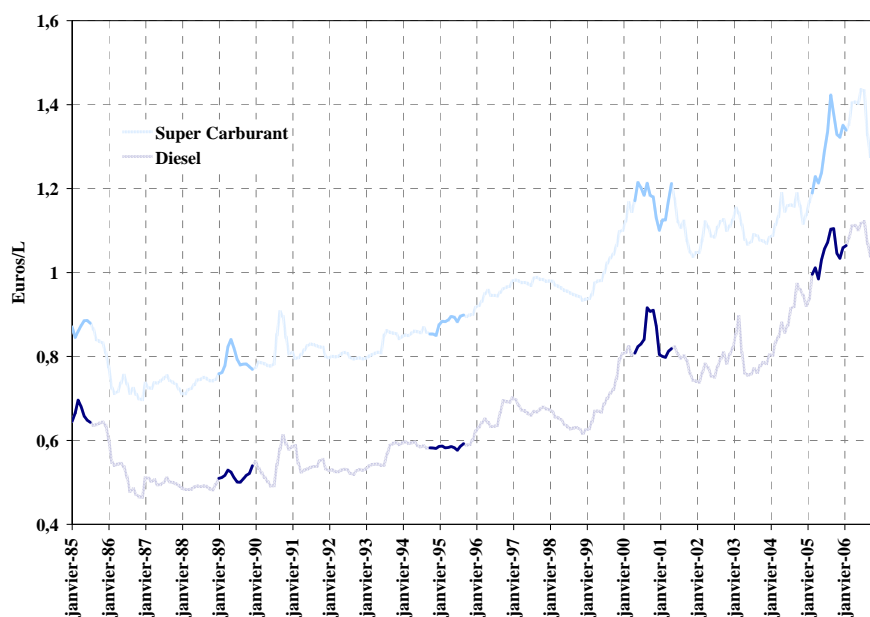
A. Une période de forte variation des prix

Dans cette partie, les élasticités-prix du carburant sont estimées sur longue période en utilisant un pseudo-panel constitué à partir des enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Cette partie s'inspire des travaux de Cardoso et Gardes (1996) qui avaient réalisé un pseudo-panel sur les enquêtes 1979, 1985, et 1989 de Budget de Famille. Deux pseudo-panels sont utilisés ici : un pseudo-panel par génération « à la Deaton » et également un pseudo-panel par âge : au lieu de suivre les ménages sur leur cycle de vie, les ménages des différentes enquêtes sont comparés à âge donné.

La période de 1985 à 2006 se prête bien à l'analyse des élasticités-prix du carburant. En effet, en 20 ans, le prix du carburant a connu de fortes évolutions. 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 en passant de 0,46 €/L en novembre 1986 à 1,12 €/L en août 2006. En outre après la baisse des prix survenue en début de période au moment du contre choc pétrolier, l'augmentation des prix a été relativement régulière de 1986 à 2006. Cette augmentation est sensiblement plus forte que celle du niveau général des prix à la consommation qui a augmenté d'un peu plus de 50 % sur la période considérée.

Pour pouvoir estimer des élasticités-prix, ces fortes variations de prix sont indispensables car elles permettent de voir comment les ménages ont ajusté leur consommation. La hausse des prix étant progressive sur la période, il semble légitime de supposer que les ménages aient pu anticiper une croissance des prix à long terme et aient entamé un ajustement dans leur consommation (figure 14). Au contraire si les prix n'avaient pas suivi de tendance claire les ménages n'auraient peut-être pas été autant incités à s'adapter.

Figure 14 : Evolution des prix du carburant de 1985 à 2006 en euros courants



Source : MEDDTL- SOeS

B. Analyse descriptive des données et création du pseudo-panel par génération

Pour estimer les élasticités-prix sur la période considérée, un pseudo-panel est construit (encadré 5). Cela consiste à recréer des données sous forme de panel à partir d'enquêtes en coupes. La création du pseudo-panel²² nécessite de former des cellules. Celles-ci doivent être homogènes 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 supposées être directement comparables aux différentes dates.

