HAL open science

Équité de scénarios de tarification de l'automobile, Une analyse quantitative sur les données du panel Parc Auto TNS-Sofres

E. Boucq, Jean-Loup Madre, Benjamin Bureau, Matthieu Glachant

To cite this version:

E. Boucq, Jean-Loup Madre, Benjamin Bureau, Matthieu Glachant. Équité de scénarios de tarification de l'automobile, Une analyse quantitative sur les données du panel Parc Auto TNS-Sofres. 2009. hal-00544415

HAL Id: hal-00544415

https://hal.science/hal-00544415v1

Submitted on 8 Dec 2010

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Ministère de l'écologie, du développement et de l'aménagement durables

Équité de scénarios de tarification de l'automobile

Une analyse quantitative sur les données du panel Parc Auto TNS-Sofres

RAPPORT FINAL

12/06/2009

Réalisé par :

Benjamin BUREAU et Matthieu GLACHANT (MINES ParisTech, CERNA)
&
Elise BOUCQ et Jean-Loup MADRE (INRETS)

Pour :

La Direction de la Recherche et de l'Animation Scientifique et Technique (DRAST) du Ministère de l'Ecologie, du Développement et de l'Aménagement Durables (MEDAD) dans le cadre du PREDIT – Groupe Opérationnel n°11 (Politiques des transports)

Lettre de commande n°07 MT E050

Cette recherche a été financée par la DRAST dans le cadre du Predit (GO n°11). Elle a également été soutenue par l'attribution d'une allocation doctorale de la Région Ile-de-France à Benjamin Bureau.

Les auteurs remercient Laurent Hivert pour son aide dans la prise en main des données du panel Parc Auto TNS-Sofres.

Table des matières

Introduction générale 5

Partie A : Approche économétrique de court terme sur données de panel 7

1. Introduction 8
2. Revue de la littérature 8
3. Méthodologie et scénarios étudiés 10
4. Données et statistiques descriptives 15
5. Estimation et résultats 19
6. Conclusion 25

Partie B: Approche descriptive sur données de panel des évolutions à long terme 30

1. Introduction 31
2. Méthodologie 31
3. Dynamique des inégalités de la motorisation et de l'usage de l'automobile 44
4. Dynamique des inégalités de l'acquisition d'automobile 56
5. Conclusion 69

Conclusion générale 71

Références 73

Introduction générale

En mars 2007, l'Union européenne s'est engagée à réduire ses émissions de gaz à effet de serre à l'horizon 2020 d'au moins 20 % par rapport à 1990, ou de 30 % si d'autres pays développés s'engagent à atteindre des réductions d'émissions comparables[1]. Le secteur des transports est la principale source d'émissions de CO2 en France. Il représente ainsi 34% des émissions françaises de CO_2 en 2006, la moitié provenant des véhicules particuliers. Le transport est également le secteur où les émissions ont augmenté le plus entre 1990 et 2006 (CDC, 2009). Une stratégie climatique ambitieuse ne peut donc faire l'économie d'un plan ambitieux pour les transports.

La tarification de l'usage, de l'achat ou de la possession de l'automobile est de plus en plus considérée par les pouvoirs publics comme un instrument crédible pour diminuer les émissions de carbone. L'effet distributif et l'équité de cette approche soulèvent toutefois des interrogations. Pour beaucoup, augmenter la fiscalité sur les carburants serait par exemple injuste car cela pénaliserait les ménages les plus modestes ou limiterait la liberté de déplacement de banlieusards, plus dépendant de l'automobile. Or les effets distributifs des politiques de transport restent mal connus. Les décideurs politiques sont alors conduits à mettre en œuvre des mesures à partir d'idées *a priori*.

Cette étude cherche à fournir des éléments objectifs sur l'équité de la tarification de l'automobile. Elle développe une analyse quantitative des effets distributifs de différents scénarios de tarification de l'automobile et d'évolution du prix du pétrole. Plus précisément, il s'agit de mesurer la répartition entre les automobilistes français des coûts et bénéfices engendrés par ces scénarios, en s'attardant notamment sur les impacts pour les ménages à faible revenu.

Le panel Parc Auto TNS-Sofres est la source principale des données utilisées. Cette enquête est menée annuellement en France depuis 25 ans. Elle décrit au cours du temps le comportement des ménages français en termes d'usage de l'automobile (Km parcouru) et en termes de motorisation (ex : nombre de véhicules, âge, type, carburant). Environ 6500 ménages sont enquêtés chaque année. En moyenne, deux tiers sont réinterrogés l'année suivante alors que les autres sortent du panel et sont remplacés par de nouveaux ménages. Nous revenons de manière plus détaillée sur la description de panel Parce Auto TNS-Sofres dans la suite de l'étude.

[1] Conclusions du Conseil Européen du 8-9 mars 2007.

Sur le plan méthodologique, nous mettons en œuvre deux approches complémentaires qui constituent les deux grandes parties du rapport :

- Une approche économétrique de court terme mesurant les effets distributifs de scénarios de hausse du prix des carburants des véhicules particuliers. Sont plus particulièrement étudiés les effets de l'introduction d'une taxe carbone et de l'augmentation du prix du pétrole (Benjamin Bureau et Matthieu Glachant, MINES ParisTech)

  Elle met en œuvre une approche de micro-simulation reposant sur un modèle d'utilisation de l'automobile. Ce modèle est estimé à partir des données désagrégées du panel Parc Auto TNS-Sofres sur la période 2003-2006. Les données de panel sont particulièrement intéressantes pour estimer ce type de modèle car elles permettent de contrôler l'endogénéité inhérente des choix de motorisation. Cette partie se concentre sur les impacts distributifs à court terme.

- Une approche descriptive des évolutions au cours des trente dernières années des comportements d'achat, de motorisation et d'usage de l'automobile de différentes classes de revenu (Elise Boucq et Jean-Loup Madre, INRETS)

  Cette partie adopte une approche de statistiques descriptives sur données de panel sur le long terme. Elle cherche à analyser la dynamique des inégalités de motorisation, d'acquisition et d'usage de l'automobile sur les trente dernières années. Elle mobilise les données des enquêtes INSEE de Conjoncture Auprès des Ménages (ECAM) de 1974 à 1994 et les données du panel Parc Auto TNS Sofres sur la période 1985-2006.

La suite du rapport présente successivement l'approche économétrique de court terme et l'approche statistique de long terme. Une dernière partie rassemble les enseignements de ce travail.

Partie A : Approche économétrique de court terme sur données de panel

1. Introduction

L'objectif de cette partie est d'évaluer quantitativement les effets distributifs de différents scénarios de hausse du prix du pétrole et de taxe carbone sur les carburants des véhicules particuliers. Plus précisément, il s'agit de mesurer la répartition entre les automobilistes français des coûts et bénéfices engendrés par les différents scénarios.

Sur le plan méthodologique, nous développons une approche de micro-simulation reposant sur les données du panel Parc Auto TNS-Sofres. Il s'agit, dans un premier temps, d'isoler certains déterminants clés de la demande de kilomètre des ménages puis d'utiliser ces résultats pour simuler différents scénarios d'augmentation des prix des carburants. L'impact sur le bien-être de chaque ménage est évalué à l'aide de mesures de variations de surplus du consommateur. Les effets distributifs sont appréciés selon deux critères d'équité :

- L'équité verticale : la répartition des coûts et des bénéfices entre classes de revenu ;
- L'équité spatiale : la répartition des coûts et des bénéfices entre urbains, périurbains et ruraux.

Contrairement aux études françaises antérieures, nous modélisons et simulons de manière explicite les changements individuels de kilomètres induits par les modifications de prix du carburant. En revanche, nous supposons que les ménages ne modifient pas la taille ou la composition du parc automobile dont ils disposent. En ce sens, nous ne mesurons que les effets distributifs de court terme.

Cette partie s'organise de la manière suivante. La section 2 positionne notre travail par rapport à la littérature existante. La section 3 présente la méthodologie utilisée et les scénarios étudiés. La section 4 présente les données. La section 5 présente et interprète les résultats. La dernière section conclut.

2. Revue de la littérature

Notre étude se distingue de la littérature existante sur au moins trois points. Elle lève tout d'abord l'hypothèse simplificatrice, commune à l'ensemble des travaux français (Berri, 2005, Bureau et Glachant, 2007, Darbéra, 2001, Purwanto, 2004), selon laquelle le comportement des automobilistes n'est pas modifié par l'instauration d'une nouvelle taxe. La méthode

privilégiée dans les travaux antérieurs est en effet une approche par les dépenses de transport. Elle repose sur l'idée que l'impact distributif d'une taxe sur un bien de transport (carburant, véhicule neuf, etc.) dépend en premier lieu de la part des dépenses liées à ce bien de transport dans le budget global des ménages. Ainsi, si un bien représente une part plus importante dans le budget des ménages pauvres que dans celui des ménages plus riches, une taxe uniforme sur ce bien est jugée régressive. En effet, les ménages les plus pauvres payent plus de taxe en pourcentage de leur consommation totale que les ménages les plus riches. Cette approche a été utilisée à plusieurs reprises en France et en Ile-de-France à partir notamment des données des enquêtes *Budget de famille* de l'INSEE (Berri, 2005, Darbéra, 2001, Purwanto, 2004). L'approche par les dépenses de transport présente toutefois une limite importante. Elle n'est valable que pour de petites variations de taxes ou de prix, ou plus précisément pour des variations de taxes ou de prix qui n'entraînent pas de modification significative de comportement des ménages. L'approche par les dépenses de transport fait en effet l'hypothèse implicite que le comportement des individus ne varie pas suite à l'instauration de la taxe.

Cette limite est également présente chez Bureau et Glachant (2007). Ces derniers s'appuient sur les données de l'Enquête Globale Transport (EGT) Ile-de-France 2001-2002 pour étudier l'impact de différents scénarios de politiques de transport. L'EGT fournit une description très précise des déplacements des franciliens et leur permet ainsi de mesurer les principaux coûts et bénéfices supportés par les ménages franciliens dans différents scénarios de tarification du transport routier (ex : rattrapage de la TIPP sur le gazole, introduction d'une vignette verte) ou de tarification des transports en commun (ex : création d'une zone unique de carte orange, augmentation de la vitesse commerciale des transports en commun).

L'hypothèse de comportements figés est sans doute réaliste pour des variations marginales de la fiscalité mais beaucoup plus problématique dès lors que l'on étudie des variations plus importantes, telle celle induite par une forte hausse du prix du pétrole, ou plus simplement, dès lors que l'on étudie des instruments comme la taxe carbone dont l'objectif est précisément de modifier le comportement des voyageurs.

Notre étude lève cette hypothèse de comportements figés. Nous modélisons et simulons ainsi de manière explicite les changements individuels de kilomètres induits par les modifications de prix des carburants.

Ce type d'approche a déjà été utilisé au Royaume-Uni (Blow and Crawford, 1997 et Santos and Catchesides, 2005) et aux Etats-Unis (Bento et al. 2005, 2009 et West, 2004, 2005). Ces résultats, américains notamment, restent toutefois difficilement transposables à la France dans la mesure où les structures urbaines, la distribution spatiale des revenus et

l'importance relative des transports en commun sont différentes. Par exemple, l'OCDE (2006) montre que l'usage de la voiture particulière, mesuré en passager-kilomètres par tête, est deux fois plus important aux Etats-Unis qu'en France. Une méta-analyse de Goodwin et al. (2004) montre également que les Etats-Unis ont des élasticités prix et revenu de la consommation de carburant plus faibles qu'en Europe.

La deuxième originalité du projet est que nous utilisons des données de panel. A notre connaissance, c'est la première fois que des données de panel sont utilisées pour étudier les impacts distributifs d'une taxation de l'usage de l'automobile. Les études antérieures avaient simplement accès à des données en coupe instantanée (simples ou « pooled »). On le sait, les données de panel permettent de contrôler les effets individuels non observés constants dans le temps, ce qui réduit les biais potentiels d'estimation.

L'étude simule également des scénarios simples de recyclage du revenu de la taxe carbone. Cela est important car de tels scénarios modifient les conclusions sur les impacts distributifs de la taxe carbone. La plupart des études existantes ne considèrent pas de scénarios de recyclage de la recette.

La principale limite méthodologique de notre étude est que nous ne mesurons que les effets distributifs de court terme. Cette limite est commune à l'ensemble des travaux empiriques existant à l'exception de Bento et al. (2005, 2009) qui considèrent les changements de motorisation ainsi que les ajustements sur le côté offre du marché de l'automobile américain. Plus généralement, une évaluation complète demanderait une approche en équilibre général ainsi qu'une connaissance précise de la distribution des bénéfices non marchands entre les différents groupes de revenu. Une telle analyse dépasse le cadre de notre étude.

3. Méthodologie et scénarios étudiés

Sur le plan méthodologique, nous procédons en quatre étapes. Nous estimons tout d'abord un modèle économétrique d'usage de l'automobile à partir de données de panel sur la période 2003-2006. Dans un second temps, nous utilisons les résultats de ces estimations pour simuler les variations de kilomètres parcourus par les ménages engendrées par divers changements de prix sur les carburants. Troisièmement, nous calculons les variations individuelles de bien-être. Finalement, nous examinons la distribution des variations de bien-être entre les ménages. L'année de référence choisie pour les simulations est 2006. Le reste de cette section revient

plus en détail sur trois points clés de l'approche : le modèle d'usage de l'automobile, le calcul des variations de bien-être et la définition des scénarios.

3.1. Modèle d'usage de l'automobile

Cette sous-section présente le modèle d'utilisation de l'automobile. Les estimations de ce modèle seront ensuite utilisées pour simuler des changements de prix des carburants. Nous considérons l'expression standard de la demande de kilomètre suivante :

$$KM_{it} = \alpha + \beta_1.p_{it} + \beta_2.(p_{it} \times y_{it}) + \gamma.two_{it} + V'.\delta_1 + H'.\delta_2 + X'.\delta_3 + T_t'.\zeta + a_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où *i* indice les ménages, *t* indice les années, *KM* est le nombre de kilomètres annuels parcouru par le ménage, *p* est le prix au kilomètre, *y* est le revenu par unité de consommation, *two* indique que le ménage dispose de deux voitures, *V* est un vecteur de caractéristiques des véhicules, *H* est un vecteur de caractéristiques du ménage, *X* est une vecteur d'autres variables de contrôle, *T* est un vecteur de variables binaires annuelles, a_i est l'effet fixe des ménages, ε_{it} est le terme d'erreur standard et les lettres grecques restantes représentent les paramètres à estimer.

La spécification linéaire de la fonction de demande permet à la réponse de la demande à *p* de varier avec le niveau de demande. Cela est crucial lorsque l'on étudie les effets distributifs d'une hausse de *p*. A titre de comparaison, une spécification log-log imposerait une élasticité prix identique pour tous les ménages. Par ailleurs, pour permettre à l'effet prix de varier avec le revenu, nous incluons une interaction entre le revenu et le prix au kilomètre. Dans les estimations, *p* et (*p* × *y*) sont également croisés avec des variables binaires spécifiques pour permettre à l'effet prix de varier entre les ménages possédant un ou deux véhicules.

Lorsque l'on estime un modèle d'usage de l'automobile, un problème économétrique classique résulte de l'endogénéité des variables décrivant le nombre et les caractéristiques des véhicules possédés par les ménages. Cela provient de la nature jointe des demandes de véhicules et de kilomètres. Les choix des véhicules et des kilomètres sont reliés car les caractéristiques qui amènent un ménage à acheter un certain nombre et type de véhicules peuvent également influencer le choix de kilomètres de ce ménage. Par exemple, comme le font remarquer Mannering and Winston (1985), les caractéristiques individuelles qui tendent à

faire augmenter l'usage, par exemple le plaisir de conduire, vont affecter de manière négative la probabilité de choisir une vieille voiture abîmée avec laquelle peu de plaisir de conduite peut être retiré. En termes économétriques, une telle corrélation implique que les caractéristiques des véhicules, incluent comme variables explicatives dans l'équation (1), seront corrélées avec le terme d'erreur. Dans ce contexte, l'usage des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) peut mener à des estimateurs biaisés et non consistant. Une procédure standard pour traiter ce problème est d'adopter une approche en deux étapes : un modèle de choix discret est d'abord utilisé pour estimer les probabilités de choisir différentes tailles et compositions de parc ; ces probabilités sont ensuite utilisées dans l'estimation de la demande de kilomètres pour contrôler l'endogénéité (e.g., Berkowitz et al., 1990, Goldberg, 1998, Hensher et al., 1992, Mannering and Winston, 1985, Train, 1986, West, 2004)[2]. L'utilisation de données de panel nous permet d'adopter une approche plus directe pour traiter le problème d'endogénéité. En effet, l'utilisation d'un estimateur à effets fixes permet de purger les effets de a_i, i.e., tous les déterminants non observés et invariants dans le temps, de (1). Au final, la seule condition pour que l'estimateur soit consistant est que l'erreur idiosyncratique ε_{it} ne soit par corrélée avec les variables explicatives. Nous considérons qu'il s'agit d'une hypothèse raisonnable dans notre cas[3].

3.2. Calcul des variations individuelles de bien-être

Comme nous l'avons souligné en introduction, nous restreignons l'analyse à l'impact de la taxe à court terme et en équilibre partiel. Nous supposons ainsi que les ménages réagissent à la taxe supplémentaire en réduisant simplement le nombre de kilomètres effectués. Nous utilisons la variation de surplus de consommateur de chaque ménage pour mesurer la variation de bien-être engendrée par la taxe. En considérant une courbe de demande linéaire, la variation de surplus du consommateur pour le ménage *i* induite par la taxe supplémentaire peut s'exprimer :

$$\Delta CS_i = (p_{i1} - p_{i0}).KM_{i1} + ½ [(p_{i1} - p_{i0}).(KM_{i0} - KM_{i1})] \qquad (2)$$

[2] Cette approche provient du travail de Dubin and McFadden (1984) qui proposent des modèles pour estimer la demande jointe d'appareils électriques et d'électricité.
[3] Deux exceptions peuvent concerner les variables *ADD* et *SEP*. Nous revenons sur ce point dans la prochaine section.

où p_{i0} est le prix initial du kilomètre pour le ménage i, p_{i1} est le prix au kilomètre avec la taxe supplémentaire, KM_{i0} est le nombre initial de kilomètres et KM_{i1} est le nombre de kilomètres après la taxe.

Il est important de noter que ne pas considérer la réponse des automobilistes revient à prendre en compte deux fois le second terme de (2), ce qui engendre une surestimation de l'impact de la taxe sur le bien-être.

3.3. Scénarios étudiés

Le Tableau 1 présente les sept scénarios. Le premier scénario simule une hausse de prix 9% par litre d'essence et 18% par litre de diesel par rapport aux prix de 2006. Cela correspond à la variation entre le prix moyen du carburant en 2006 et le prix moyen en 2008. L'objectif est ainsi d'analyser l'impact distributif de la forte hausse de prix du carburant observée en France en 2007-2008.

Nous étudions ensuite six scénarios de taxe carbone. Le scénario de référence est une taxe carbone additionnelle de 0,071 € par litre d'essence et 0,081 € par litre de diesel. Ces valeurs font référence à un coût du CO_2 de 31 € par tonne (en € 2006). Il s'agit de la valeur tutélaire proposée par le Conseil d'Analyse Stratégique (2008) pour 2010 pour l'évaluation des choix d'investissements publics et, plus généralement, pour l'évaluation environnementale des politiques publiques. Elle a été déterminée pour atteindre les objectifs politiques européens de mars 2007 et se situe dans le haut de la fourchette des évaluations internationales des coûts externes du carbone (voir par exemple, CE Delft, 2008)[4]. Nous considérons ensuite différentes variantes de ce scénario de référence. Tout d'abord, une taxation du carbone plus importante : 0,124 € par litre d'essence et 0,140 € par litre de diesel. Cela correspond à 54 € par tonne de CO_2 (€ 2006), ce qui est la valeur tutélaire du CAS à l'horizon 2020. L'idée est de voir si le niveau de taxation affecte la distribution des pertes entre les ménages.

Nous considérons également deux approches alternatives de recyclage des recettes supplémentaires liées à l'instauration de la taxe carbone :

[4] Nous considérons une taxe additionnelle sur le carburant qui internalise complètement le coût externe du carbone tel qu'il est défini par le CAS (2008). Certains pourraient argumenter que les coûts sociaux du carbone sont déjà internalisés dans la fiscalités existantes sur les carburants, ou plus généralement, sur l'automobile. Evaluer l'optimalité économique d'une telle taxe additionnelle est hors du champ de cette étude. Nous voulons simplement alimenter le débat d'une fiscalité sur les carburants supplémentaire sur le terrain de l'équité.