Encadré 5 : Construction du Pseudo-panel par génération²³

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 évident 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 :

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

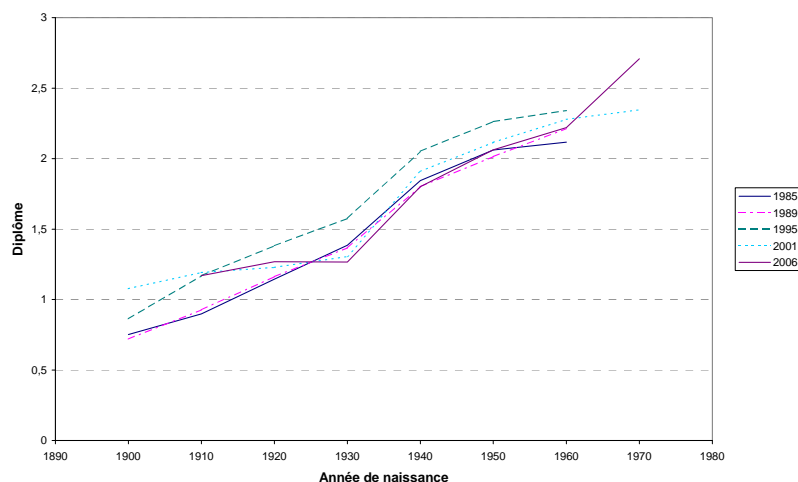
On supprime les classes extrêmes contenant trop peu de ménages : on passe ainsi de 51 044 observations à 49 022. Puis les cellules trop petites sont fusionnées avec les cellules adjacentes, selon le critère du niveau de diplôme. On obtient finalement 241 cellules de taille comprise entre 47 observations 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.

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 (figure 5).

²² L'harmonisation des enquêtes est présentée en annexe 7.

²³ Cf annexe 4 pour des explications complémentaires

Figure 15 : Niveau moyen de diplôme selon la génération et l'année d'enquête



Source : Enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Note de lecture : Le graphique permet d'observer le lien entre le niveau de diplôme et la génération. 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 40 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).

La procédure d'estimation reprend celle utilisée par Cardoso et Gardes (1996). On recrée le système de demande QAIDS présenté dans l'encadré 4. Le cellulage 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 (encadré 6).

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 moyenne a baissé de 18 % sur les véhicules essence et de 34 % sur les véhicules diesel (tableau 5). Ainsi, la hausse des prix constatée sur 20 ans est moins forte si l'on raisonne en €/km. La limite de ce raisonnement est que la baisse de la consommation unitaire répond à une demande croissante des consommateurs de véhicules moins consommateurs. Cette baisse de la consommation unitaire est donc déjà une forme d'ajustement des ménages à la hausse des prix du carburant. Il semble néanmoins intéressant de comparer les estimations obtenues à partir des deux modèles.

Tableau 5 : Consommations unitaires moyennes des voitures (en L/100km)

	1985	1989	1995	2001	2006
VP essence	9,2	8,8	8,47	8,03	7,6
VP gazole	9,7	9,3	6,75	6,6	6,4
Ensemble			7,8	7,31	6,9

Source : Comptes du transport 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006.

Encadré 6 : 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 :

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

Et, en notant n_H la taille de la cellule H on a :

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

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

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

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

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

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 (encadré 7) et l'hétéroscédasticité est corrigée. Les modèles avec ou sans prise en compte du progrès technique donnent des résultats très similaires (tableau 6). En revanche, le choix des variables explicatives a un rôle important sur la valeur de l'élasticité. L'estimation la plus complète est celle tenant compte de l'effet d'âge et du nombre d'actifs.

Ainsi, l'élasticité-prix du carburant à long terme est estimée à environ -0,6. Autrement dit, une hausse de 10 % des prix du carburant engendrerait une baisse de 6 % de la consommation des ménages à long terme. A 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 6 : Elasticités prix à partir du Pseudo-panel avec correction de l'hétéroscédasticité

	Prix en €/litre	Prix en €/km
Modèle avec prix + dépense	-0,39	-0,38
Modèle avec prix + dépense+Nombre d'actifs	-0,57	-0,56
Modèle avec prix + dépense+Nombre d'actifs + âge	-0,62	-0,59

Source : Estimations à partir des enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Encadré 7 : L'estimateur Within

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

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

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

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

Avec W 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 :

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

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

C. Création du « pseudo-panel » par âge

Des estimations des élasticité prix de long terme ont également été réalisées à partir d'un pseudo-panel par âge (encadré 8). Dans ce second pseudo-panel, l'objectif n'est plus de regrouper les ménages d'une enquête sur l'autre de sorte à retrouver les « mêmes » ménages cinq ans plus tard. Ici l'objectif est de suivre pour chaque enquête des groupes de ménages du même âge. Dans les pseudo-panels « classiques » (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, ce qui induit qu'à chaque période ses modifications de consommation sont à la fois le résultat de l'évolution des prix mais également 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* beaucoup plus le fruit des modifications de prix que de l'évolution du ménage dans le 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 à partir du pseudo-panel par génération, plusieurs estimations ont été réalisées. Contrairement à l'estimation avec le pseudo-panel par génération, les modèles avec ou sans prise en compte du progrès technique donnent des résultats différents (tableau 7). Avec le pseudo-panel par âge, les élasticité sont 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.

Tableau 7 : Elasticité 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	-0,65
Modèle avec prix + dépense+ nombre d'actifs	-0,69	-0,73

Source : Estimations à partir des enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Encadré 8 : Construction du Pseudo-panel par âge²⁴

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 :

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

Les retraités sont reclassés dans leur catégorie socioprofessionnelle d'origine.

Ce mode 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.

Selon le modèle retenu, nos estimations montrent que l'élasticité-prix du carburant de long terme valent 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 est donc bénéfique. En revanche ce résultat ne nous dit rien sur les catégories de ménages les plus à même d'ajuster leur consommation. Des estimations supplémentaires ont donc été réalisées afin de différencier les élasticités-prix par sous population. Ces résultats font l'objet de la dernière partie de l'étude.

D. Niveau de vie et élasticité-prix du carburant à long terme

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 la capacité d'adaptation des ménages et de leurs possibilités de substitution. D'après le rapport «Aspects sociaux des politiques environnementales²⁵» : « 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 ». Comme vu précédemment, l'étude des parts budgétaires suggère qu'en cas de hausse des prix du carburant, les ménages les plus affectés seraient les ménages de niveau de vie intermédiaire. L'objet de cette partie de l'étude est de compléter cette analyse par l'étude des élasticités-prix des ménages en fonction de certaines caractéristiques et notamment le niveau de vie et la localisation.

D'un point de vue théorique deux phénomènes peuvent justifier des différences d'élasticités-prix du carburant selon le niveau de vie. D'un côté, l'adaptation des consommations face à un enchérissement du carburant est coûteuse (changement de véhicule,...), ce qui pourrait induire une moindre capacité des ménages les plus modestes à modifier leur consommation de carburant. Dans ce cas, les ménages modestes devraient avoir une élasticité relativement faible. Par contre, une hausse du prix du carburant a peu d'effet sur la contrainte budgétaire des ménages aisés. La demande de carburant des ménages les plus aisés pourrait donc être plutôt inélastique au prix. De fait, la théorie ne permet pas de donner de réponse claire.

Pour estimer les élasticités-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 et les modèles présentés précédemment ont été réutilisés. 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.