- « Recyclage fixe » : les recettes sont redistribuées à part égale entre les ménages français ;
- « Recyclage par Unité de Consommation (UC) » : les recettes sont allouées en fonction du nombre d'unités de consommation[5] du ménage.

Les deux alternatives peuvent être prises en compte dans notre cadre méthodologique car ils impliquent des transferts forfaitaires à tous les ménages. Il est raisonnable de supposer que de tels transferts ne modifient pas significativement la demande de kilomètres des ménages[6]. Dans nos calculs, les transferts forfaitaires s'ajoutent donc simplement aux variations de surplus individuelles induites par la taxe carbone pour obtenir les changements de bien-être totaux. Nous considérons que le recyclage est réalisé sur une base annuelle[7] et supposons qu'il n'implique pas de coût additionnel pour les finances publiques.

Tableau 1 : Description des sept scénarios

Nom du scénario	Hausse de prix du carburant (%)	Taxe carbone	Montant de la taxe carbone	Redistribution des recettes de la taxe carbone	Montant redistribué (par an)
Hausse 2008	Ess. : +9%/L. Dies. : +18%/L.	Non	_	_	_
Référence	Ess. : +5%/L. Dies. : +7%/L.	Oui	Ess. : 0.071€/L. Dies. : 0.081€/L.	Non	_
Référence – « Recyclage fixe »	Ess. : +5%/L. Dies. : +7%/L.	Oui	Ess. : 0.071€/L. Dies. : 0.081€/L.	Oui	64€
Référence – « Recyclage par UC »	Ess. : +5%/L. Dies. : +7%/L.	Oui	Ess. : 0.071€/L. Dies. : 0.081€/L.	Oui	41€ par unité de consommation
Haut	Ess. : +9%/L. Dies. : +13%/L.	Oui	Ess. : 0.124€/L. Dies. : 0.140€/L.	Non	_
Haut – « Recyclage fixe »	Ess. : +9%/L. Dies. : +13%/L.	Oui	Ess.: 0.124€/L. Dies. : 0.140€/L.	Oui	110€
Haut – « Recyclage par UC »	Ess. : +9%/L. Dies. : +13%/L.	Oui	Ess. : 0.124€/L. Dies. : 0.140€/L.	Oui	71€ par unité de consommation

[5] Dans toute cette partie, nous retenons la définition des unités de consommation (UC) de l'INSEE (dite « échelle modifiée de l'OCDE ») : 1 UC pour le premier adulte du ménage, 0,5 UC pour les autres personnes de 14 ans ou plus, 0,3 UC pour les enfants de moins de 14 ans.

[6] Comme nous le verrons dans la section 5, nos estimations montrent que l'impact du revenu sur la demande de kilomètres est faible et à peine significative.

[7] Nos scénarios de recyclage s'inspirent de la proposition « d'Allocation Universelle Climat » de la Fondation Nicolas Hulot (2008). La Fondation suggère d'instaurer une taxe carbone et de redistribuer le produit de la taxe « à chaque citoyen de plus de 18 ans, ou à chaque ménage » une fois par an.

4. Données et statistiques descriptives

4.1. Description générale des données

Le Panel Parc Auto TNS-Sofres (par la suite « Parc Auto ») est la source principale des données. Cette enquête est menée annuellement en France depuis 25 ans. Nous utilisons les quatre dernières vagues du panel : 2003 à 2006. « Parc Auto » décrit le nombre de véhicules à disposition de chaque ménage, les caractéristiques techniques de ces véhicules (ex : âge, type, carburant) et leur usage. L'enquête inclut également les caractéristiques socio-économiques et géographiques des ménages. Environ 6500 ménages sont enquêtés chaque année. En moyenne, deux tiers sont réinterrogés l'année suivante alors que les autres sortent du panel et sont remplacés par de nouveaux ménages.

Nos estimations sont limitées aux ménages motorisés qui disposent d'un ou deux véhicules. Comme nous l'avons souligné plus haut, nous nous intéressons uniquement à la réponse des ménages en terme de kilomètres parcourus et non en terme de motorisation. Nous considérons donc uniquement les ménages motorisés dans nos estimations[8]. De plus, trop peu de ménages avec trois véhicules ou plus restaient dans notre échantillon après nettoyage pour produire des estimations rigoureuses. Ces ménages sont donc systématiquement exclus. Notons toutefois qu'ils représentent moins de 7% des ménages français en 2006. Puisque nous utilisons un estimateur à effets fixes, les ménages présents une seule année dans le panel ne sont pas inclus dans l'échantillon. Un examen rigoureux des données a également révélé des erreurs de mesures manifestes pour la variable « nombre de kilomètres parcourus » pour les ménages ayant remplacé un de leur véhicule au cours de l'année d'enquête. Ces observations ne sont pas incluses dans l'échantillon. Enfin, les observations avec des valeurs manquantes pour des variables clés sont également exclues. Au final, nous disposons d'un panel non équilibré (*unbalanced panel*) de 2956 ménages avec 7915 observations sur la période 2003-2006[9].

Afin de construire une variable de prix au kilomètre, nous avons besoins des prix du carburant et de la consommation moyenne de chaque véhicule. Pour les prix du carburant, nous utilisons des prix annuels moyens fournis par le ministère de l'Industrie. « Parc Auto » contient des données sur les consommations moyennes. Il est ainsi demandé à chaque ménage

[8] Les ménages non motorisés sont toutefois pris en compte lorsque nous mesurons les impacts des hausses de prix en terme de bien-être, en considérant que leur variation de bien-être est égale à zéro.
[9] 49% des ménages sont enquêtés deux ans, 34% sont enquêtés trois ans et 17% sont enquêtés quatre ans.

de donner une estimation de la consommation moyenne de chacun de ses véhicules. Nous ne considérons pas cette information directement mais l'utilisons pour estimer des consommations moyennes par type de véhicule[10]. L'idée est que certains ménages peuvent surestimer ou sous-estimer la consommation moyenne de leur parc mais nous faisons l'hypothèse, qu'en moyenne, les ménages font des estimations correctes. Pour les ménages à deux véhicules, le prix au kilomètre considéré dans les estimations est une moyenne du prix au kilomètre des deux véhicules.

4.2. Statistiques descriptives

Le Tableau 2 présente les principales statistiques descriptives de l'échantillon et les variables utilisées pour l'estimation. On voit par exemple que les ménages conduisent 14 601 kilomètres par an en moyenne, 26% disposent de deux véhicules et 35% habitent en milieu périurbain ou rural.

La majorité des variables utilisées dans l'estimation sont habituelles dans la modélisation de la demande de kilomètres. Certaines requièrent toutefois une attention spécifique : « Parc Auto » classe les véhicules dans neuf segments de marché. Afin de disposer d'un nombre suffisant d'observations pour chaque variable, certaines ont été regroupées. Nous considérons finalement quatre segments : bas de gamme (ex : Renault Clio, VW Polo), moyen de gamme (ex : Peugeot 307, VW Golf), haut de gamme ou 4x4 (ex : BMW Série 7, Mercedes Classe E) et véhicules utilitaires. Notons également que « Parc Auto » décrit l'usage – lors des douze derniers mois – de chaque véhicule à la disposition du ménage à la fin de l'année. Comme la taille du parc du ménage peut varier au cours de l'année, deux variables de contrôle sont inclues dans l'estimation : *ADD* qui indique que le ménage a acheté une voiture supplémentaire pendant l'année et *SEP* qui indique que le ménage s'est séparé d'une voiture. On s'attend à ce que la première variable diminue le nombre de kilomètres parcourus – car le ménage ne dispose pas de la voiture supplémentaire pendant douze mois. A l'inverse, on s'attend à ce que *SEP* augmente le nombre de kilomètres parcourus avec le véhicule restant – reflétant une certaine inertie dans l'activité du ménage. Ces deux variables sont potentiellement endogènes même après avoir contrôlé pour les effets non observés et invariant dans le temps. Puisque ce sont des choix irréguliers réalisés par les

[10] Au total, plus de 180 types de véhicules sont considérés en fonction de leur carburant, de leur puissance, de leur gamme et de leur âge. Ces consommations moyennes varient également selon l'année d'enquête. Les estimations sont réalisées par MCO. Les résultats sont disponibles sur demande.

ménages, ils peuvent être corrélés avec ε_{it}. En l'absence d'instruments valides, nous avons effectué les estimations sans inclure les ménages pour lesquels *ADD* ou *SEP* sont égaux à 1. Ce test de robustesse n'a pas modifié de manière significative les estimations des autres variables clés.

Finalement, même si l'information est disponible dans « Parc Auto », nous choisissons de ne pas inclure de variable décrivant le type de carburant (i.e., essence ou diesel). Cela ne nous semble pas nécessaire car le carburant influence seulement le nombre de kilomètres via la consommation moyenne (les véhicules diesels sont moins consommateurs en moyenne). Or la consommation moyenne est déjà reflétée dans le prix au kilomètre. Par ailleurs, les voitures diesel ont généralement une durée de vie plus importante. A priori, cette information n'est corrélée avec aucune de nos variables explicatives de telle sorte qu'il n'y a pas de problème à laisser l'information sur le type de carburant dans le terme d'erreur.

Tableau 2: Statistiques descriptives

Variable	Définition	Moy.	Ec. type
KM	Kilomètres totaux parcourus	14601	9127
p	Prix au kilomètre	0,0791	0,0157
p*REVENU	Prix au kilomètre*revenu par unité de consommation	1523	930
UN	=1 si le ménage dispose d'un véhicule	0,74	0,44
DEUX	=1 si le ménage dispose de deux véhicules	0,26	0,44
BAS	=1 si le ménage mono-motorisé dispose d'un véhicule base de gamme	0,31	0,46
MOYEN	=1 si le ménage mono-motorisé dispose d'un véhicule moyen de gamme	0,39	0,49
UTILITAIRE	=1 si le ménage mono-motorisé dispose d'un véhicule utilitaire	0,01	0,08
BAS_BAS	=1 si le ménage dispose de deux véhicules bas de gamme	0,03	0,17
BAS_MOYEN	=1 si le ménage dispose d'un véhicule bas gamme et d'un moyen de gamme	0,13	0,34
BAS_HAUT	=1 si le ménage dispose d'un véhicule bas gamme et d'un haut de gamme	0,03	0,16
MOYEN_MOYEN	=1 si le ménage dispose de deux véhicules moyen de gamme	0,04	0,19
MOYEN_HAUT	=1 si le ménage dispose d'un véhicule moyen de gamme et d'un haut de gamme	0,01	0,10
UTILITAIRE_2V	=1 si le ménage dispose au moins d'un véhicule utilitaire	0,02	0,15
NEUF	=1 si le ménage mono-motorisé dispose d'un véhicule récent (moins de 2 ans)	0,07	0,25
VIEUX_NEUF	=1 si le ménage dispose de deux véhicules dont une récente	0,04	0,19
NEUF_NEUF	=1 si le ménage dispose de deux véhicules récents	0,00	0,05
NB_ADULTES	Nombre d'adultes (18 ans ou plus)	1,8	0,7
Q_j	=1 si le ménage appartient au *j*-ième quintile de revenu par unité de consommation (j=2,..., 5)	–	–
BANLIEUE[a]	=1 si le ménage habite en banlieue	0,34	0,47
PERIURBAIN[a]	=1 si le ménage habite en milieu périurbain	0,33	0,47
RURAL[a]	=1 si le ménage habite en zone rurale	0,02	0,16
ADD	=1 si la taille du parc du ménage a augmenté durant l'année	0,02	0,13
SEP	=1 si la taille du parc du ménage a diminué pendant l'année	0,01	0,10
AN-*j*	Variables binaires annuelles (j=2004, 2005, 2006)	–	–
FEMME	=1 si le chef de famille est une femme	0,19	0,39
AGE	Age du chef de famille	58	15
NB_PERMIS	Nombre de membres du ménage avec le permis de conduire	1,6	0,5
NORD	=1 si le ménage habite dans le nord de la France	0,07	0,26
EST	=1 si le ménage habite dans l'est	0,10	0,30
OUEST	=1 si le ménage habite dans l'ouest	0,14	0,34
SUD_OUEST	=1 si le ménage habite dans le sud-ouest	0,10	0,30
SUD_EST	=1 si le ménage habite dans le sud-est	0,24	0,43

[a] Quatre types de localisation sont considérés : centre ville, banlieue, zone périurbaine et zone rurale. Cette nomenclature est développée par l'INRETS (Madre et Massot, 1994).

4.3. Test de biais de sélection

Lorsqu'ils remplissent le questionnaire de « Parc Auto », les ménages doivent donner des détails sur les caractéristiques et l'usage de chacun de leurs véhicules. Cela est clairement plus fastidieux pour les ménages multi-motorisés. En conséquence, il y a moins de chances de voir des ménages multi-motorisés rester plusieurs années dans le panel. Dit autrement, la rotation des ménages du panel n'est pas totalement aléatoire, de telle sorte qu'un problème de biais de sélection peut apparaître. Wooldridge (2002, p. 581) fournit un test simple pour les biais de sélection dans le contexte d'un modèle à effets fixes avec panel non équilibré. Le test repose

sur le fait que la sélection de l'échantillon dans un contexte d'effets fixes est seulement un problème lorsque la sélection est liée à l'erreur idiosyncratique, ε_{it}. Wooldridge suggère donc d'ajouter l'indicateur retardé de sélection, $s_{i,t-1}$, à l'équation ($s_{i,t-1}$ égale à 1 si le ménage *i* est présent dans le panel à la période *t-1*, 0 sinon), d'estimer le modèle par effets fixes et de faire un test de Student pour la significativité de $s_{i,t-1}$. Sous l'hypothèse nulle, ε_{it} n'est pas corrélé avec s_{ir} pour tout *r*, si bien que la sélection dans la période précédente ne devrait pas être significative à la période *t*.[11] Dans notre cas, un test robuste de Student supporte fortement l'hypothèse d'absence de biais de sélection.

5. Estimation et résultats

5.1. Estimation du modèle d'usage de l'automobile

Les résultats de l'estimation du modèle d'usage de l'automobile sont présentés dans le Tableau 3. Comme nous l'avons mentionné plus haut, un estimateur à effets fixes (*Within*) est utilisé pour contrôler l'endogénéité potentielle des variables explicatives décrivant la taille et la composition du parc. A titre de comparaison, le Tableau 3 présente également les résultats avec les MCO et un modèle à effets aléatoires (*Random Effects*, RE). Nous savons que ces deux méthodes mènent généralement à des estimateurs non consistant si les effets spécifiques aux ménages (non observés par l'économètre), a_i, sont corrélés avec les variables explicatives. Comme on pouvait s'y attendre, les MCO et le modèle à effets aléatoires produisent des résultats substantiellement différents du modèle à effets fixes, ce qui indique une corrélation entre a_i et les variables explicatives. Formellement, un test de Hausman rejette l'hypothèse d'estimations similaires avec les modèles à effets fixes et à effets aléatoires. De plus, nous avons effectué un test de Fisher pour tester l'hypothèse nulle selon laquelle les constantes sont égales entre les ménages. L'hypothèse est rejetée fortement. Les MCO ne sont donc pas appropriés. Pour le reste de l'étude nous nous focalisons sur les estimations du modèle à effets fixes.

[11] Cette approche a été suggérée initialement par Nijman et Verbeek (1992) dans le contexte des estimations à effets aléatoires.

Les coefficients de prix sont significatifs[12] et de signes attendus. Les ménages conduisent moins lorsque le prix par kilomètre augmente mais les ménages les plus riches sont moins sensibles au prix. Comme prévu, les ménages avec deux véhicules font plus de kilomètres, tout comme ceux qui disposent d'une voiture récente – bien que ce dernier résultat ne soit significatif que pour les ménages mono-motorisés. A l'inverse, les variables binaires de segments de marchés ont un pouvoir explicatif très faible.[13,14]

Sans surprise, les ménages avec plus d'adultes conduisent plus, tout comme ceux habitant en milieu périurbain ou rural. De manière intéressante, l'effet du revenu par tête est négatif, bien qu'il soit tout juste significatif.[15] Cela vient du fait que notre modèle produit des estimations à nombre de véhicules constants. Dans leur revue des études sur les élasticités de la demande, Goodwin et al. (2004) notent que lorsque le revenu augmente, le nombre de véhicules augmente relativement plus que le volume de trafic. Un tel résultat implique que l'usage par véhicule devrait diminuer lorsque le revenu augmente.

Comme on pouvait s'y attendre, les ménages qui disposent de l'un de leurs véhicules pendant moins de 12 mois conduisent moins. Inversement, les ménages bi-motorisés qui se séparent d'un de leurs véhicules conduisent davantage avec les véhicules restant, reflétant une certaine inertie dans leurs activités.

[12] A cause des effets d'interaction, il faut faire attention à ne pas regarder séparément les coefficients de prix. Ainsi, même si le coefficient de *p*REVENU*DEUX* n'est pas significatif au seuil de 10% (il l'est toutefois au seuil de 13%), un test de Fisher rejette fortement l'hypothèse jointe que *p*DEUX* et *p*REVENU*DEUX* sont égaux à zéro.

[13] Des tests sur les coefficients mettent en lumière deux exceptions : les 3% de ménages qui disposent d'une voiture bas de gamme et d'une voiture haut de gamme conduisent plus que la plupart des autres ménages bi-motorisés. Par ailleurs, les ménages mono-motorisés qui disposent d'une voiture moyen de gamme conduisent plus que les 0,7% des ménages qui disposent d'un véhicule utilitaire.

[14] Une telle absence générale de significativité est également visible chez Goldberg (1998) pour les Etats-Unis.

[15] Le signe négatif demeure quelle que soit la spécification du revenu : discret ou continu, total ou par unité de consommation, mais pas la significativité.

Tableau 3: Résultats de l'estimation de la demande de kilomètres

	MCO		Effets aléatoires (RE)		Effets fixes (FE)	
p*UN	-128,233***	(8444)	-109,804***	(7559)	-40,989***	(15501)
p*DEUX	-246,077***	(23795)	-187,422***	(18083)	-78,174***	(26906)
p*REVENU*UN	0.258	(0.24)	0.463***	(0.16)	0.466***	(0.17)
p*REVENU*DEUX	0.313	(0.37)	0.345	(0.26)	0.531	(0.35)
DEUX	15,423.9***	(2729.3)	12,498.1***	(2518.0)	11,550.6***	(3222.8)
BAS	-3,876.6***	(558.1)	-3,020.4***	(484.6)	-504.4	(1098.6)
MOYEN	-1,252.0**	(530.4)	-817.6*	(458.1)	247.3	(936.2)
UTILITAIRE	-863.9	(951.7)	-1,792.0**	(901.5)	-1,628.4	(1258.4)
BAS_BAS	-2,544.4	(1827.4)	-1,088.3	(2146.9)	-636.1	(2934.5)
BAS_MOYEN	-603.5	(1704.7)	642.7	(2033.2)	104.3	(2748.2)
BAS_HAUT	740.7	(1653.6)	2,921.2	(2039.5)	2,933.7	(2805.0)
MOYEN_MOYEN	684.5	(1814.4)	1,128.1	(2095.7)	-166.0	(2828.8)
MOYEN_HAUT	3,181.7*	(1825.9)	3,349.0	(2143.0)	511.5	(3122.6)
UTILITAIRE_2V	-419.9	(1609.2)	1,309.9	(2042.7)	2,123.0	(2799.4)
NEUF	1,679.8***	(276.7)	612.5***	(178.2)	338.0*	(182.0)
VIEUX_NEUF	946.7*	(557.4)	313.0	(377.3)	157.8	(397.4)
NEUF_NEUF	4,250.7*	(2490.1)	3,659.6*	(1989.8)	3,029.6	(2176.1)
NB_ADULTES	1,093.0***	(240.3)	925.8***	(231.6)	1,004.7**	(418.9)
Q2	1,060.8***	(329.8)	81.9	(231.0)	-427.3*	(256.5)
Q3	1,414.9***	(361.3)	323.5	(251.9)	-475.0	(294.3)
Q4	2,275.0***	(420.4)	707.7**	(293.8)	-470.5	(346.4)
Q5	2,701.4***	(586.1)	711.5*	(385.4)	-764.8*	(443.0)
BANLIEUE	-20.8	(262.4)	-45.9	(269.4)	-199.3	(953.7)
PERIURBAIN	2,151.3***	(274.1)	2,088.9***	(281.0)	2,609.8**	(1058.9)
RURAL	1234.4	(921.5)	1,483.7**	(749.7)	6,096.8***	(1966.4)
ADD	-2,428.9***	(736.5)	-2,661.9***	(553.0)	-2,508.9***	(661.9)
SEP	279.3	(753.6)	1,101.4*	(589.6)	1,670.7**	(746.1)
AN04	532.4***	(150.2)	345.9***	(120.0)	-6.1	(123.1)
AN05	1,226.0***	(178.3)	867.7***	(136.4)	-168.8	(192.2)
AN06	1,322.5***	(194.6)	892.5***	(150.7)	-440.9**	(220.4)
FEMME	-1,220.0***	(332.8)	-1,535.7***	(324.0)		
AGE	-141.4***	(7.3)	-145.5***	(7.7)		
NB_PERMIS	709.0**	(277.8)	491.4*	(272.9)		
NORD	290.7	(459.1)	177.6	(476.4)		
EST	603.3	(397.2)	454.0	(398.1)		
OUEST	1,045.6***	(353.1)	635.2*	(358.6)		
SUD_OUEST	225.0	(406.3)	32.6	(426.6)		
SUD_EST	176.3	(283.3)	179.9	(297.8)		
CONSTANTE	26,179.8***	(1109.2)	26,414.7***	(1012.4)	12,616.5***	(1873.69)
Observations	7915		7915		7915	
R2	0.50		0.49		0.36	

Notes. La variable dépendante est KM. Les écarts types robustes sont entre parenthèses. * indique la significativité au niveau de risque de 10%. ** Idem, 5%. *** Idem, 1%.