²⁴ Cf annexe 5 pour des explications complémentaires

²⁵ Commission des comptes et de l'économie de l'environnement (2008), « Aspects sociaux des politiques environnementales » *La documentation française*, pp. 92-107

Les résultats des estimations indiquent une élasticité des ménages les plus aisés relativement plus faible (tableau 8). En effet, l'élasticité-prix de long terme des ménages aisés vaut entre -0,6 et -0,7, alors que celle des ménages moins aisés est plus élevée, entre -0,7 et -0,9 pour les ménages de niveau de vie intermédiaire et -0,65 et -0,80 pour les ménages les plus modestes. Ainsi, les ménages modestes et de niveau de vie intermédiaire ont des élasticités-prix assez similaires et d'un niveau élevé. Cette importance de l'élasticité-prix de long terme des ménages modestes est tout de même une relative surprise. À long terme, tous les ménages, même les plus modestes, adapteraient leurs consommations de carburant aux prix.

Tableau 8 : Estimation d'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	-0,72	-0,68	-0,73	-0,65	-0,57
Pseudo-panel par âge	-0,83	-0,80	-0,84	-0,92	-0,73	-0,60

Source : Estimations à partir des enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

E. Elasticité-prix du carburant et localisation des ménages

Comme cela a été exposé précédemment, la zone de résidence influence fortement la consommation de carburant des ménages, les ménages les plus consommateurs étant les ménages vivant en zone périurbaine et rurale. A 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 quasi-absence de transports en commun. Dans un premier temps, la réduction de la consommation de carburant ne peut venir que de la réduction des kilomètres parcourus. En revanche, à long terme les 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 élasticités-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 de banlieue et de ville centre.

L'élasticité-prix du carburant des ménages urbains se situe entre -0,80 et -0,90, alors que celle des ménages ruraux se situe plutôt entre -0,70 et -0,80 (tableau 9). D'après cette estimation, les ménages urbains ont donc une capacité d'adaptation à long terme, suite 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.

Tableau 9 : Estimation d'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	-0,70	-0,91	-0,79
Pseudo-panel par âge	-0,74	-0,78	-0,93	-0,83

Source : Estimations à partir des enquêtes Budget de Famille 1985, 1989, 1995, 2001 et 2006. Calculs des auteurs.

Ainsi, les élasticités-prix du carburant de long terme varient peu selon le niveau de vie ou la localisation. En particulier, ces estimations ne permettent pas de mettre en évidence une ou plusieurs sous-populations qui seraient dans l'incapacité d'adapter leur consommation de carburant à long terme.

Le fait, qu'à long terme, les ménages les plus modestes semblent capables d'ajuster fortement leur consommation de carburant est un résultat intéressant. De même, l'importance relative de l'élasticité de long terme des ménages ruraux est un résultat encourageant en terme d'évolution à long terme de la consommation de carburant. Ceci montre que face à une hausse des prix du carburant, les ménages sont capables de réduire, à long terme, leur consommation de carburant et donc leurs émissions de CO₂ et ceci 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 biens être consécutive à une hausse des prix. La capacité d'adaptation des ménages ne permet pas de conclure sur les conséquences d'une hausse des prix en terme d'équité sociale.

Conclusion

Cette étude permet de faire le point sur les évolutions de consommation de carburant des ménages en 20 ans et elle fournit des estimations d'élasticités-prix du carburant de court terme et de long terme. En 20 ans, le nombre de voitures par ménage a fortement progressé. En revanche, la part budgétaire du carburant a diminué. Trois déterminants principaux de la consommation de carburant émergent : la localisation, le niveau de vie et le nombre d'actifs occupés dans le ménage.

Par ailleurs, l'étude montre que, si à court terme les ménages ne peuvent ajuster massivement leur consommation au gré des évolutions des prix, à long terme les capacités d'adaptation sont fortes. Ainsi, 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.

Enfin, l'étude montre qu'à long terme les ménages modestes et les ménages ruraux ont une élasticité-prix du carburant élevée (entre -0,65 et -0,80 pour les premiers et entre -0,70 et -0,80 pour les seconds). Ainsi, dans l'ensemble, les ménages sont capables à long terme de réduire leur consommation de carburant.