5.2. Elasticités

Les résultats des estimations sont utilisés pour calculer l'élasticité de la demande de kilomètres au prix par kilomètre. Les choix de véhicules étant considérés constants, ces élasticités correspondent à des réponses de court terme. En utilisant les résultats du modèle à effets fixes et les moyennes de l'échantillon pour le nombre de kilomètres, le prix par

kilomètre et le revenu, on obtient une élasticité de -0,22, ce qui est cohérent avec la littérature (voir par exemple, Graham et Glaister, 2002, Goodwin et al., 2004). Le Tableau 4 présente les élasticités par groupes de revenu. Elles varient clairement entre les quintiles. En valeur absolue, l'élasticité diminue avec le revenu, ce qui est assez intuitif. Un résultat similaire est obtenu par Blow et Crawford (1997) et Santos et Catchesides (2005) pour le Royaume-Uni et par West (2005) pour les Etats-Unis.[16] Le Tableau 4 présente également les élasticités prix par groupe de revenu et localisation géographique. Quel que soit le groupe de revenu, les ménages périurbains ou ruraux sont moins sensibles aux prix que les ménages urbains. Cela est principalement dû à la disponibilité réduite de modes de transport alternatifs en milieu périurbain ou rural. Ceci est conforme aux résultats de Blow et Crawford (1997) et Santos et Catchesides (2005) pour le Royaume-Uni.

Tableau 4: Elasticités de la demande de kilomètres par quintile[a]

Quintiles	Ensembles des ménages motorisés	Ménages motorisés urbains	Ménages motorisés périurbains ou ruraux
1	-0.28	-0.30	-0.25
2	-0.25	-0.29	-0.22
3	-0.23	-0.25	-0.20
4	-0.21	-0.22	-0.19
5	-0.18	-0.19	-0.17

[a] Les élasticités sont calculées aux prix par kilomètres, kilomètres et revenus moyens, par quintile, en utilisant les résultats de l'estimation par effets fixes.

5.3. Résultats des simulations

Avec les résultats du modèle d'usage et les données sur la mobilité des ménages et le prix par kilomètre, nous pouvons à présent simuler l'impact de différents scénarios de variation du prix du carburant.

Scénario de hausse de prix du carburant de 2007-2008

Le Tableau 5 présente les résultats du scénario répliquant la forte hausse de prix du carburant de 2007-2008, i.e., +9% par litre d'essence et +18% par litre de diesel par rapport aux prix de 2006. Considérons tout d'abord les variations de surplus exprimées en euros. La forte hausse

[16] Toutefois, chez West (2004), les ménages les plus riches (décile 9 plus décile 10) sont légèrement plus élastiques que le groupe de revenu précédent (décile 7 et décile 8).

de prix du carburant engendre des pertes relativement importantes pour les ménages français : 163 € par an en moyenne pour les ménages motorisés, 133 € si l'on considère l'ensemble des ménages. Par ailleurs, ces pertes augmentent clairement avec le revenu : de 148 € pour les ménages motorisés les plus pauvres à 180 € pour les ménages motorisés les plus riches (+22%). Cela n'est pas surprenant car les ménages les plus riches disposent de plus de voitures, conduisent davantage et sont moins sensibles au prix. Le résultat est même plus fort si l'on considère l'ensemble des ménages, et non plus seulement les ménages motorisés. Les ménages les plus riches (quintile 5) perdent 41% de plus que les plus pauvres (quintile 1). Cela provient du fait que le pourcentage de ménages non motorisés décroît avec le revenu : 25% pour les quintiles 1 et 2, 12% pour le quintile 5.

Comme on pouvait s'y attendre, les ménages vivant en milieu périurbain ou rural perdent plus. Ce résultat tient lorsque l'on contrôle pour le revenu. La différence est frappante pour les ménages les plus pauvres. Les ménages du quintile 1 qui habitent en milieu périurbain ou rural perdent quasiment deux fois plus que les autres ménages du quintile 1 (152€ vs 77€).

Si l'on considère à présent les variations de surplus en pourcentage du revenu, le Tableau 5 montre que les ménages pauvres perdent davantage que les ménages riches. La hausse de prix du carburant est donc régressive. Ce dernier résultat est conforme aux autres études françaises existantes qui reposent sur des approches méthodologiques différentes (Berri, 2005, Bureau et Glachant, 2007, Darbéra, 2001, Purwanto, 2004).

Scénarios de taxe carbone

Examinons à présent les scénarios de taxe carbone. Le Tableau 6 présente les résultats pour le scénario de référence, i.e., une taxe carbone additionnelle de 0,071 € par litre d'essence et 0,081 € par litre de diesel sans recyclage des recettes. Cette taxe engendre des pertes non négligeables pour les ménages français : 79 € par an en moyenne pour les ménages motorisés, 65 € si l'on considère l'ensemble des ménages. L'ampleur des pertes est mécaniquement plus faible que dans le scénario précédent (car les hausses de prix à la pompe sont moins élevées) mais leur distribution entre groupes de revenu et localisations géographiques reste sensiblement la même. En résumé, les conclusions dépendent de la manière dont on exprime les pertes. Exprimées en euros, les pertes augmentent avec le revenu. Elles représentent en revanche une part plus importante du revenu des ménages les pauvres. Le scénario est donc

régressif. Par ailleurs, les ménages périurbains et ruraux, qui dépendent davantage de la voiture, perdent le plus.

Considérons à présent les scénarios où les recettes de la taxe carbone sont redistribuées de manière égale à chaque ménage (« Recyclage fixe ») ou en fonction du nombre d'unités de consommation dans le ménage (« Recyclage par UC »). Le Tableau 6 met en lumière des résultats très différents du scénario de référence sans recyclage. Si l'on considère l'ensemble des ménages, les plus pauvres (quintiles 1 et 2) sont des gagnants nets, quelle que soit la méthode de recyclage. Cela provient du fait que la proportion de ménages non motorisés – qui bénéficient de la redistribution de la recette sans supporter aucun coût – diminue avec le revenu. Ainsi, les deux scénarios avec recyclage sont globalement progressifs. Si l'on compare les deux scénarios, le scénario de recyclage par UC est le plus progressif : les bas revenus gagnent plus et les hauts revenus perdent plus. La raison est que la taille des ménages du quintile 1 est plus grande en moyenne (1,77 unités de consommation vs. 1,58 pour l'ensemble de la population). Si on se focalise sur les ménages motorisés, la taxe carbone reste progressive dans le scénario « Recyclage par UC » mais pas dans le scénario « Recyclage fixe ».

Le Tableau 6 montre par ailleurs, qu'en moyenne, les ménages urbains sont des gagnants nets tandis que les ménages périurbains ou ruraux sont des perdants nets. Dit autrement, la taxation du carbone avec recyclage implique un transfert de bien-être des ménages périurbains ou ruraux vers les ménages urbains. Toutefois, à l'intérieur des ménages périurbains ou ruraux, la taxation du carbone avec recyclage reste progressive. Si les recettes sont recyclées en fonction de la taille du ménage, ce résultat tient pour la sous-population des ménages motorisés.

Une taxation du carbone plus importante modifie-t-elle ces résultats ? La réponse est négative si l'on ne considère pas le recyclage des recettes. La comparaison des Tableau 6 et Tableau 7 montre ainsi qu'une fiscalité carbone plus prononcée augmente mécaniquement l'ampleur des pertes mais pas leur distribution entre groupes de revenu ou localisation géographiques. En revanche, si l'on considère le recyclage de la taxe et l'ensemble de la population, les ménages les plus pauvres gagnent davantage en moyenne avec une taxation plus lourde du carbone. La raison est la même que précédemment : le pourcentage de ménages non motorisés est plus importante dans les quintiles 1 et 2. Par ailleurs, le transfert des ménages périurbains et ruraux vers les ménages urbains augmente avec le niveau de taxation.

Au final, il est important de souligner que l'impact distributif d'une hausse de prix du carburant n'est pas la même si cette hausse de prix est engendrée par une hausse de prix du pétrole ou par une taxe carbone. La taxe carbone génère en effet des recettes publiques supplémentaires pouvant être redistribuées, ce qui peut venir contrecarrer l'impact régressif de la hausse de prix.[17]

6. Conclusion

Cette partie analyse les effets distributifs de différents scénarios de hausse du prix du pétrole et de taxe carbone sur les carburants des véhicules particuliers. La méthodologie repose sur un modèle d'utilisation de l'automobile estimé à partir de données de panel sur la période 2003-2006. Les données de panel sont particulièrement intéressantes pour estimer ce type de modèle car elles permettent de contrôler l'endogénéité des choix de motorisation.

Nous avons simulé l'effet d'une taxe carbone de 31 € par tonne de CO_2 contenu dans le carburant. Cela correspond à une taxe additionnelle d'environ 7 centimes d'€ par litre d'essence et 8 centimes d'€ par litre de diesel. Il s'agit de la valeur tutélaire retenue par le Conseil d'Analyse Stratégique (2008) qui permettrait d'atteindre l'objectif européen de réduction des émissions de - 20% d'ici 2020 par rapport à 1990.

D'après nos calculs, cette taxe engendre une perte moyenne annuelle de 79 € par ménage motorisé, 65 € si l'on considère l'ensemble des ménages. C'est nettement inférieur à l'impact d'un scénario répliquant la forte hausse de prix du carburant observée en France en 2007-2008 (+9% par litre d'essence et +18% par litre de diesel) qui induit une perte de 163 € pour les ménages motorisés et de 133 € pour l'ensemble des ménages. De nombreux acteurs du débat public plaident pour une instauration graduée de la taxe carbone. Notre scénario s'inscrit donc plutôt dans le haut de la fourchette des taxes envisageables à court ou moyen terme.

La perte engendrée par une hausse de prix du carburant augmente avec le revenu. La taxe coûte ainsi 71 € aux ménages motorisés du premier quintile de revenu contre 88 € pour ceux du cinquième quintile. Trois facteurs expliquent ce résultat : les ménages plus riches disposent de plus de voitures, conduisent davantage et sont moins sensibles au prix.

[17] Une hausse du prix du pétrole se traduit également par une hausse des recettes publiques via la TVA sur le prix hors taxe du carburant. Mais par définition cette hausse est beaucoup plus faible que dans le cas de la taxe carbone.

Les conclusions s'inversent si l'on rapporte les pertes aux revenus des ménages. Les plus modestes perdent 6,3‰ de leur revenu contre 1,9‰ pour les plus aisés. Augmenter le prix du carburant est ainsi régressif. Ce résultat est conforme aux conclusions d'autres études françaises reposant sur des approches méthodologiques différentes (Berri, 2005, Bureau et Glachant, 2007, Darbéra, 2001, Purwanto, 2004).

L'impact de la taxe varie également avec le lieu de résidence. Sans surprise, les périurbains et les ruraux perdent davantage que les urbains, même lorsque l'on contrôle pour le revenu. La différence est particulièrement marquée pour les ménages du premier quintile. La taxe leur coûte presque deux fois plus cher quand ils sont périurbains ou ruraux (72 € contre 38 € pour les urbains).

L'effet distributif des prélèvements ne constitue toutefois qu'un aspect du problème. Nous avons également cherché à mesurer l'effet distributif des recettes générées par la taxe. Nous nous sommes concentrés sur un schéma neutre budgétairement inspiré des propositions de la Fondation Nicolas Hulot dans lequel chaque ménage français reçoit une somme forfaitaire. Dans nos simulations, cette somme est de 64 €.

En prenant en compte ce recyclage le profil distributif de la taxe carbone est nettement favorable aux plus modestes. Leur gain net est de 11 € par an alors que les plus riches subissent une perte nette de 12 €. Cette taxe carbone est donc progressive. Remarquons que ce phénomène s'amplifie quand on augmente le taux de la taxe. Par ailleurs, les ménages urbains sont des gagnants nets tandis que les ménages périurbains ou ruraux subissent une perte nette.

Pour finir, rappelons que nous nous limitons à une approche d'équilibre partiel restreinte aux effets de court terme.

Tableau 5: Résultat de la simulation du scénario de hausse de prix du carburant de 2007-2008[a]

Quintile	Variation de surplus (€)		Variation de surplus/Revenu (%)		Variation de surplus (€)				Variation de surplus/Revenu (%)			
	Ménages motorisés seulement	Ensemble des ménages	Ménages motorisés seulement	Ensemble des ménages	Ménages motorisés seulement		Ensemble des ménages		Ménages motorisés seulement		Ensemble des ménages	
					Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux
1	-148	-109	-1,31%	-0,97%	-121	-176	-77	-152	-1,13%	-1,49%	-0,72%	-1,28%
2	-147	-109	-0,85%	-0,63%	-135	-164	-90	-141	-0,79%	-0,92%	-0,52%	-0,79%
3	-162	-141	-0,67%	-0,58%	-139	-195	-112	-186	-0,58%	-0,79%	-0,47%	-0,75%
4	-175	-160	-0,55%	-0,50%	-153	-215	-135	-207	-0,49%	-0,65%	-0,43%	-0,63%
5	-180	-154	-0,38%	-0,32%	-161	-237	-131	-232	-0,33%	-0,52%	-0,27%	-0,51%
Moy.	-163	-133	-0,74%	-0,60%	-144	-193	-110	-177	-0,62%	-0,91%	-0,47%	-0,84%

[a] La hausse de prix est de 9% par litre d'essence et de 18% par litre de diesel par rapport aux prix moyens de 2006.

Tableau 6: Résultat de la simulation du scénario de taxe carbone de référence[a]

Quintile	Variation de surplus (€)		Variation de surplus/Revenu (%)		Variation de surplus (€)				Variation de surplus/Revenu (%)			
	Ménages motorisés seulement	Ensemble des ménages	Ménages motorisés seulement	Ensemble des ménages	Ménages motorisés seulement		Ensemble des ménages		Ménages motorisés seulement		Ensemble des ménages	
					Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux
Pas de recyclage												
1	-71	-53	-0.63%	-0.47%	-60	-84	-38	-72	-0.56%	-0.71%	-0.36%	-0.61%
2	-71	-53	-0.41%	-0.30%	-66	-78	-44	-68	-0.38%	-0.44%	-0.26%	-0.38%
3	-79	-68	-0.32%	-0.28%	-68	-93	-55	-89	-0.28%	-0.38%	-0.23%	-0.36%
4	-84	-77	-0.26%	-0.24%	-74	-101	-66	-98	-0.24%	-0.31%	-0.21%	-0.30%
5	-88	-75	-0.19%	-0.16%	-79	-114	-65	-111	-0.16%	-0.25%	-0.13%	-0.24%
Moy.	-79	-65	-0.36%	-0.29%	-71	-92	-54	-84	-0.30%	-0.44%	-0.23%	-0.40%
« Recyclage fixe »												
1	-8	11	-0.07%	0.17%	4	-20	26	-8	0.04%	-0.18%	0.32%	-0.04%
2	-8	11	-0.04%	0.11%	-2	-15	20	-4	-0.01%	-0.08%	0.17%	0.00%
3	-15	-5	-0.06%	-0.01%	-4	-30	9	-25	-0.02%	-0.12%	0.05%	-0.10%
4	-20	-13	-0.06%	-0.04%	-11	-38	-2	-34	-0.03%	-0.12%	0.00%	-0.10%
5	-24	-12	-0.05%	-0.02%	-16	-50	-1	-47	-0.03%	-0.10%	0.00%	-0.10%
Moy.	-15	-1	-0.06%	0.04%	-7	-28	10	-20	-0.02%	-0.12%	0.10%	-0.06%
« Recyclage par UC »												
1	5	19	0.05%	0.23%	14	-5	29	4	0.13%	-0.04%	0.34%	0.07%
2	-5	8	-0.03%	0.07%	-2	-11	14	-3	-0.01%	-0.06%	0.12%	0.00%
3	-11	-4	-0.05%	-0.01%	-2	-24	8	-21	-0.01%	-0.10%	0.04%	-0.08%
4	-20	-14	-0.06%	-0.04%	-12	-34	-5	-31	-0.04%	-0.11%	-0.01%	-0.10%
5	-27	-16	-0.06%	-0.03%	-19	-52	-7	-49	-0.04%	-0.11%	-0.01%	-0.10%
Moy.	-12	-1	-0.03%	0.05%	-6	-22	7	-16	0.00%	-0.08%	0.09%	-0.03%

[a] La taxe est fixée à 0,071 € par litre d'essence et 0,081 € par litre de diesel (euros 2006), et est imposée en plus des taxes déjà existantes.

Tableau 7: Résultat de la simulation du scénario "Haut"[a]

Quintile	Variation de surplus (€)		Variation de surplus/Revenu (%)		Variation de surplus (€)				Variation de surplus/Revenu (%)			
	Ménages motorisés seulement	Ensemble des ménages	Ménages motorisés seulement	Ensemble des ménages	Ménages motorisés seulement		Ensemble des ménages		Ménages motorisés seulement		Ensemble des ménages	
					Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux	Urbains	Peri. ou ruraux
Pas de recyclage												
1	-123	-91	-1.10%	-0.81%	-103	-145	-66	-125	-0.97%	-1.23%	-0.62%	-1.06%
2	-124	-92	-0.71%	-0.52%	-114	-136	-76	-117	-0.67%	-0.76%	-0.44%	-0.66%
3	-136	-118	-0.56%	-0.49%	-118	-162	-95	-154	-0.49%	-0.65%	-0.40%	-0.62%
4	-146	-133	-0.46%	-0.42%	-129	-176	-114	-169	-0.41%	-0.53%	-0.36%	-0.52%
5	-153	-131	-0.32%	-0.28%	-138	-197	-113	-192	-0.29%	-0.43%	-0.23%	-0.42%
Moy.	-137	-112	-0.62%	-0.51%	-122	-160	-93	-146	-0.53%	-0.76%	-0.40%	-0.69%
« Recyclage fixe »												
1	-14	19	-0.12%	0.28%	7	-35	44	-15	0.06%	-0.31%	0.55%	-0.07%
2	-14	18	-0.08%	0.18%	-5	-26	34	-7	-0.03%	-0.15%	0.29%	0.00%
3	-27	-9	-0.11%	-0.02%	-8	-52	15	-45	-0.03%	-0.21%	0.09%	-0.18%
4	-36	-23	-0.11%	-0.06%	-19	-66	-4	-60	-0.06%	-0.21%	0.00%	-0.18%
5	-43	-21	-0.09%	-0.04%	-28	-87	-3	-82	-0.06%	-0.18%	0.00%	-0.17%
Moy.	-27	-2	-0.10%	0.07%	-12	-50	17	-36	-0.03%	-0.22%	0.18%	-0.11%
« Recyclage par UC »												
1	9	32	0.08%	0.39%	24	-9	50	7	0.21%	-0.08%	0.59%	0.12%
2	-10	13	-0.06%	0.12%	-3	-19	24	-7	-0.02%	-0.11%	0.21%	-0.01%
3	-20	-7	-0.08%	-0.02%	-4	-43	13	-37	-0.02%	-0.18%	0.07%	-0.15%
4	-35	-24	-0.11%	-0.07%	-21	-60	-9	-55	-0.07%	-0.19%	-0.02%	-0.17%
5	-48	-29	-0.10%	-0.06%	-34	-90	-13	-86	-0.07%	-0.19%	-0.02%	-0.18%
Moy.	-21	-2	-0.06%	0.08%	-11	-40	12	-29	-0.01%	-0.14%	0.15%	-0.06%

[a] La taxe est fixée à 0,124 € par litre d'essence et 0,140 € par litre de diesel (euros 2006), et est imposée en plus des taxes déjà existantes.

Partie B: Approche descriptive sur données de panel des évolutions à long terme

1. Introduction

La diffusion sociale de l'automobile a poussé vers la neutralité, voire la régressivité, des taxes (ex : vignette, TIPP) établies à une époque où elles étaient progressives (Madre, 1985, Purwanto, 2004). Le développement de la seconde voiture a-t-il ralenti ce mouvement, qui s'exprime différemment dans les zones peu denses où il n'y a pas d'alternative à l'automobile, et dans les villes où les distances à parcourir quotidiennement sont moindres ? Parallèlement, les dépenses pour des services comportant des alternatives gratuites (stationnement, péages) sont restées concentrées chez les ménages aisés (Madre, 1991, Berri, 2005). On pourrait vérifier à partir des enquêtes Budget de Famille de 2001 et 2005 qu'il en est toujours ainsi. Les achats d'automobile sont également restés concentrés chez les ménages aisés (Berri et al., 2009). En suivant ces achats année après année, peut-on montrer une corrélation entre les cycles du marché automobile et l'effet redistributif des taxes qui frappent ces dépenses d'acquisition (directement pour le neuf, ou indirectement pour l'occasion) ? Quelles perspectives dans le long terme (notamment sur une trajectoire vers le facteur 4) avec un carburant plus cher et probablement plus rare ?

Avant de présenter les résultats (section 3), nous allons décrire dans la section 2.1 les données des panels utilisés (INSEE Conjoncture auprès des Ménages puis Parc-Auto SOFRES), ensuite les méthodes utilisées pour homogénéiser ces données et élaborer les séries statistiques : interpolation de quantiles des revenus (section 2.2), optimisation du calcul de séries à partir d'un panel (section 2.3). Enfin, nous présenterons brièvement les indicateurs d'inégalité retenus (section 2.4).

2. Méthodologie

2.1. Des panels couvrant plus de trente ans

Nous avons essentiellement utilisé deux enquêtes par panel, c'est-à-dire où les ménages sont interrogés au moins deux ans de suite. Il s'agit de l'Enquête de Conjoncture Auprès des Ménages (ECAM) depuis 1974 jusqu'à son arrêt en 1994 (Madre, 1985, Amatousse et Madre, 1986), et de Parc-Auto de TNS-SOFRES (financé par l'ADEME, le CCFA, la DSCR et le SOeS, avec le conseil scientifique de l'INRETS) (Hivert et Péan de Ponfilly, 2000, Hivert, 2006); l'INRETS dispose de ces fichiers depuis 1983. Parc-Auto ayant repris en 1994 les

informations qui risquaient de disparaître avec l'arrêt de l'ECAM, les questionnaires sont proches. Ils décrivent les caractéristiques socio-économiques (revenu,...) et géographiques (lieu de résidence) des ménages, les caractéristiques techniques des véhicules de moins de 3,5 tones dont ils disposent (âge, modèle, type de carburant,...), ainsi que leur usage (kilométrage annuel, motifs d'utilisation,...). Les enquêtes ECAM que nous avons utilisées sont celles de Mai (échantillons indépendants) et celles d'Octobre-Novembre (échantillon de logements renouvelé par moitié) ; il a donc fallu vérifier si les occupants du logement correspondaient au même ménage lors des deux années d'observation. L'échantillon est aléatoire, tiré dans le recensement. Parc-Auto est un panel de ménages volontaires, suivis autant que possible lors de déménagements, dont un quart environ est renouvelé chaque année. Sur 10 000 questionnaires envoyés en Janvier, 6500 à 7000 sont retournés remplis, tandis que 9600 à 12900 logements étaient visités avec succès chaque année par les enquêteurs de l'INSEE, (dont moins du tiers deux années de suite).

2.2. Des quartiles de revenu interpolés pour suivre l'évolution des inégalités (Madre et Purwanto, 2003)

Lors des enquêtes réalisées par l'INSEE auprès des ménages, environ 70% d'entre eux acceptent de donner des informations détaillées sur leurs différentes sources de revenu (salaires, retraites, prestations sociales,...), le quart cochent une grille pré-codée "en tranches", et 5 à 10% refusent de répondre. Si l'on parvient à utiliser l'information codée en classes, le taux de non-réponses s'en trouve donc sensiblement réduit. Dans des enquêtes auto-administrées ou plus rapides (le panel Parc-Auto SOFRES par exemple), c'est seulement la grille pré-codée qui est proposée pour connaître le revenu du ménage. Promouvoir des méthodes efficaces pour traiter ces informations codées "en tranches" constitue donc un enjeu important.

Certes, la plupart des modèles reposent sur des estimations précises des variables quantitatives nécessaires pour les caler. Cependant, même si l'information est demandée "en clair", la personne interrogée, qui a rarement le temps de consulter les documents de référence (sa déclaration fiscale par exemple), ne peut fournir qu'une réponse imprécise généralement arrondie; il en résulte des points d'accumulation dans la distribution des réponses. L'information recueillie est donc hétérogène: mixte entre du quantitatif précis et du qualitatif ordonné.

Les grilles précodées que l'on propose pour contourner cette difficulté comportent environ 10 tranches. Les bornes de ces tranches doivent être soigneusement choisies: il vaut mieux éviter les arrondis les plus fréquents (102 kF dans l'Enquête Transport 1993-94 est préférable à 100 kF dans Parc-Auto), et on doit indiquer clairement si la borne est incluse dans la tranche supérieure ou dans la tranche inférieure.

Pour des comparaisons dans l'espace ou au cours du temps, le plus simple est d'adopter les mêmes grilles à condition toutefois que l'unité de mesure reste stable. Or, les comparaisons internationales mettent souvent en jeu différentes devises, et l'inflation érode l'étalon monétaire: on observe alors un glissement vers les tranches supérieures.

En raison de l'inflation, les tranches de revenu ont été révisées en 1997 dans le panel Parc-Auto SOFRES et en 1977, 1983 et 1987 dans l'Enquête INSEE de Conjoncture auprès des Ménages. Par exemple avant 1977, la tranche inférieure était seulement "<3000 F (460 Euros) par an" et la tranche supérieure ">100000 F (15240 Euros) par an", or, 71% des ménages ont coché une tranche supérieure à ce seuil en 2002 dans le panel Parc-Auto. Le passage à l'Euro offre donc un bon exemple de conversions monétaires et d'évolution temporelle. Après une brève revue des méthodes classiques, qui opèrent par imputation, nous allons proposer une méthode d'interpolation et tester sa robustesse sur l'Enquête Nationale Transports et Communications de 1993-94.

2.2.1. Les Approches Classiques par Imputation

La question posée est : comment passer d'une variable qualitative ordonnée (donc discrète) à une variable continue ?

Le modèle mis en œuvre pour le calcul des "résidus simulés"[18] spécifie la forme de la distribution des revenus et tient compte de plusieurs caractéristiques du ménage (Lollivier et Verger, 1989). Toutefois, cet article de référence ne précise pas :

- comment le choix des variables caractérisant le ménage dans le modèle affecte les résultats ?
- et comment ce choix peut interférer avec les analyses effectuées en utilisant ces valeurs imputées ?

Par exemple, il doit être intéressant d'utiliser le nombre de voitures du ménage, qui est très corrélé au revenu; mais on s'interdit alors d'étudier les relations entre motorisation et revenu sur la base des données ainsi imputées.

[18] Pour une présentation détaillée de cette méthode, voir pages 4 et 5 dans Madre et Purwanto (2003).

Dans le cadre du projet IDEES (Inégalités de Déplacement Et Equité Sociale) le LET a proposé une méthode alternative. Il part d'un constat d'incohérences quand on souhaite construire les déciles de la distribution des revenus par unité de consommation en divisant le revenu médian de la tranche par le nombre d'unités de consommation du ménage (Claisse, 2001). Ils renoncent donc à assimiler le revenu de chaque ménage au milieu de la classe qu'il a coché sur le questionnaire. Toutefois, la grille de codage des revenus dans l'enquête ménage déplacement de Lyon qu'ils utilisent ne comporte que 10 tranches, ce qui est trop peu pour interpoler des déciles comme on le verra plus loin.

La pente des segments de droite qui composent la courbe de la distribution cumulée de la population des ménages en fonction de leur revenu permet d'estimer, pour chaque tranche de revenu, le pourcentage de ménages se trouvant théoriquement en dessous et au-dessus du centre de la classe. Prenons le cas assez général d'une distribution unimodale ; dans une tranche située avant le mode, le pourcentage de ménage ayant un revenu supérieur au milieu de tranche est plus grand que 50%; c'est l'inverse dans les tranches situées après le mode.
Cette hypothèse sur la distribution à l'intérieur de chaque tranche permet d'affecter aléatoirement une valeur de revenu à chaque ménage. Sur la base de ces simulations, on affecte à chaque ménage un revenu théorique correspondant à une valeur prise à l'intérieur de la classe de telle sorte qu'in fine on retrouve la distribution souhaitée de part et d'autre du centre de classe. L'attribution d'une valeur de revenu précise, en lieu et place de la tranche de revenu déclarée est faite de manière ordonnée à partir de différentes simulations :

- par exemple pour le premier ménage du fichier ayant un revenu compris entre 5000 et 7500 F, la valeur affectée est de 5000 F, puis de 5250 F pour le second ménage du fichier appartenant à cette même tranche de revenu ; et ainsi de suite, jusqu'au 11ème ménage rencontré, auquel on affecte un revenu théorique de 7350 F.
On reprend cette même affectation pour les ménages suivants. On procède ainsi pour chaque tranche de revenu.

- cette méthode d'affectation a été reproduite 5 fois ; pour la première itération on part du premier ménage, pour la seconde du deuxième, et ainsi de suite jusqu'à la cinquième pour laquelle on part du cinquième ménage.

Pour chacune de ces cinq simulations, on détermine alors le revenu par UC, puis on classe le revenu du ménage en décile et le revenu par UC en déciles. Il est alors possible d'identifier

pour chacune des simulations les principales caractéristiques socio-économiques des ménages appartenant aux différents déciles de revenu. Les résultats ont montré une grande robustesse.

Ces méthodes par imputation reposent sur des hypothèses quant à la forme de la distribution des revenus, qui peuvent être assez fortes dans le cas des résidus simulés, ou plus légères dans les travaux du LET. Nous tenterons de nous affranchir de ces hypothèses.

2.2.2. Interpolation de Quantiles

Nous proposons maintenant une méthode simple basée sur l'interpolation de la distribution des tranches de revenu. L'exposé s'appuie sur l'exemple des quartiles, mais il peut sans difficulté être généralisé aux quantiles de tout ordre (terciles, quintiles, déciles,...), pourvu que le nombre de classes reste nettement supérieur au nombre de quantiles. Nous avons programmé cette méthode sous la forme de macro SAS.

Travaillons sur l'échantillon des ménages qui ont déclaré leur revenu "en clair" à l'Enquête Nationale INSEE-INRETS Transports et Communications de 1993-1994. Situons sur cette distribution les frontières des tranches précodées dans le questionnaire (figure 1). Plus nombreuses sont les tranches et plus proches sont leurs limites de Q1, de la médiane et de Q3, plus précise est l'interpolation. Nous verrons qu'elle fonctionne mieux pour les plus pauvres (Q1 est proche de la borne 75kF) que pour les plus aisés (Q3 est situé vers le milieu de la tranche 126-204 kF).

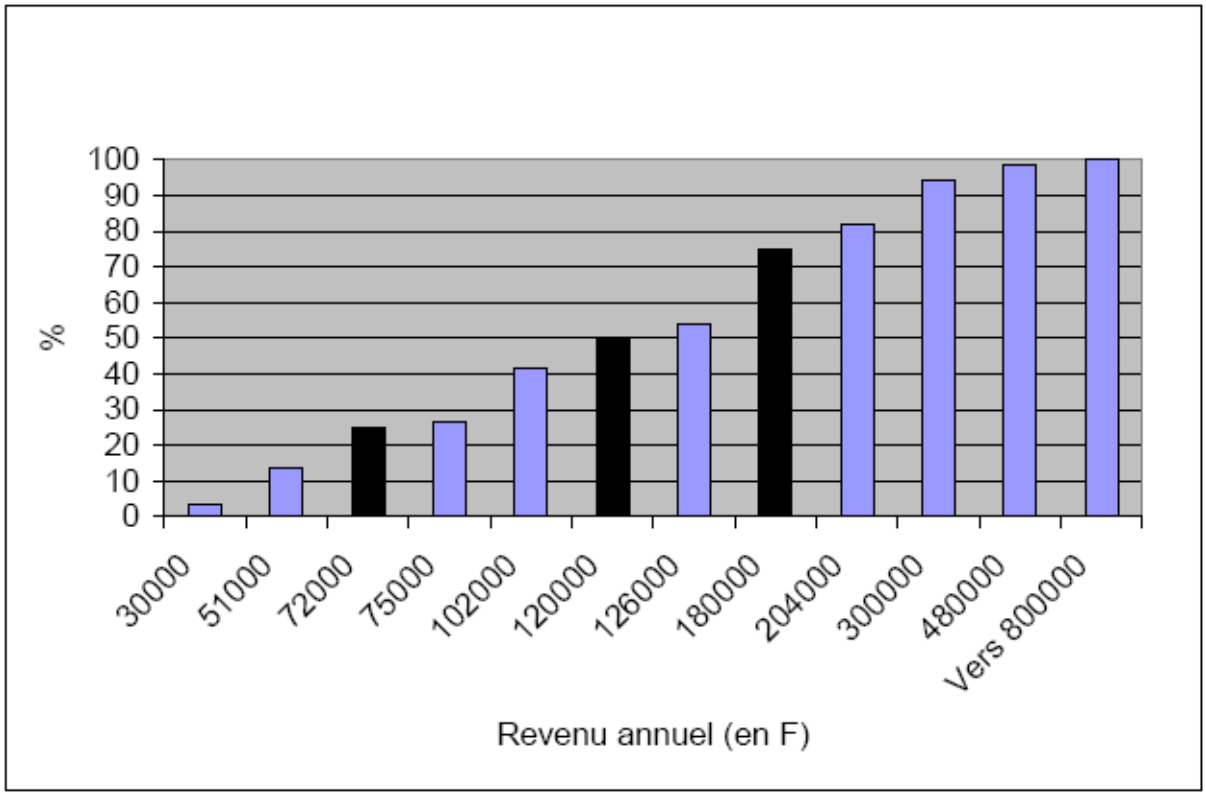
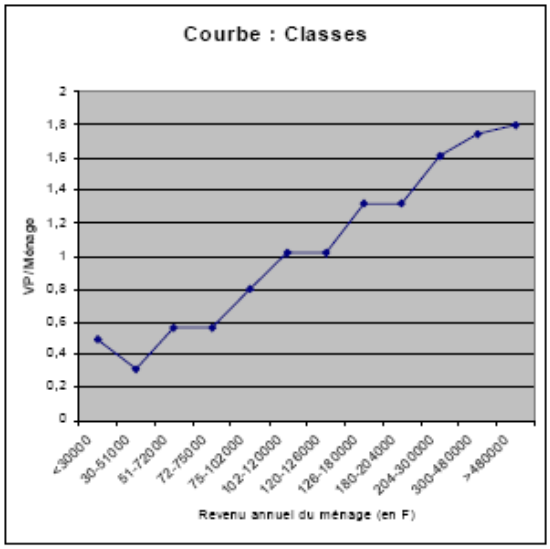


Figure 1. Fréquence cumulée des revenus déclarés " en clair "
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94.
Champ: ménages ayant déclaré "en clair" un revenu strictement positif, sans omission ni dépassement de capacité (0<REVENU<1 000 000).

Considérons maintenant la distribution d'une variable d'intérêt (par exemple le nombre de voitures par ménage) selon les tranches de revenu (figures 2a et 2b). Nous interpolons cette distribution afin de situer la frontière entre chaque quartile des revenus et nous calculons la motorisation moyenne dans chaque quartile en faisant l'hypothèse un peu forte que l'équipement des ménages ne varie pas en fonction du revenu à l'intérieur des tranches traversées par une frontière entre quartiles (Q1, médiane ou Q3).



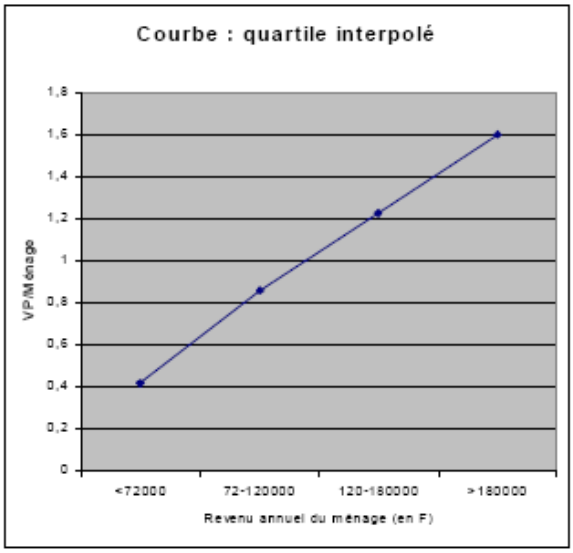


Figure 2a et 2b. Nombre moyen de voitures par ménage selon le revenu
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94.
Champ: ménages ayant déclaré "en clair" un revenu strictement positif, sans omission ni dépassement de capacité (0<REVENU<1 000 000).

En vue de valider la méthode, nous estimons dans chaque quartile la motorisation des ménages avec son intervalle de confiance, et nous pouvons tester si les estimations interpolées à partir de différents découpages en tranches appartiennent à ces intervalles[19]. L'exercice est réalisé:

- pour les 9 tranches de l'enquête Transport,
- pour les 12 tranches de Parc-Auto SOFRES,
- pour ces 12 tranches et en ne gardant que les ménages dont le chef a la nationalité française (les "ménages étrangers" n'étant intégrés dans ce panel, d'ailleurs en faible nombre, qu'à partir de 2002).

En effet, un objectif secondaire de cette recherche était de tester la cohérence de la base de données sur les comportements automobiles des ménages constituée par l'enquête INSEE de Conjoncture (avant sa disparition en 1994) puis par le panel Parc-Auto SOFRES. Par souci d'homogénéité, nous avons donc éliminé les quelques "ménages étrangers" apparus dans Parc-Auto depuis 2002.

[19] Abréviations utilisées dans les figures de cette section :
nbvprev: motorisation de chaque quartile exactement calculé (le revenu de chaque ménage est connu "en clair")
minnbvp et *maxnbvp*: bornes de l'intervalle de confiance à 95%,
nbvpent: quartiles interpolés à partir de la grille en 9 tranches de l'enquête
nbvpso: quartiles interpolés à partir de la grille en 12 tranches du panel Parc-Auto en 1995
nbvpsofr: quartiles interpolés à partir de la grille en 12 tranches du panel Parc-Auto en 1995, en ne gardant que les ménages dont le chef a la nationalité française comme dans le panel

France entière (figure 3) et à partir des 9 tranches de l'enquête Transport, ce n'est que pour les deux quartiles supérieurs que les résultats ne sont pas validés (en raison de la position centrale de Q3 dans la tranche 126-204 kF signalée plus haut). Par ailleurs, on ne s'étonnera pas que l'exclusion des "ménages étrangers" ne pose problème que dans le quartile le plus pauvre.