Ces résultats légitiment et prouvent l'efficacité de politiques de prix visant à intégrer les externalités liées à la consommation de carburant. De telles mesures réduiraient donc sensiblement la consommation des ménages et ceci pour toutes les catégories de la population. Cette étude ne se penche pas néanmoins sur les conséquences sociales de telles politiques de prix et sur les moyens éventuels de les corriger.

Bibliographie

- Banks J., Blundell R., Lebel A. (1992). « Quadratic Logarithmic Engel Curves and Consumer Demand », *mimeo*.
- Bleuze C., Calvet L., Kleinpeter M.-A., 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, 2009.
- Cardoso N., Gardes F. (1996), « Estimations de lois de consommation sur un pseudo-panel d'enquête de l'Insee (1979, 1984, 1989) », *Economie et Prévision*, n°126, p111-125.
- Calvet L., Marical F., Merceron S. et Theulière M. (2010), « La facture énergétique des ménages serait 10 % plus faible sans l'étalement urbain des 20 dernières années *France portrait social* (2010).
- Clerc M., Marcus V. (2009), « Elasticités- prix des consommations énergétiques des ménages », *Document de travail*, INSEE.
- Commission des comptes et de l'économie de l'environnement (2008), « Aspects sociaux des politiques environnementales » *La documentation française*, pp. 92-107
- Compte du transport 1992 (OEST – INSEE), 1996, 2002 (DAEI/SES- INSEE) et 2007 (MEDAD/SESP)
- Deaton A., Muellbauer J. (1980), « An Almost Ideal Demand System », *American Economic Review*, vol 70, p312-336.
- 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, no. 2, 242-253.
- Gardes F. (1999), « L'apport de l'économétrie des panels et des pseudo-panels à l'analyse de la consommation », *Economie et statistique*, n°324-325
- 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., 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, 2009.
- Verbeek M. et Nijman T., (1992), « Can Cohort Data be Treated as Genuine Panel Data? », *Empirical Economics*, vol 17, n°1

Annexes

Annexe 1 : Travailler en panel pour éliminer les effets individuels

Pour illustrer l'utilité de recourir à des données de panel plutôt qu'à des données en coupe, considérons un cas univarié simple où l'on cherche à estimer l'effet d'une variable x_i sur la variable y_i . L'objectif est donc d'estimer le modèle suivant, où le terme i désigne le terme d'erreur :

$$y_i = Cste + \alpha \cdot x_i + \varepsilon_i$$

L'estimateur des moindres carrés du coefficient est biaisé s'il existe une corrélation entre la variable explicative x_i et le terme d'erreur i . Considérons par exemple l'effet du revenu sur la consommation de carburant. Il n'est pas exclu que les ménages aisés consomment particulièrement plus que les ménages modestes pour des raisons qui ne sont pas directement liées au revenu. On pourrait imaginer que les personnes aisées aient des préférences socioculturelles spécifiques au delà de l'effet du revenu c'est à dire que les ménages modestes ne consommeraient pas de la même façon que les ménages aisés si leurs revenus étaient augmentés au niveau de celui des ménages aisés.

Autrement dit dans une analyse en coupe, l'effet mesuré des variables explicatives peut capter une partie des effets individuels si ceux-ci sont corrélés avec une ou plusieurs variables explicatives.

Pour corriger ce problème d'endogénéité il faut trouver un moyen de jouer sur les variables explicatives sans jouer sur les caractéristiques individuelles. Si on ne dispose que de données en coupe des méthodes existent (variables instrumentales, différence de différence...) mais le recours à un panel, c'est-à-dire à une suite d'observation pour la même population, est une solution pratique d'éliminer ce problème. En notant t le temps, le modèle s'écrit alors :

$$y_{it} = Cste + \alpha \cdot x_{it} + \varepsilon_{it}$$

La différence fondamentale liée à la possibilité de travailler en panel est qu'il est alors possible d'observer un même individu pour lequel les valeurs des variables x_{it} diffèrent mais dont les préférences spécifiques peuvent raisonnablement être supposées inchangées. Selon la forme retenue du terme i il est alors possible par des transformations (différences premières, within...) d'en éliminer la part fixe dans le temps et donc d'estimer plus précisément le paramètre .