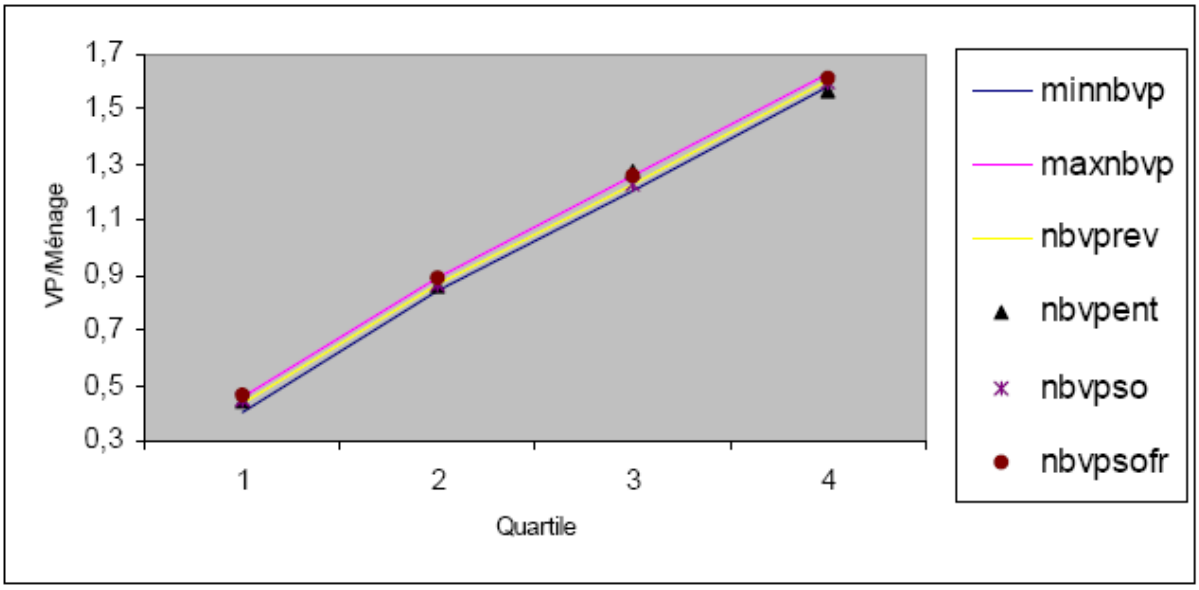


Figure 3. Motorisation par quartile des revenus/ménage France entière : différents calculs
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

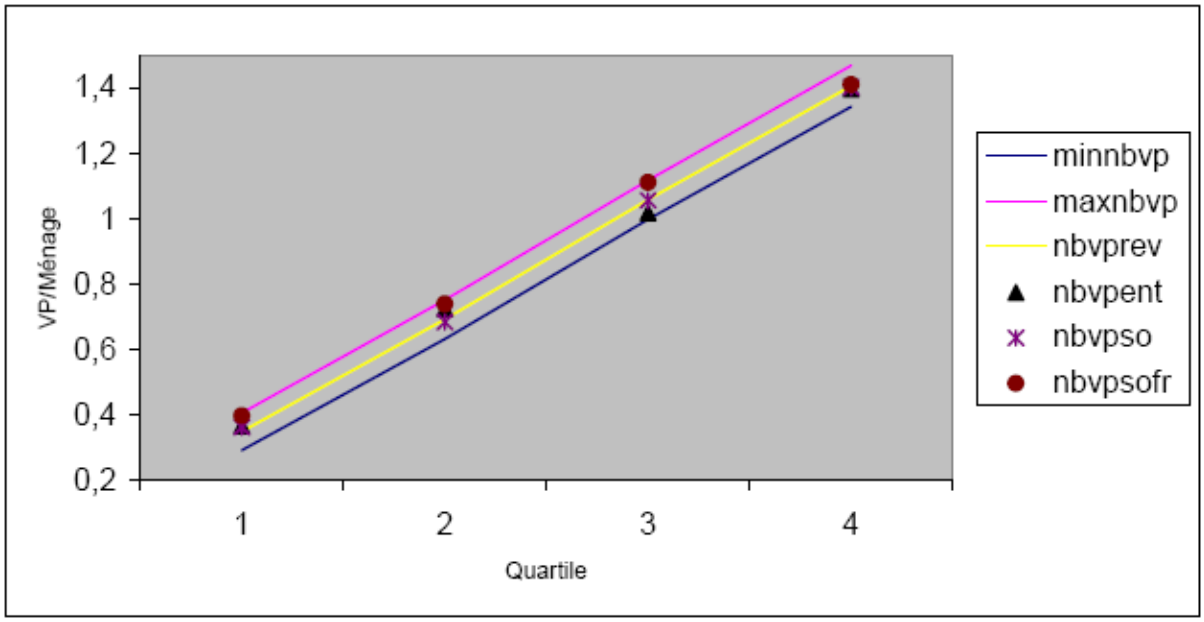


Figure 4. Motorisation par quartile des revenus/ménage en IDF : différents calculs
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

La validation sur l'Ile-de-France (figure 4) est apparemment plus satisfaisante que France entière; mais c'est parce qu'elle est moins sévère en raison d'intervalles de confiance plus larges dus à des échantillons plus petits.

Le même test est effectué pour la taille du ménage et pour la proportion des personnes vivant seules (figure 5 et 6). Les résultats calculés à partir des 12 tranches de Parc-Auto SOFRES sont toujours validés, bien que les frontières de ces tranches soient souvent des valeurs choisies comme arrondis (100 kF par exemple). Ceci montre bien que le nombre de classes doit être nettement supérieur au nombre des quantiles que l'on se propose de construire.

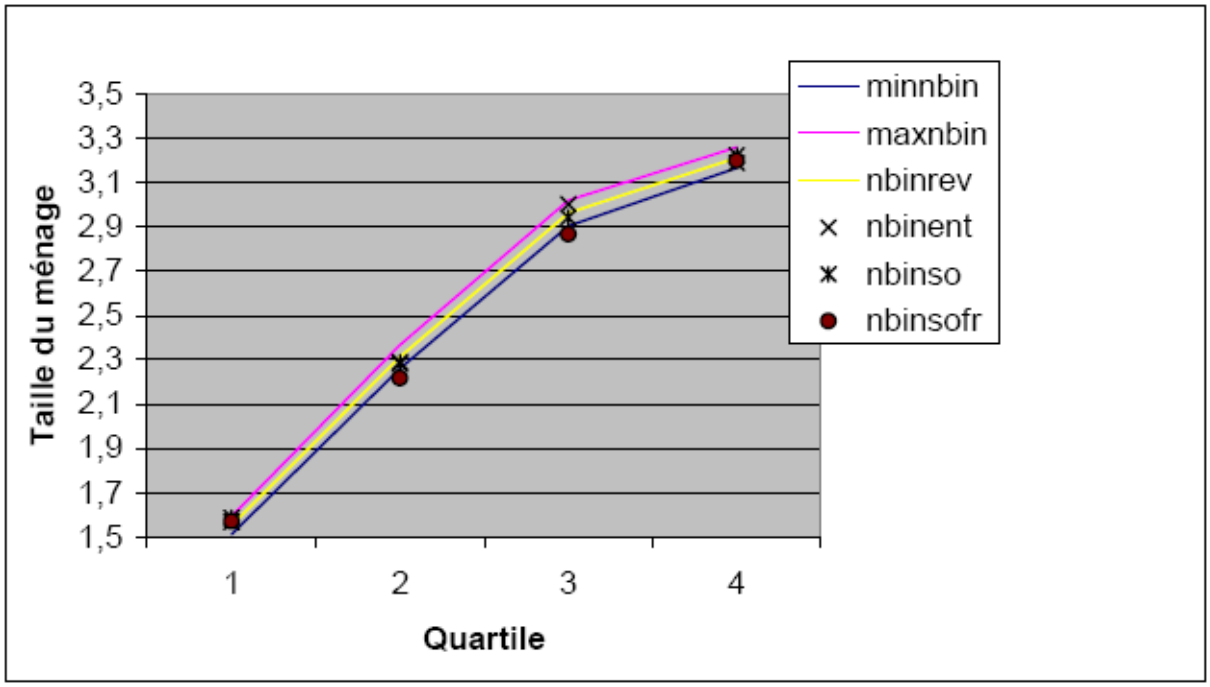


Figure 5. Taille du ménage par quartile des revenus/ménage: différents calculs
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

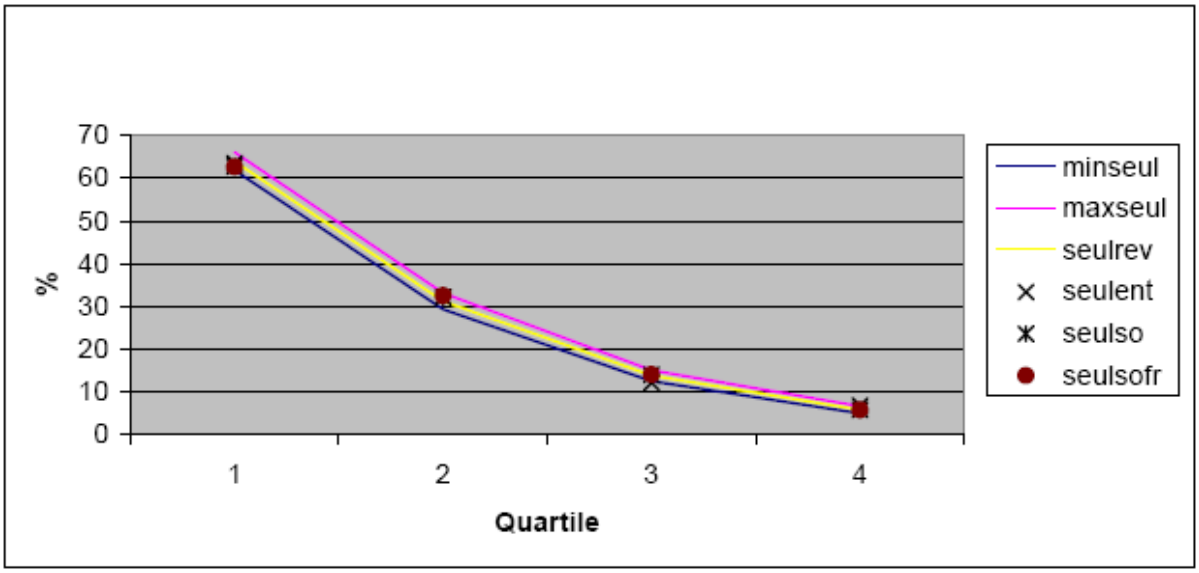


Figure 6. Pourcentage de personnes seules par quartile des revenus/ménage: différents calculs
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

On a ensuite cherché à interpoler les quartiles de la distribution des revenus par unité de consommation en affectant à chaque ménage le revenu médian de sa tranche divisé par le nombre de ses u.c. (figures 7 et 8).

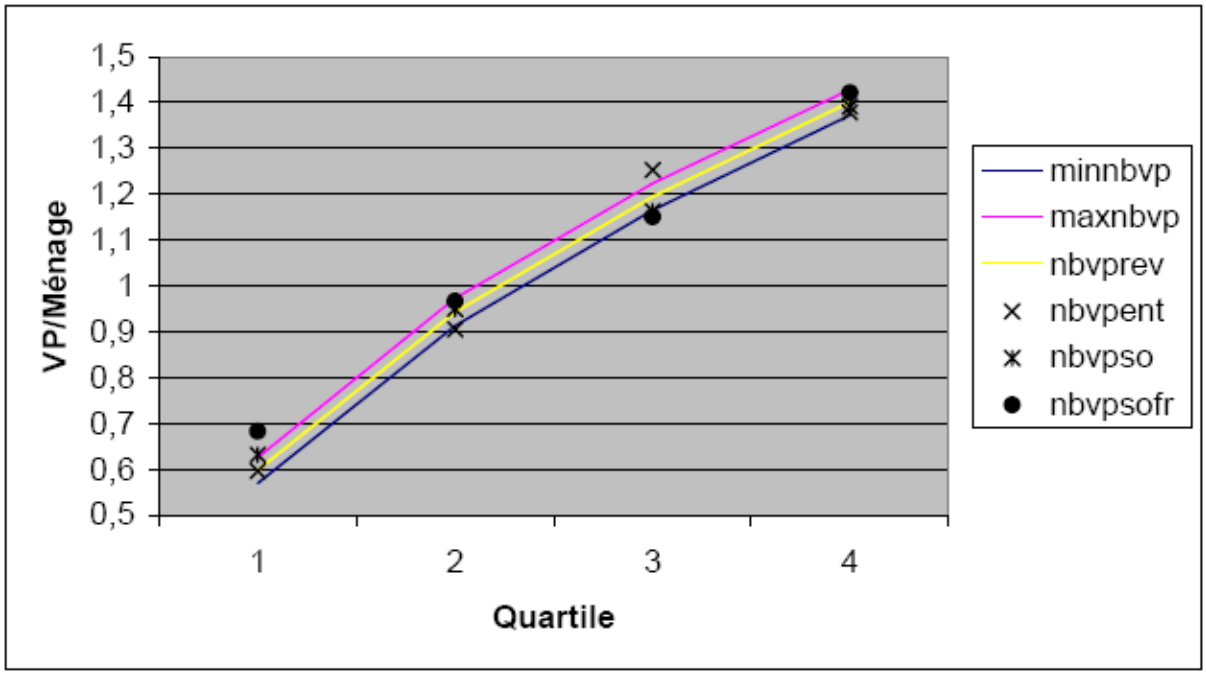


Figure 7. Motorisation par quartile des revenus/u.c. France entière: différents calculs
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

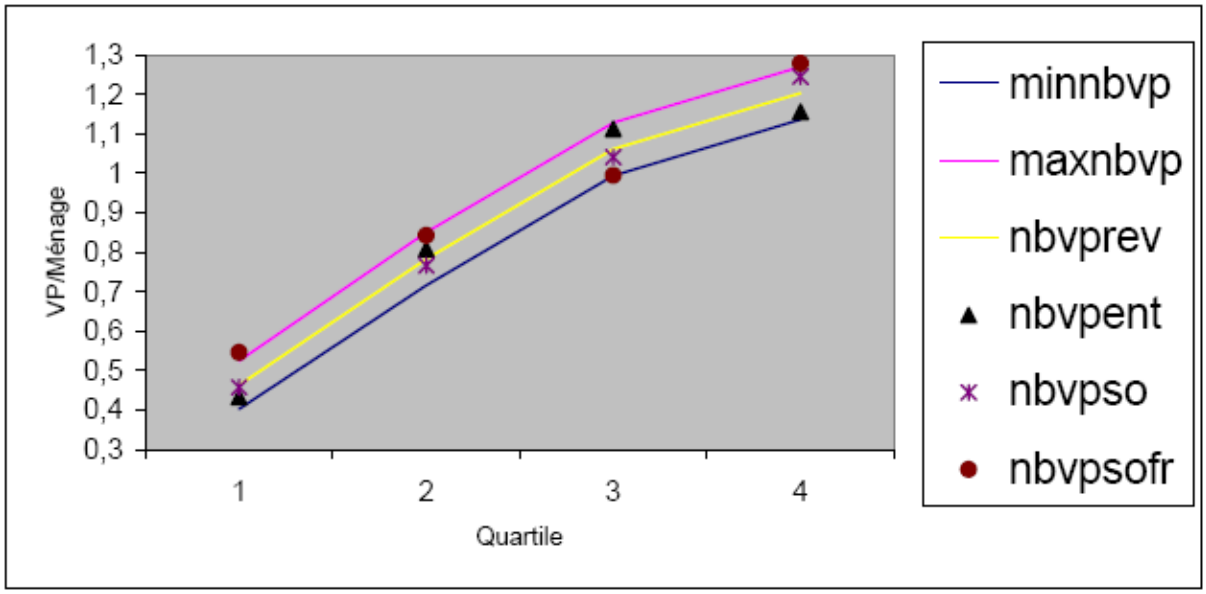


Figure 8. Motorisation par quartile des revenus/u.c. en Ile-de-France: différents calculs
Source: Enquête INSEE-INRETS Transports et Communications 1993-94

On aurait pu penser que plus on "éclate" l'échantillon (une centaine de catégories de revenu/u.c. à partir de 9 tranches de revenu du ménage), meilleure est l'interpolation; ce n'est pas le cas en raison de la corrélation entre taille du ménage et niveau de revenu: pour chacun des trois tests, 2 résultats sur 4 ne sont pas validés.

Une fois homogénéisée l'échelle des revenus par le calcul de quartiles, comment obtenir des séries temporelles relativement lisses et assez précises malgré l'étroitesse des échantillons ?

2.3. Optimiser les Calculs de Séries à partir d'un Panel (Madre, 1988)

Pour calculer l'évolution d'une variable à partir d'une série d'enquêtes comportant une certaine proportion de ménages réinterrogés, nous avons adopté la méthode décrite dans (Desabie, 1967) et dans (Cochran, 1977). Cette méthode permet d'estimer au mieux la valeur la plus récente de la série. Soient:

- x(t) la moyenne de la variable X pour les ménages interrogés pour la première fois à la date t,
- xi(t-1) et xf(t) les moyennes de X aux dates t-1 et t pour les ménages interrogés à ces deux dates,
- s(t) la valeur de la série en t.

Le calcul s'effectue par récurrence à partir d'une année de base t', pour laquelle s(t') est la moyenne de X sur l'ensemble de l'échantillon. En partant de t', on peut descendre ou remonter le temps.

Connaissant s(t-1), on peut construire deux estimations indépendantes de s(t) : la moyenne x(t) de X sur l'échantillon nouveau et la valeur de la série en t-1 affectée de l'évolution observée sur l'échantillon interrogé en t-1 et t : s(t-1) + xf(t) - xi(t-1). La valeur de la série en t sera la moyenne entre ces deux estimations pondérées de manière à minimiser sa variance:

$$s(t) = P(s(t-1) + xf(t)-xi(t-1)) + (1-P)X(t)$$

avec $P = a/(1 - (1-a) Q)$

où a est la proportion de ménages déjà interrogés en t-1 parmi ceux qui sont enquêtés en t, et Q est le carré du coefficient de corrélation entre xi(t-1) et xf(t). En pratique, Q est assez stable au cours du temps et ses variations influent peu sur s(t); on le maintient donc constant pour tout le calcul de la série.

Comme le montre le calcul de p, cette méthode n'a d'intérêt que pour des variables assez stables dans le temps (Q proche de 1) : environ 0,8 pour le taux d'équipement, mais

seulement 0,35 pour le kilométrage ; le poids de l'estimation calculée sur l'échantillon interrogé pour la première fois est alors inférieur au simple rapport numérique des sous-échantillons. Par contre, quand xi(t-1) et xf(t) sont proches de l'indépendance (cas des achats d'automobile, par exemple), ce calcul de série n'a pas d'intérêt, puisqu'il se ramène à retenir pour s(t) la moyenne de X en t sur l'ensemble de l'échantillon.

Cette méthode repose sur l'hypothèse que l'évolution observée chez les ménages interrogés deux fois fournit une bonne image du phénomène pour l'ensemble de la population ; en effet, les personnes que les enquêteurs ont du mal à joindre (parisiens, gros indépendants,...) sont d'autant plus difficiles à contacter deux fois. Pour préserver le plus possible cette représentativité, nous avons ré-estimé les coefficients de redressement sur le sous-échantillon des ménages appariés. Mais, en tout état de cause, les enquêteurs de l'INSEE réalisant les ECAM ne pouvaient pas suivre les foyers qui changent de logement. Or, c'est souvent lors de déménagements que les habitudes changent : par exemple, achat d'une seconde voiture lors d'une installation en maison individuelle dans une zone péri-urbaine mal desservie par les transports en commun. C'est donc un avantage de pouvoir suivre la plupart des ménages qui changent de logement sur la base du panel Parc-Auto.

Si l'on admet que le sous-échantillon interrogé à deux reprises, une fois redressé, ne donne pas une image trop biaisée des évolutions, on peut construire un critère de qualité de la série. En effet, quand on cherche non seulement la meilleure estimation pour la valeur la plus récente, mais aussi une estimation correcte de l'ensemble de la série, il semble souhaitable que sur la période étudiée, la "tension" entre les deux estimations indépendantes à chaque date soit minimale ; nous entendons par "tension" un écart moyen minimal et une répartition équilibrée entre écarts positifs et négatifs. C'est sur la base de ce critère de qualité que nous avons choisi pour les ECAM l'année de base 1978, qui correspond à un écart moyen de 1,1% pour la motorisation (nombre moyen de voitures par adulte) et de 1,8% pour le kilométrage moyen par voiture. Nous avons aussi essayé d'introduire comme base des valeurs "stabilisées", c'est-à-dire obtenues par un premier calcul de série, mais cette tentative ne semble pas très fructueuse. Ces différents essais ne modifient sensiblement la série qu'à moins de 5 ans de l'année de base ; au-delà, les résultats sont stables ; c'est pourquoi nous avons démarré le calcul des séries en 1993 sur Parc-Auto, et nous aurions préféré commencer vers 1990 mais le nombre d'adultes (18 ans ou plus) n'était pas connu avant 1993. La "soudure" entre les deux panels a été opérée par simple règle de trois en 1994, une fois vérifiée la proximité des données.

Les panels de ménages posent aussi le problème de la permanence de l'unité statistique

observée. Or, outre les déménagements, 20% de ménages changent de composition chaque année en raison des naissances, des décès, des divorces, du départ des jeunes du foyer de leurs parents,... Ces changements peuvent perturber notablement les phénomènes observés : l'équipement des ménages en automobile en fournit un bon exemple (Madre, 2004). Si l'on compare les réponses obtenues deux ans de suite, on constate que le nombre des ménages qui sont passés de une à deux voitures est inférieur au nombre de ceux qui ont connu l'évolution inverse ; ceci est paradoxal, quand on connaît le développement de la seconde voiture. Ce sont les transferts entre ménages qui expliquent cette observation : la baisse du niveau d'équipement correspond souvent au départ d'un jeune qui emporte son véhicule quand il quitte le ménage de ses parents pour fonder un nouveau foyer. Il a donc fallu corriger ce biais pour estimer les séries de motorisation calculées à partir des Enquêtes de Conjoncture. Par ailleurs, quand on suit le comportement d'une catégorie de population, il faut la définir avec des critères stables dans le temps: par exemple, les séries seront meilleures si l'on suit des générations définies par leur année de naissance, que si l'on utilise une nomenclature fixe de tranches d'âge.

Compte tenu des biais difficiles à redresser, (déménagements,...) et des problèmes posés par l'instabilité des ménages, l'échantillon interrogé pour la première fois joue un rôle important de "remise à niveau", même si tous ces ménages ne peuvent pas être interviewés une seconde fois. Le renouvellement par moitié ou par tiers adopté par l'INSEE semble donc constituer un bon compromis évitant l'usure assez rapide constatée pour les panels de ménages.

En tout état de cause, l'optimisation de la précision des séries est capitale dans un domaine où les évolutions annuelles dépassent rarement quelques pourcents. Nous en mesurerons les avantages lors de l'exploitation économétrique des séries par quartile élaborées ici.

2.4. *Présentation des Indicateurs*

Afin de mesurer les inégalités et leurs évolutions, nous avons retenu 3 indicateurs :

- deux mesures classiques : le rapport « Q4/Q1 » représentant le rapport entre les moyennes des quartiles extrêmes (Q1 représente le quartile des ménages les plus pauvres), et le coefficient de Gini,

- l'élasticité de la variable X considérée (indicateur de motorisation, kilométrage annuel,...) par rapport au revenu (avec les références usuelles à 1 quand X est à peu près proportionnel au revenu, et 0 quand X n'en dépend pas linéairement).

Le coefficient de Gini et l'élasticité sont calculés seulement à partir des moyennes dans les 4 quartiles, information sur la distribution assez pauvre mais homogénéisée. On aurait pu imaginer d'utiliser des indicateurs plus sophistiqués (les coefficients d'Atkinson par exemple), mais la structure primaire de l'information disponible (une dizaine de tranches de revenus révisées au cours du temps) ne justifiait pas un tel investissement ; travailler directement sur les tranches aurait laissé planer le doute sur des évolutions imputables à la révision des grilles de codage ou à des phénomènes réels.

3. Dynamique des inégalités de la motorisation et de l'usage de l'automobile

Pour chaque quartile de la distribution des revenus par unité de consommation (UC), nous avons estimé des séries annuelles à partir de l'Enquête INSEE de Conjoncture auprès des Ménages sur la période 1974-94 et du panel Parc-Auto SOFRES sur la période 1993-2006 pour les variables suivantes :

- nombre moyen de voitures par adulte (18 ans ou plus, soit les conducteurs potentiels),
- pourcentage des ménages équipés,
- part des ménages multi-motorisés parmi les ménages équipés,
- kilométrage annuel moyen par voiture,
- kilométrage annuel moyen des ménages.

Pour que les champs soient homogènes, nous n'avons retenu que les véhicules particuliers dans le panel Parc-Auto SOFRES même si l'on dispose des petits utilitaires, car les ECAM ne prennent pas en compte ces derniers.

Les statistiques présentées ci-après ont été réalisées sur la France entière, ensuite sur 3 zones distinctes : Île-de-France, zone dense hors Île-de-France et zone peu dense Île-de-France.

Pour les communes hors Île-de-France, la distinction entre zones dense et peu dense n'est possible qu'à partir de 1994, faute de disponibilité des variables nécessaires pour la réaliser : taille du bassin dans lequel se situe la commune, et zone dans le bassin (ville-centre,

banlieue, périphérie). En zone dense, nous avons rassemblé les villes-centre et banlieues situées dans des bassins de plus de 50000 habitants, et la zone peu dense est composée de l'ensemble des villes situées dans des bassins de moins de 50000 habitants et des villes périphériques situées dans des bassins de plus de 50000 habitants.

Pour affecter les quartiles de revenu, nous avons utilisé la méthode d'interpolation présentée dans la partie précédente. Nous avons ensuite lissé les séries par la méthode présentée dans Desabie (1967), et rétropolé les données en 1994.

Nous avons calculé des moyennes mobiles d'ordre 3 pour la France entière, pour les zones denses hors Île-de-France (38% des ménages étudiés) et les zones peu denses hors Île-de-France (50%).

Pour l'Île-de-France, en raison des faibles effectifs (12% des ménages), nous avons calculé des moyennes mobiles d'ordre 5.

Dans les graphiques représentant l'évolution des moyennes des quartiles pour chaque variable étudiée, nous avons représenté la courbe Q1, la courbe « Q2/Q3 », moyenne des courbes Q2 et Q3, et la courbe Q4, cela pour plus de lisibilité. En effet, les courbes Q2 et Q3 étaient généralement proches à l'exception de fluctuations probablement dues au fait que nous travaillons sur des données de sondage, d'effectifs parfois peu élevés.

Evolution du revenu annuel moyen des ménages (€ constants 2006), selon les quartiles des revenus/UC

France entière, les inégalités des revenus par ménage, qu'elles soient mesurées par le rapport Q4/Q1 ou l'indice de Gini (cf. figures 9 et 10), ont diminué depuis le milieu des années 70 jusqu'au milieu des années 80 ; elles sont ensuite restées relativement stables jusqu'en 2000 : le rapport Q4/Q1 est d'environ 2,9, avec une légère hausse temporaire en 1994, correspondant à la récession de 1993-94. De 2000 à 2003, période de crise suite à l'éclatement de la bulle internet, les inégalités augmentent fortement et le rapport Q4/Q1 atteint 3,4. Cette hausse est due à un taux d'accroissement du revenu des plus riches par rapport à celui des plus pauvres (voir figure 11).

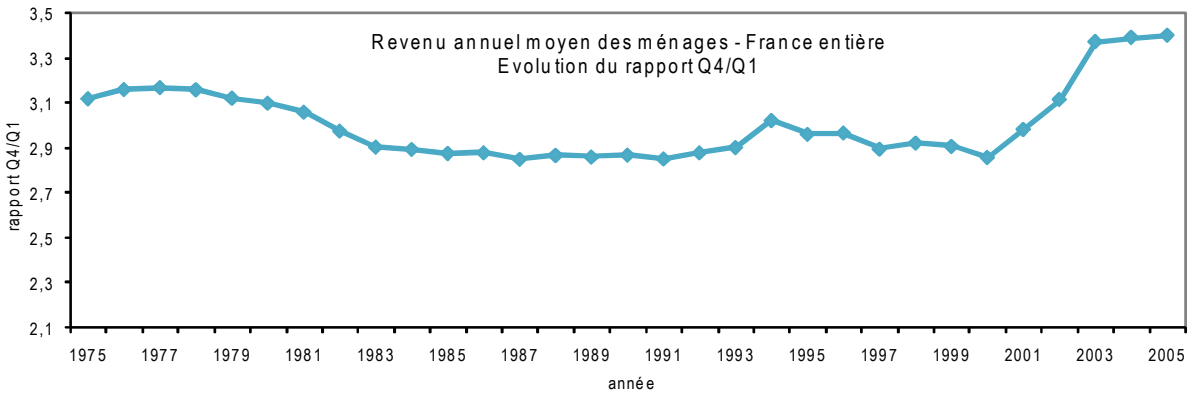


Figure 9: revenu annuel moyen des ménages - France entière : évolution du rapport Q4/Q1

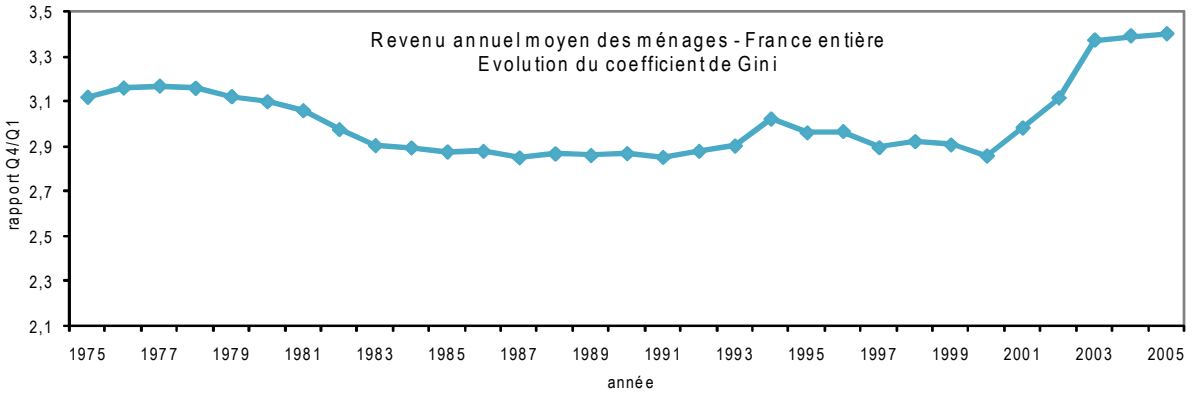


Figure 10: revenu annuel moyen des ménages - France entière : évolution du coefficient de Gini

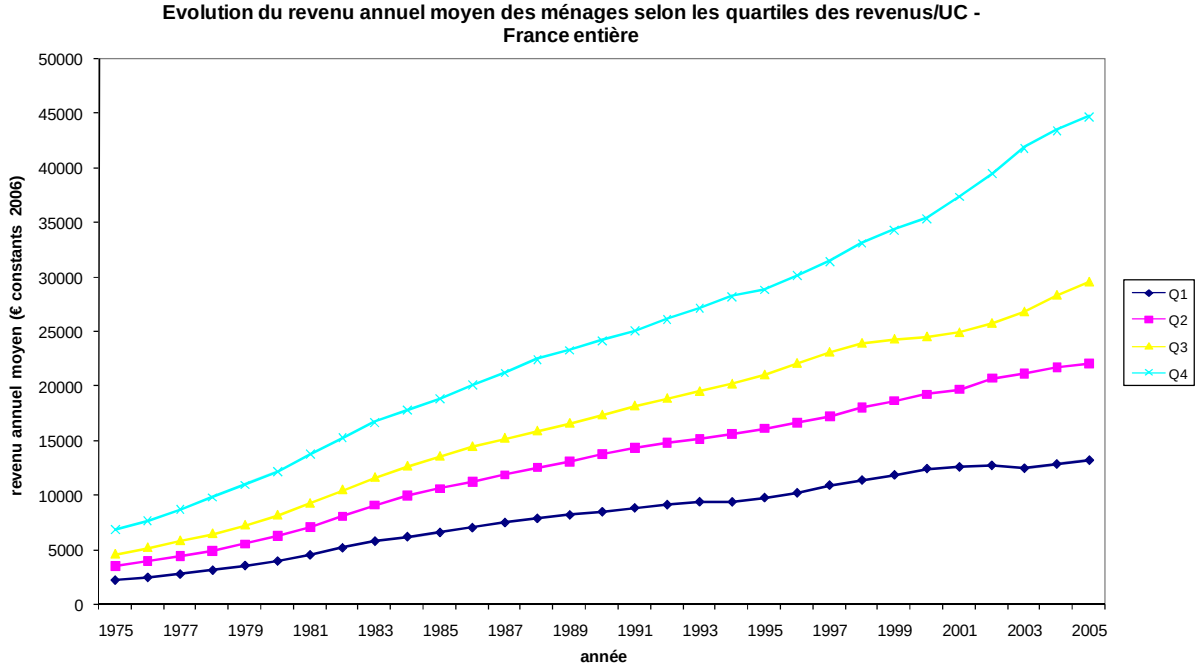


Figure 11: Evolution du revenu annuel moyen des ménages, selon les quartiles des revenus par UC - France entière

Chez les Franciliens, les inégalités baissent de manière plus importante en début de période et se stabilisent moins longtemps (du milieu des années 80 au début des années 90) ; elles augmentent ensuite jusqu'en 2004, comme observé sur la figure 12 (courbe en forme de U).

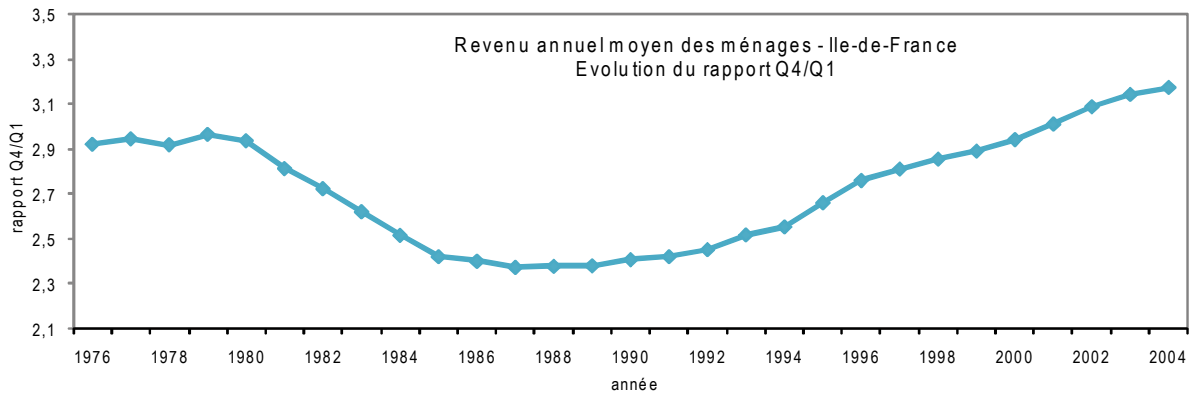


Figure 12: revenu annuel moyen des ménages - Île-de-France : rapport Q4/Q1

On a vérifié sur la période 1994-2006 que les inégalités des revenus par UC suivent à peu près la même évolution que celles des revenus par ménage. Cela s'explique par la quasi-stabilité du nombre moyen d'UC par ménage (voir figure 13).

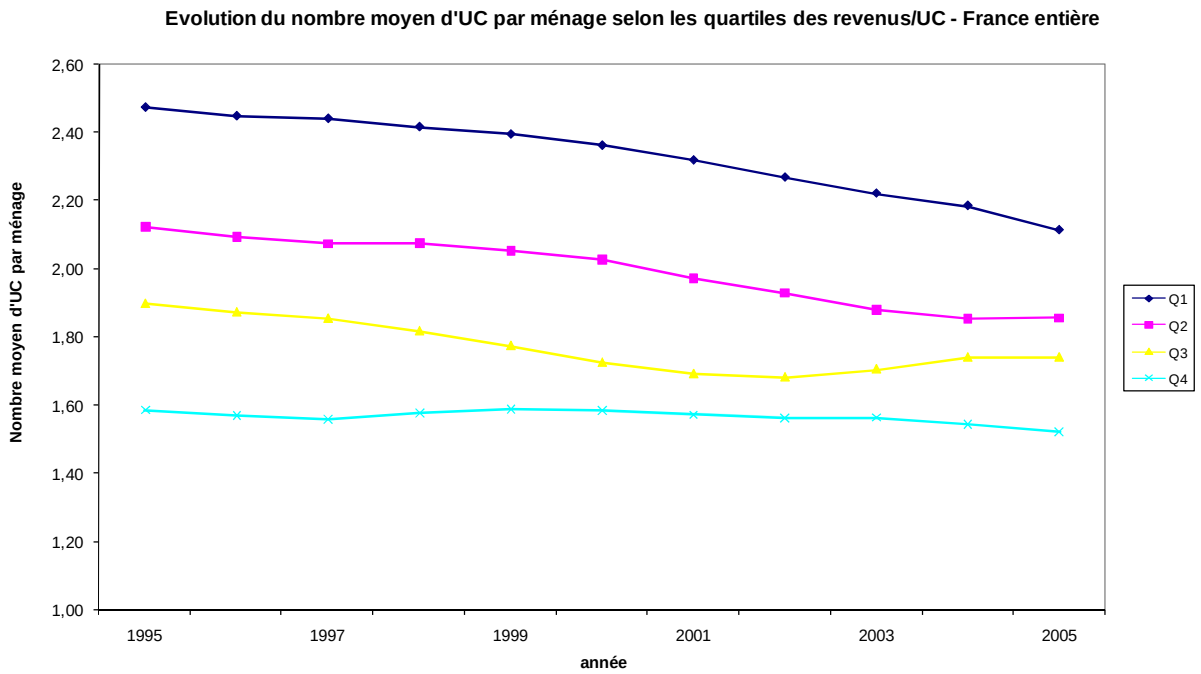


Figure 13: Evolution du nombre moyen d'UC par ménage, selon les quartiles des revenus par UC - France entière

Evolution du nombre moyen de véhicules par adulte de plus de 18 ans

Pour le nombre moyen de véhicules par conducteur potentiel, France entière, les inégalités ont baissé entre 1974 et 1982, puis se sont stabilisées jusqu'en 1993. En 1974, les ménages les plus riches possèdent environ 2,1 fois plus de véhicules par adulte que les ménages les plus pauvres, et ce ratio tourne autour de 1,7 sur la période de stabilisation. Elles chutent ensuite de manière continue jusqu'en 2005, où le ratio Q4/Q1 est de 1,4. L'essor de la seconde voiture ne semble donc pas avoir freiné la diffusion sociale de l'automobile.

Ces résultats sont confirmés par l'évolution de l'élasticité-revenu par ménage, qui est divisée par 3 sur la période étudiée (elle passe de 0,6 à 0,2). Sa courbe suit la forme de celle du rapport des quartiles extrêmes. Quant au coefficient de Gini, il évolue peu (voir figure 14).

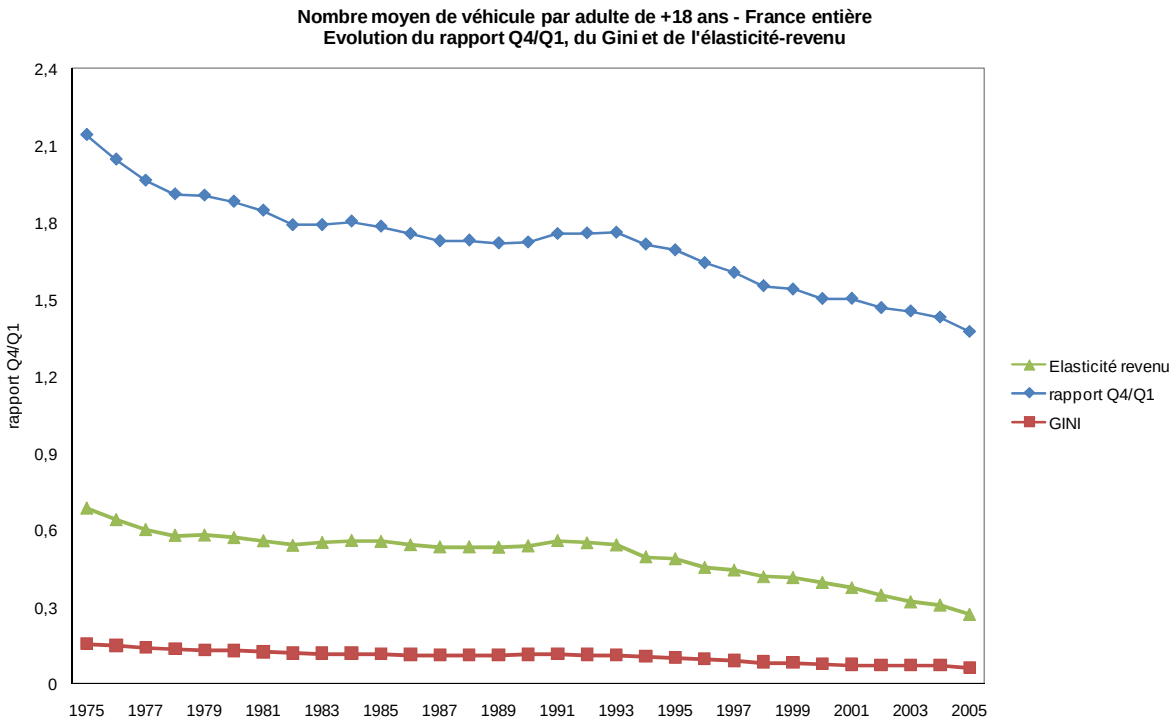


Figure 14: nombre moyen des véhicules par adulte de plus de 18 ans - France entière : rapport Q4/Q1, Gini et élasticité-revenu

On observe la même forme de décroissance en Île-de-France pour le début de la période étudiée, les inégalités se stabilisent dès 1982, mais ici jusque 2004. Toutefois, l'ordre de grandeur est différent : si le ratio est plus faible en Île-de-France en tout début de période (autour de 1,8), il se stabilise à 1,5 ensuite. En effet, la région capitale s'est motorisée plus tôt que le reste de la France (le taux d'équipement a été plus élevé dans l'agglomération de Paris que France entière jusqu'au milieu des années 60 (Madre, 1985)) ; la démocratisation de

l'automobile y a donc commencé plus tôt, mais la forte densité de population, qui freine la diffusion de l'automobile, limite aussi sa démocratisation.