Remarquons enfin qu'il suffit qu'une seule des variables explicatives soit corrélée avec les effets individuels pour que l'estimateur des MCO en coupe soit biaisé, quand bien même le coefficient que l'on cherche spécifiquement à estimer soit associé à une variable explicative non corrélée avec l'effet individuel. Dans la présente étude le prix n'est sans doute pas corrélé aux effets individuels mais l'ajout du niveau de consommation total qui pourrait l'être justifie pleinement un recours au panel.

Annexe 2 : 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 aux parts budgétaires pour les désaisonnaliser. On estime tout d'abord les coefficients de saisonnalité pour chaque mois. Soit :

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

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 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

Annexe 3 : 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.

Le modèle a des propriétés intéressantes : 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 dépense qui définit le minimum de dépense nécessaire pour obtenir un certain niveau d'utilité en fonction des prix. On appelle cette fonction $c(u, p)$ et on définit la classe PIGLOG par :

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

Avec $a(p)$ le coût de subsistance et $b(p)$ le coût nécessaire pour obtenir le niveau de satisfaction optimale. Il est nécessaire de donner une forme fonctionnelle aux fonctions $a(p)$ et $b(p)$. Deaton et Muelbauer proposent les formes fonctionnelles suivantes :

$$\log a(p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \log p_k \log p_j$$

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

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

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

Les fonctions de demande s'obtiennent à partir de l'équation (2). On utilise le fait que la dérivée de la fonction de coût selon le prix soit égale à la quantité et on obtient :

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

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

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

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

Or, pour le consommateur qui maximise son utilité, la dépense totale est égale à $c(u, p)$ et sa fonction d'utilité peut être transformée de sorte à avoir l'utilité u comme fonction du prix p et de la consommation X , c'est-à-dire la fonction d'utilité indirecte. En calculant la fonction d'utilité indirecte à partir de (2) et en la remplaçant dans (4), la fonction de demande AIDS s'écrit :

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

Où P est un indice des prix, défini par :

$$\log P = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_j \sum_k \gamma_{kj} \log p_k \log p_j$$

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 on n'a 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 :

$$w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{X}{P^*} \right) + \lambda_i \left[\log \left(\frac{X}{P^*} \right) \right]^2 \quad (6)$$

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

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

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

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

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 :

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

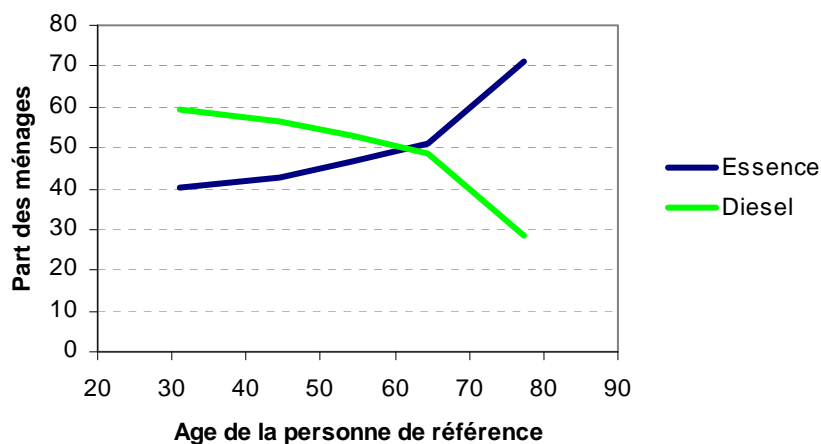
Dans le cas d'une élasticité prix directe ($i=j$), l'élasticité prix compensée se simplifie :

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

Annexe 4 : 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, on observe que les ménages les plus jeunes ont en majorité des véhicules diesel, alors que les ménages les plus âgés ont en majorité des voitures essence (figure 20). Ces différences de motorisations montrent l'importance de tenir compte de l'âge dans la modélisation des élasticités-prix.

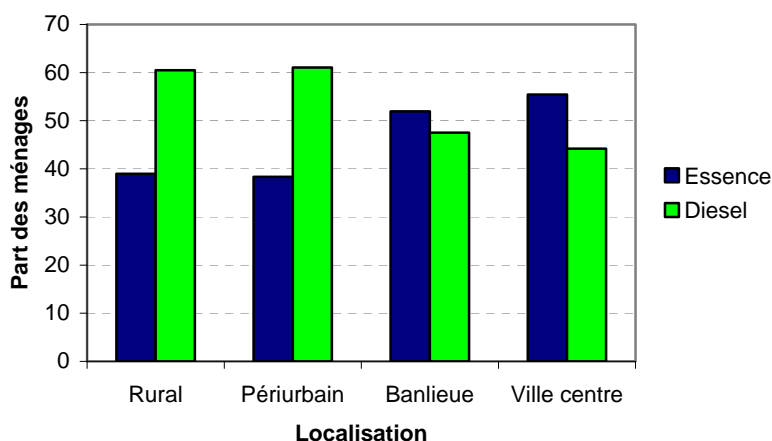
Figure 16 : Type de carburant utilisé selon l'âge de la personne de référence.



Source : Enquête Budget de Famille 2006. Calculs des auteurs.

De même, il y a des écarts de motorisation importants selon la zone de résidence (figure 21). Les ménages ruraux et périurbains, amenés à parcourir de plus grandes distances sont plus majoritairement 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.

Figure 17 : Type de carburant selon la zone de résidence



Source : Enquête Budget de Famille 2006. Calculs des auteurs.

Commissariat général au développement durable

Service de l'économie, de l'évaluation et de l'intégration du développement durable

Tour Voltaire

92055 La Défense cedex

Tél : 01.40.81.21.22

Retrouver cette publication sur le site :

<http://www.developpement-durable.gouv.fr/developpement-durable/>, rubrique « Publications »

Résumé

Cette étude présente des estimations de la sensibilité de la consommation de carburant des ménages aux prix à partir des enquêtes Budget de Famille de l'INSEE de 1985 à 2006. Une meilleure connaissance de ces effets est une aide à l'orientation des politiques publiques dans un contexte de hausse des prix qui semble inévitable à long terme. Elle permet, d'un point de vue environnemental, de prédire l'évolution de la consommation de carburant (et donc des émissions de CO₂) consécutive à une hausse du prix ; et, d'un point de vue social, d'identifier les ménages qui ne sont pas en mesure d'adapter leur consommation de carburant et qui sont le plus pénalisé par une hausse de prix.

A court terme l'élasticité prix du carburant se situe entre -0,25 et -0,35 en 2006, c'est-à-dire que, lorsque les prix augmentent de 1 %, la consommation de carburant diminue à court terme de l'ordre de 0,25 % à 0,35 %.

A long terme l'élasticité prix du carburant, estimée sur la base de « pseudo-panels » d'enquêtes de 1985 à 2006, est plus importante et vaut entre -0,6 et -0,7. Elle est légèrement plus élevée pour les ménages les plus modestes que pour les plus aisés dont la demande est moins sensible au prix du carburant. Elle est également un peu plus élevée pour les ménages urbains que pour les ménages ruraux.

Ainsi, toutes les catégories de ménages, quel que soit leur niveau de revenu, adaptent à long terme leur consommation de carburants à une hausse de prix. Cela révèle une efficacité importante du signal prix et conforte les politiques utilisant cet instrument.



Dépôt légal : Avril 2011
ISSN : 2102 - 4723

Service de l'économie, de l'évaluation et de l'intégration du développement durable

www.developpement-durable.gouv.fr