Evolution du pourcentage de ménages équipés

Globalement, la forme de la courbe du ratio Q4/Q1 pour la part des ménages équipés est sensiblement la même que celle pour le nombre moyen de véhicules par conducteur potentiel ; ainsi, les inégalités face à l'équipement diminuent en raison du développement de l'accès au premier véhicule chez les ménages les plus pauvres.

La figure 15 montre que jusqu'en 1994, la part des ménages équipés a augmenté très rapidement chez les plus pauvres, passant de 45% à plus de 65%, le niveau d'équipement des plus riches étant déjà très élevé en 1975 (taux de 75%). On observe ensuite une hausse de cette part de 1995 à 2000, période de forte croissance économique, puis un plafonnement pour Q1 et une baisse d'environ 5% pour les autres quartiles, jusqu'en 2005. Mais cette baisse est due à la définition du champ, limité aux véhicules particuliers. En effet, sur cette période, si on prend en compte les véhicules utilitaires légers de la base Parc-Auto, nous observons un plafonnement du taux de ménages équipés quel que soit le quartile, résultat confirmé par de nombreuses études lorsque tous les niveaux de revenu sont confondus. Notons que sur cette période, la part des équipés est sensiblement la même pour les trois quartiles les plus riches.

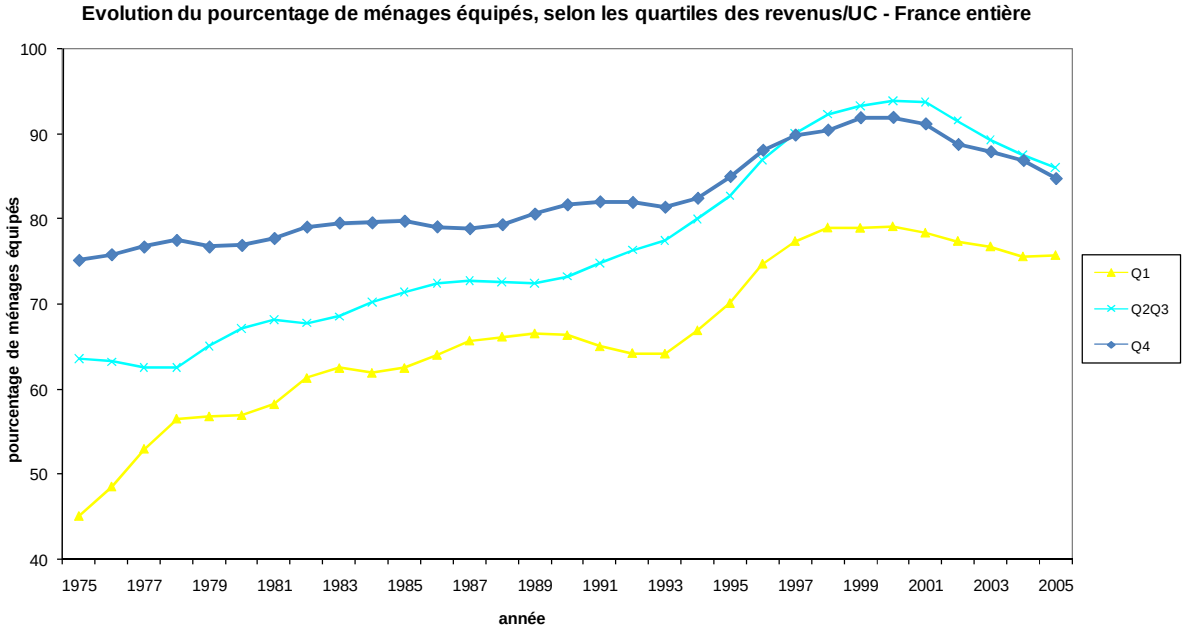


Figure 15: Evolution de la part de ménages équipés, selon les quartiles des revenus par UC - France entière

Si les inégalités baissent quel que soit le lieu de résidence[20], les taux d'équipement sont quant à eux fortement hétérogènes suivant la zone. En zone dense, le taux d'équipement s'élève à 70% en moyenne pour les plus pauvres, et à 90% en moyenne pour les trois autres quartiles. En zone peu dense, ce taux tourne autour de 85% en moyenne pour Q1, et 95% pour les autres.

L'automobile y est plus nécessaire pour se déplacer souvent par manque d'alternative, même pour les plus pauvres, ce qui explique l'importance du contraste par rapport à la zone dense.

Quant à l'Île-de-France, on y observe un taux d'équipement moyen de 55% pour Q1, et 65% en moyenne pour les autres. L'automobile y est moins nécessaire car les transports en commun assurent une meilleure desserte.

Evolution du pourcentage de multi-équipés parmi les motorisés

Jusqu'en 1994 cette part des ménages multi-équipés croît plus vite chez les ménages les plus riches. La courbe « Q2/Q3 » augmente plus rapidement que Q4, et la part des ménages multi-équipés parmi les motorisés pour les quartiles centraux rejoint celle du quartile le plus élevé

[20] Rappelons que nous ne pouvons différencier le type de zone (dense/peu dense) qu'à partir de 1995.

(voir figure 16). Comme pour l'équipement, la courbe Q1 reste largement en dessous de celle des 3 autres quartiles[21].

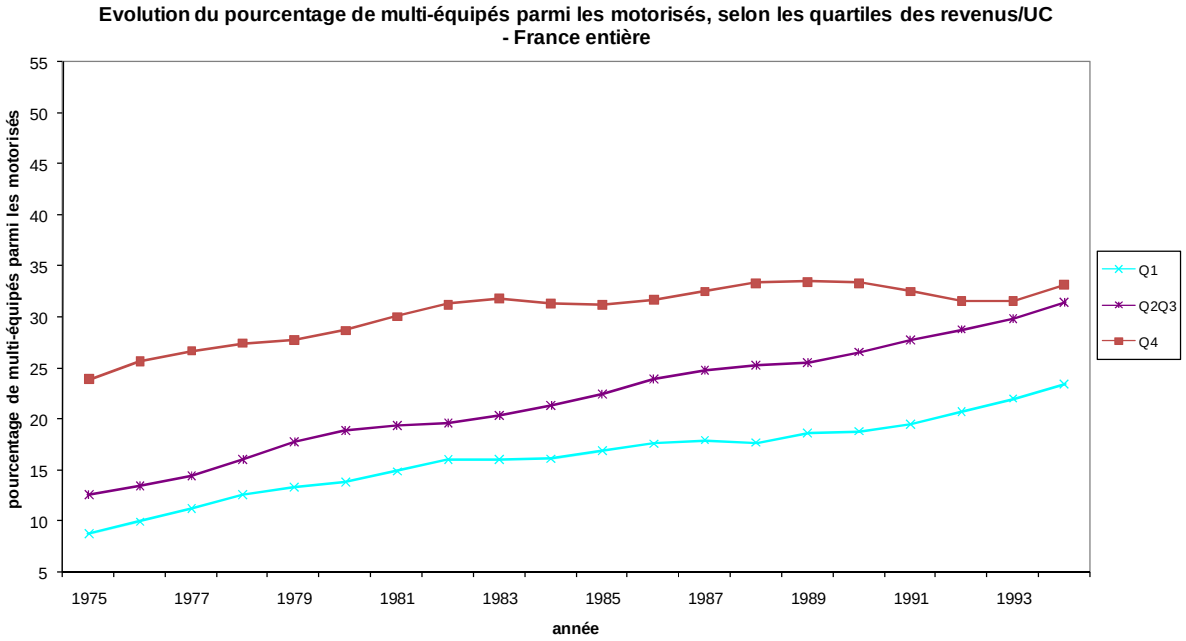


Figure 16: Evolution de la part de ménages multi-équipés parmi les motorisés, selon les quartiles des revenus par UC - France entière

A partir de 1995, les résultats sont différents suivant la zone géographique. En zone dense, après une quasi-stabilité jusqu'en 2000, les inégalités en matière de multi-équipement baissent sensiblement jusqu'en fin de période : l'élasticité-revenu est d'environ 0,7 de 1995 à 2000, ce qui traduit une forte dépendance au revenu de l'accès à une seconde voiture ; l'élasticité-revenu baisse ensuite jusqu'à 0,1 en 2005, ce qui signifie que cette dépendance est devenue presque inexistante (voir figure 17). Concernant Q4/Q1, il est stable également jusqu'en 2000 (autour de 1,8), et décroît jusqu'en 2005 pour atteindre 1,1. Cette diminution des inégalités est due à une hausse de la courbe Q1 mais également à une baisse des autres courbes.

[21] Si on distingue Q2 de Q3 pour la France entière, Q4 est en retrait par rapport à Q3 à partir de 1990, et si on sépare zones dense et peu dense (à partir de 1995), ce paradoxe reste vrai en zone dense, mais disparaît en zone peu dense.

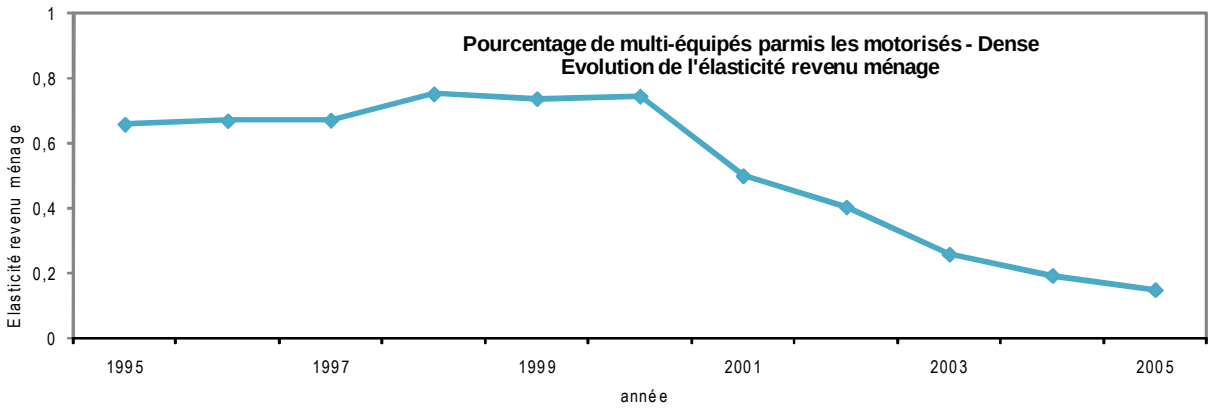


Figure 17: part de ménages multi-équipés parmi les motorisés – zone dense : élasticité-revenu

En zone peu dense, la baisse des inégalités dépend moins de la conjoncture : l'élasticité-revenu décroît de manière linéaire (voir figure 18), tout comme le rapport Q4/Q1.

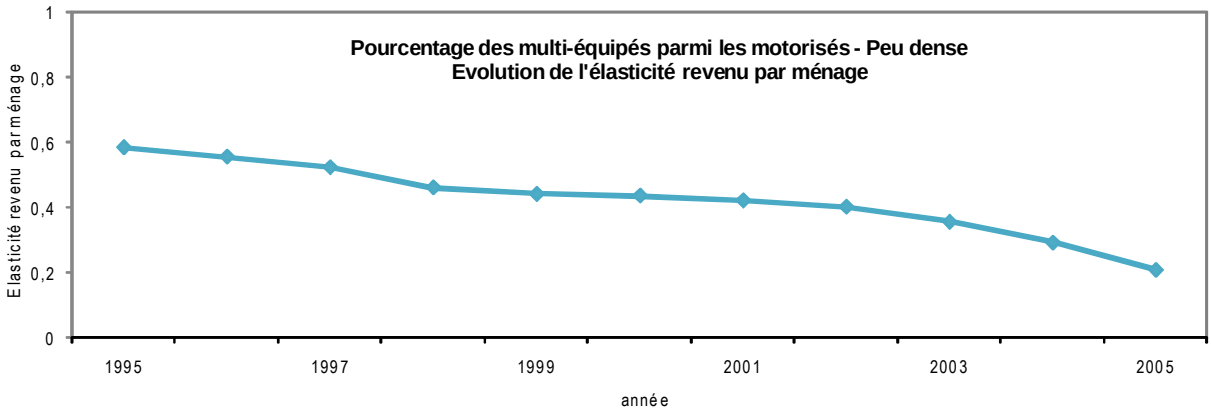


Figure 18: part de ménages multi-équipés parmi les motorisés – zone peu dense : élasticité-revenu

Quant à l'Île-de-France, les inégalités sont pratiquement inexistantes à partir de 1995 (l'élasticité-revenu est pratiquement nulle pour cette année, et elle évolue très peu pour atteindre 0,2 en fin de période).

Ainsi, la seconde voiture n'a pas ralenti la diffusion sociale de l'automobile, et les évolutions sont observées "en avance" en Île-de-France par rapport au reste de la France. En effet, on y atteint plus vite le niveau de saturation (phénomène déjà observé dans Berri, 2001). L'étude des acquisitions présentée ci-après nous permettra par exemple de voir si l'accès à la seconde voiture se fait par le marché du neuf ou de l'occasion, suivant le niveau de revenu.

Evolution du kilométrage annuel moyen par véhicule

France entière, le kilométrage moyen par véhicule croît jusqu'en 2000, puis décroît très légèrement jusqu'en 2005, quel que soit le quartile de revenu considéré (figure 19). Cela est très probablement attribuable au renchérissement des carburants en 2000.

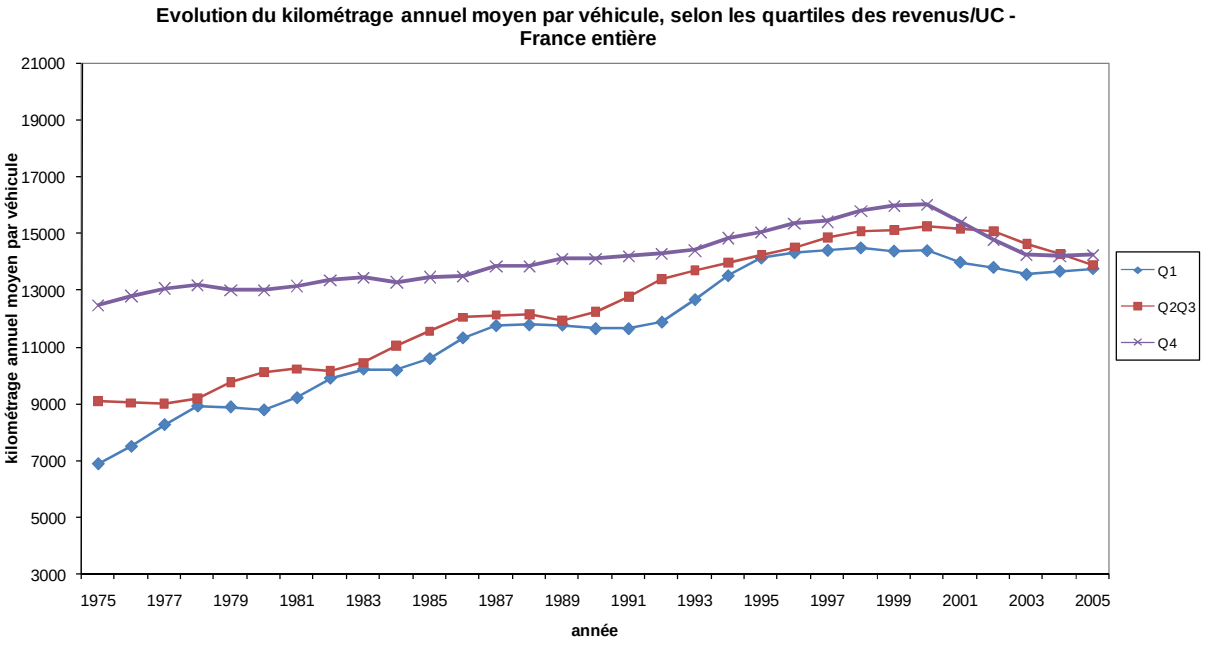


Figure 19: Evolution du kilométrage moyen par véhicule, selon les quartiles des revenus par UC - France entière

France entière, le rapport Q4/Q1 décroît fortement de 1984 à 1995 (il passe de 1,8 à 1,1), en raison d'une croissance du kilométrage par véhicule plus lente pour les plus riches que pour les autres. Il reste constant ensuite jusqu'en fin de période.

Mais si l'on distingue le type de zone, on peut voir que ce rapport croît entre 1995 et 2005 en zone dense (figure 20), et décroît sur cette même période en zone peu dense (figure 21). Ce résultat provient du fait que le kilométrage par véhicule est plus incompressible pour les plus pauvres en zone peu dense qu'en zone dense, où ils ont en général l'alternative des transports en commun.

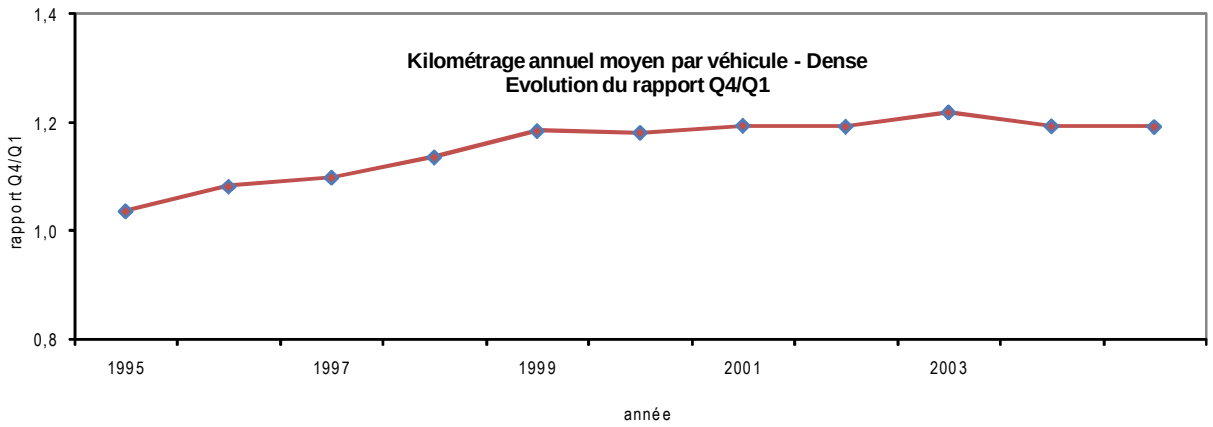


Figure 20: Kilométrage moyen par véhicule- zone dense : rapport Q4/Q1

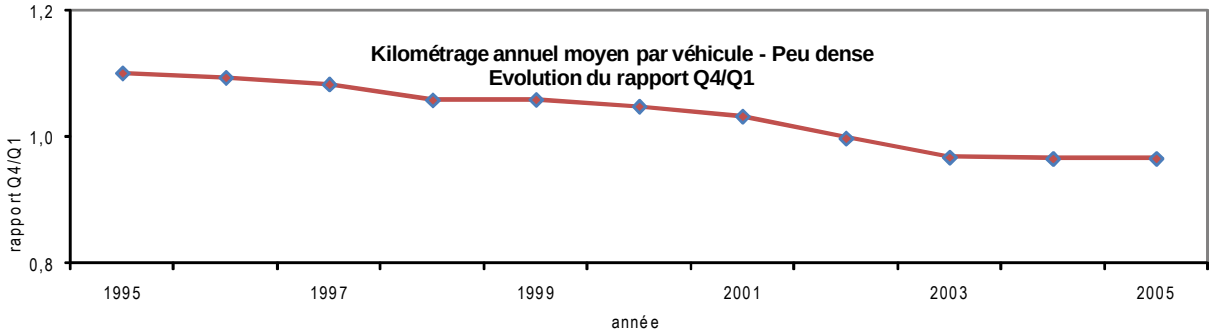


Figure 21: Kilométrage moyen par véhicule- zone peu dense : rapport Q4/Q1

Evolution du kilométrage annuel moyen des ménages

France entière, le kilométrage moyen par ménage croît globalement jusqu'en 2000 et décroît ensuite, quel que soit le quartile (figure 22). Ce résultat résulte conjointement de la baisse du kilométrage par véhicule et de celle du nombre de véhicules par ménages à partir de 2000.

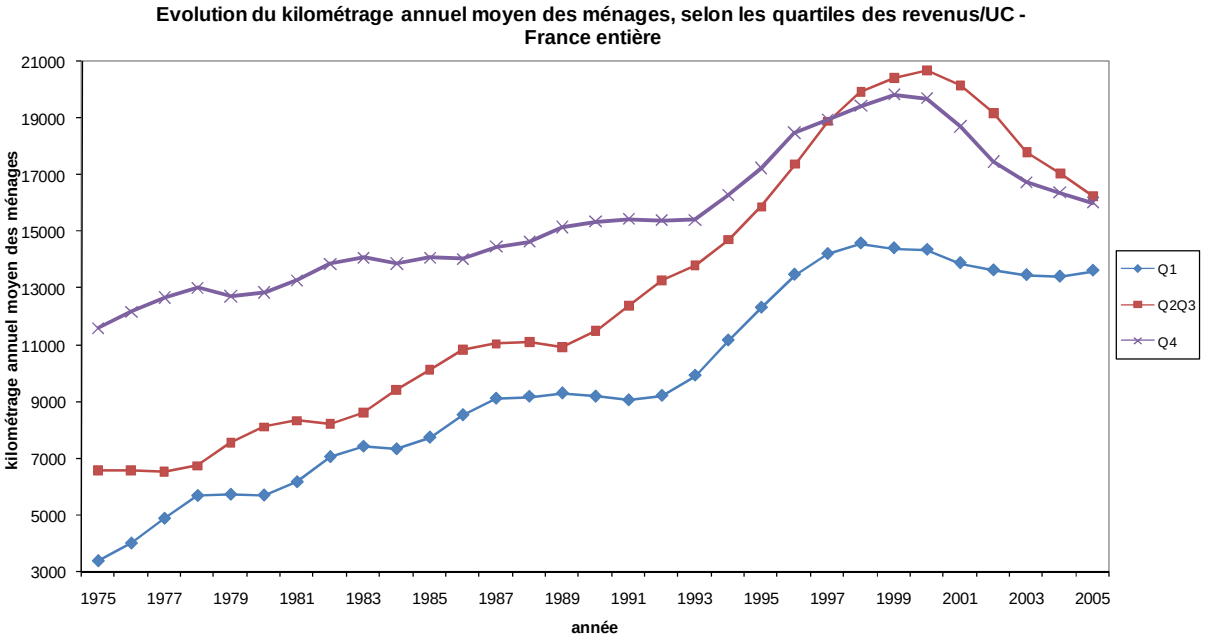


Figure 22: Evolution du kilométrage annuel moyen par ménage, selon les quartiles des revenus par UC - France entière

Cette décroissance après 2000 est plus marquée en zone dense (figure 23) qu'en zone peu dense (figure 24) surtout pour les trois quartiles les plus élevés.

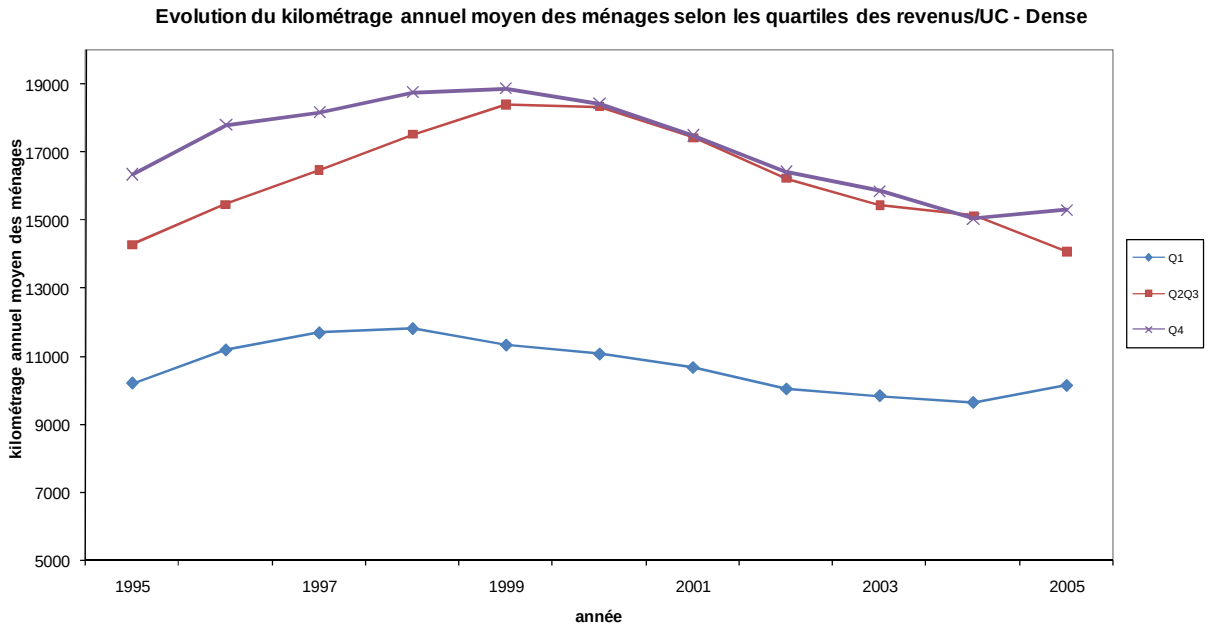


Figure 23: Evolution du kilométrage annuel moyen par ménage, selon les quartiles des revenus par UC - Zone dense

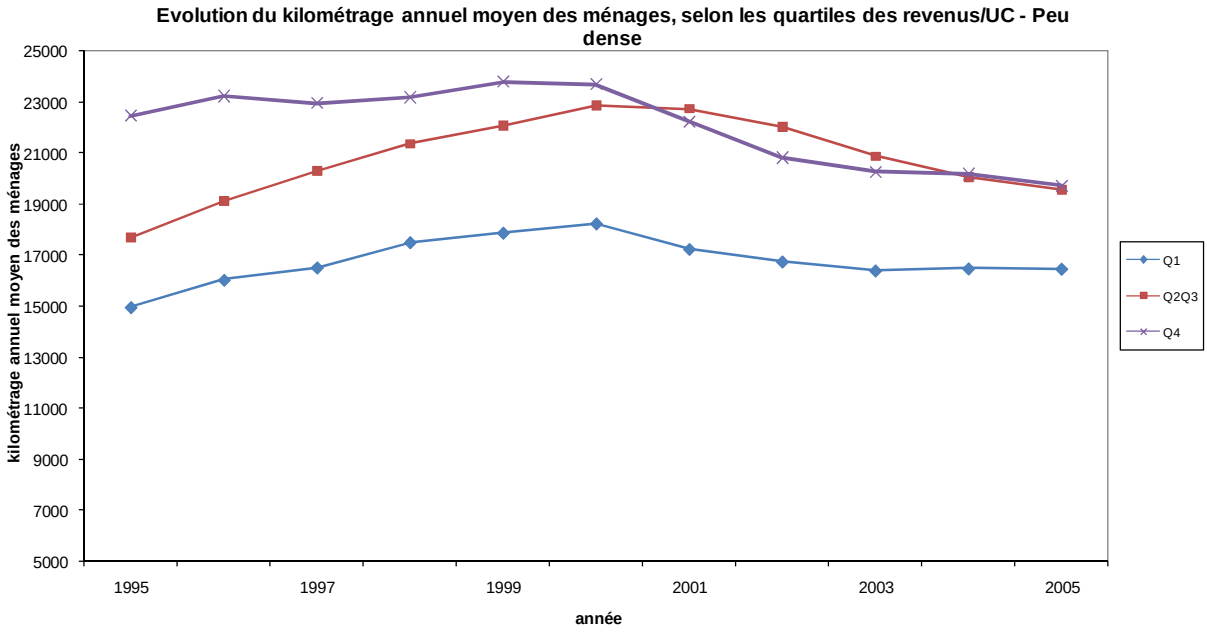


Figure 24: Evolution du kilométrage annuel moyen par ménage, selon les quartiles des revenus par UC - Zone peu dense

Comme pour les indicateurs d'équipement, les inégalités se réduisent, qu'elles soient mesurées par le rapport Q4/Q1, le coefficient de Gini ou l'élasticité-revenu, dont les courbes d'évolution ont sensiblement la même forme.

4. Dynamique des inégalités de l'acquisition d'automobile

Comme précédemment, les statistiques présentées ci-après ont été réalisées sur la France entière et sur 3 zones distinctes : Île-de-France, zone dense hors Île-de-France et zone peu dense hors Île-de-France.

Dans les graphiques représentant l'évolution des moyennes des quartiles pour chaque variable étudiée, nous avons représenté la courbe Q1, la courbe « Q2/Q3 », moyenne des courbes Q2 et Q3, et la courbe Q4, pour plus de lisibilité.

Nous avons également affecté les quartiles de revenus à l'aide de la même méthode d'interpolation, mais nous avons travaillé ici à partir des revenus par ménage. En effet, nous avons utilisé le panel Parc-Auto de 1985 à 2005, sur lequel le nombre d'unités de

consommation n’est calculable qu’à partir de 1994, et nous voulions garder l’historique le plus long possible[22], afin de couvrir au mieux les cycles du marché automobile.

Contrairement aux statistiques sur l’équipement et l’usage, nous n’avons pas optimisé le calcul de séries de panels à l’aide de la méthode décrite dans Desabie (1967). En effet, cette méthode est basée sur la corrélation existant entre l’observation d’une variable à la date t et à la date t-1. Elle est donc bien adaptée pour l’équipement, mais pas pour l’acquisition car dans ce cas deux observations consécutives sont pratiquement non-corrélées (la moyenne des coefficients de corrélation entre l’achat en t et en t-1 s’élève à 0,06 sur la période 1985-2005). De même, nous n’avons pas calculé de moyennes mobiles, puisqu'il s'agit, sur des séries annuelles, d'observer des cycles de quelques années.

Nous avons calculé les séries pour chaque quartile de revenu par ménage, le rapport Q4/Q1, le coefficient de Gini (lorsqu’il était adapté) et l’élasticité-revenu des indicateurs suivants :

- nombre moyen d'achats de voitures pour 1000 ménages (total, neuf et occasion),
- kilométrage moyen à l'achat pour les véhicules d'occasion,
- montant moyen de l'achat d'un véhicule, en distinguant le neuf et l’occasion,
- dépense moyenne par ménage (neuf et occasion).

Les deux derniers indicateurs ne sont disponibles qu’à partir de 1995.

[22] Nous avons comparé les dynamiques des inégalités calculées à partir des revenus par unité de consommation et des revenus par ménage sur la période 1994-2005, qui sont relativement semblables.

Evolution du nombre moyen d'achats de voitures, selon les quartiles des revenus/ménage

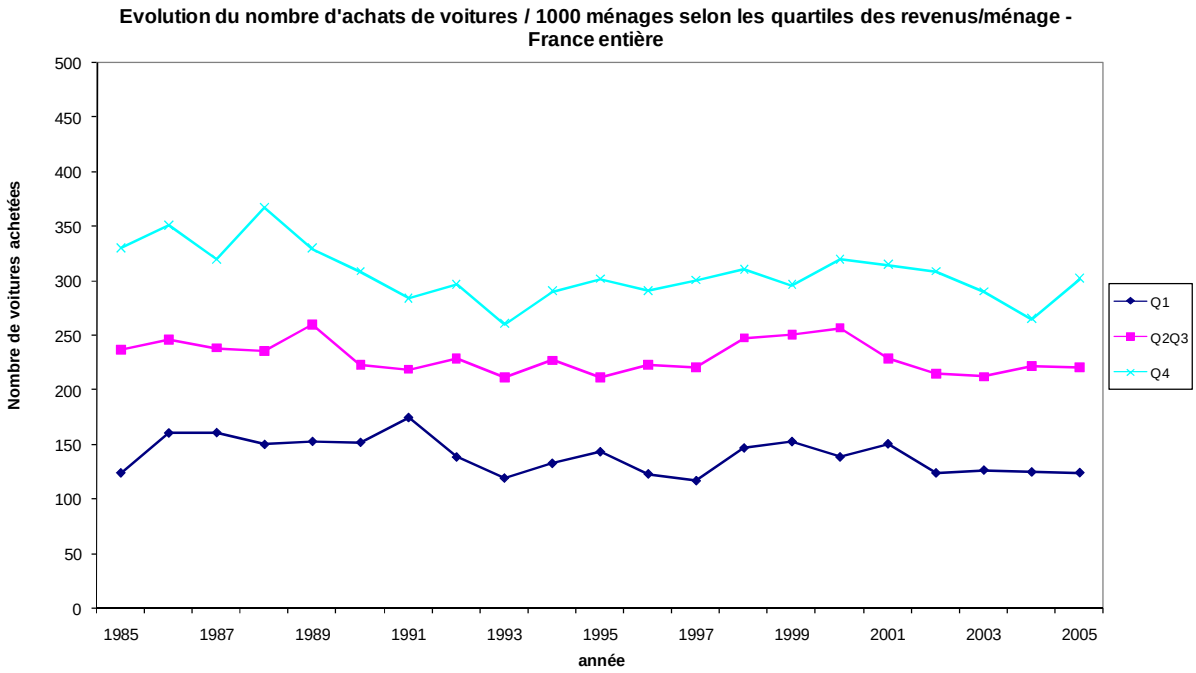


Figure 25: Evolution du nombre moyen d'achats de voitures pour 1000 ménages, selon les quartiles des revenus/ménage

Le nombre moyen d'achats total de voitures, pour la France entière, est légèrement croissant de 1985 jusqu'à la fin des années 80, puis évolue peu jusqu'en fin de période, quel que soit le quartile (figure 25). Les courbes représentant les quartiles sont bien distinctes les unes des autres, et le nombre d'achats augmente avec le niveau de revenu. Malgré des fluctuations conjoncturelles, les inégalités sont caractérisées par une tendance stable, qu'elles soient mesurées par le rapport Q4/Q1, le coefficient de Gini ou l'élasticité. En niveau, ce sont les inégalités entre les quartiles extrêmes qui sont les plus importantes. En effet, Q4/Q1 s'élève à 2,2 en moyenne, mais le coefficient de Gini n'est que de 0,15 parce qu'il prend en compte les quartiles intermédiaires. L'élasticité est quant à elle d'environ 0,6.

On retrouve la même dynamique pour chaque zone géographique étudiée.

Toutefois, ces résultats diffèrent si l'on distingue les achats de véhicules neufs et d'occasion, qui représentent en moyenne respectivement 40 et 60% des achats.

Globalement l'évolution du nombre d'achats de voitures neuves pour les différents quartiles est relativement semblable à celle du total des achats (figure 26). Le nombre d'achats de véhicules neufs est toujours plus élevé chez les plus riches et les différentes courbes sont toujours bien distinctes.

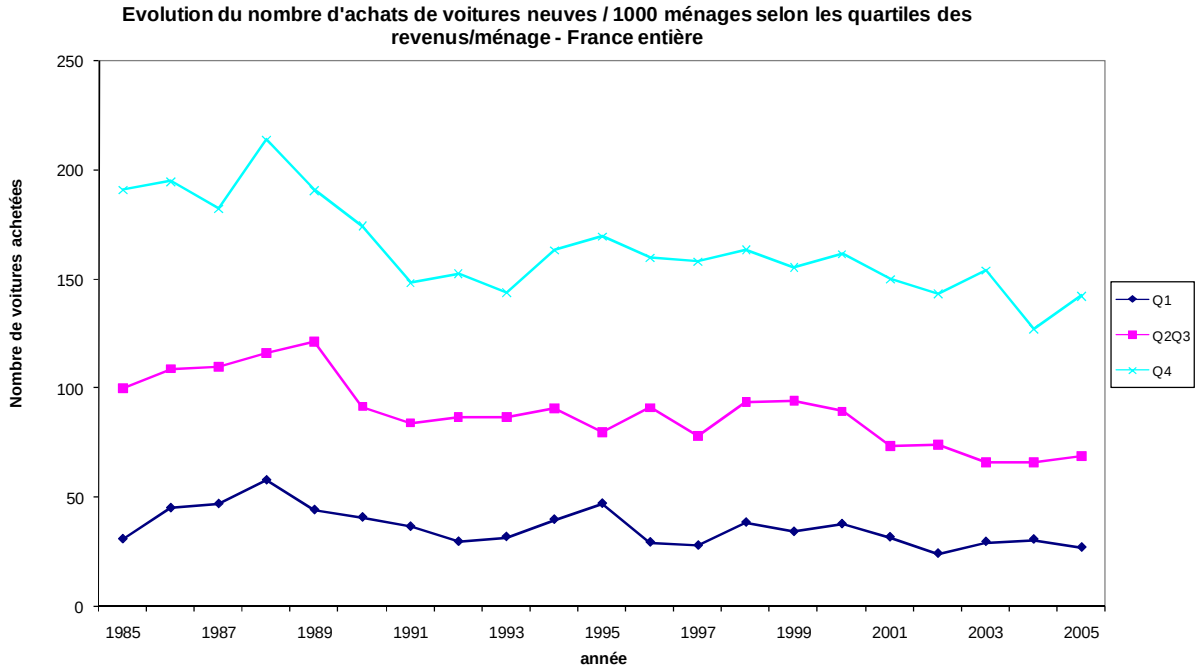


Figure 26: Evolution du nombre moyen d'achats de voitures neuves pour 1000 ménages, selon les quartiles des revenus/ménage

Sur l'ensemble du territoire, l'évolution du nombre d'achats de véhicules neufs présente un pic relativement important en 1988, année de forte croissance économique, pour les ménages les plus pauvres (ceux du quartile Q1). Ce pic est inexistant pour l'achat de véhicules sans distinction du neuf et de l'occasion ; pour Q2 et Q3, on retrouve un pic moins remarquable, mais également inobservé lorsqu'on ne distingue pas le neuf de l'occasion. On observe un pic pour Q4 sur le neuf, déjà présent pour l'ensemble des achats. Le pic pour Q1 est particulièrement marqué en zone peu dense (hors Île-de-France).

Entre 1992 et 1996, les acheteurs de véhicules neufs ont pu bénéficier de 3 primes s'ils mettaient au rebus un véhicule ancien. La première s'élevait à 2000 francs et couvrait la période d'octobre à décembre 1992. La seconde, appelée « balladurette », s'élevait à 5000 francs et couvrait la période de février 1994 à juin 1995. La troisième, dite « juppette », était de 5000 ou 7000 francs, suivant la taille de la voiture, et couvrait la période de septembre 1995 à septembre 1996.

Quelle que soit la zone retenue, nous n'observons pas d'effet apparent de la première prime sur 1992. Mais celle-ci ne couvrait que les 3 derniers mois de l'année et le montant était trop faible (résultat à rapprocher du contraste entre les effets des primes actuelles en France (1000 Euros) et en Allemagne (2500 Euros)).

A l'inverse, nous observons un effet apparent des deux primes suivantes sur les années 1994 et 1995 pour le premier quartile de revenu (hausse du nombre moyen de ventes de véhicules neufs pour Q1 sur ces deux années), France entière et de manière nettement plus marquée en zone peu dense : le nombre de véhicules achetés neufs augmente de moitié entre 1993 et 1995 France entière, et de 80% en zone peu dense (le nombre d'achats neufs+occasion augmente de 20% quelle que soit la densité). Aucun effet n'apparaît pour les 3 quartiles suivants.

Les achats de véhicules neufs restent ensuite relativement stables sur la période 1996-2005.

Les inégalités en matière d'achat de véhicules neufs sont nettement plus élevées que celles des achats totaux. Le rapport Q4/Q1 approche 4,5 en moyenne et augmente faiblement sur l'ensemble de la période étudiée, quelle que soit la zone. Le coefficient de Gini a également tendance à augmenter légèrement, et sa moyenne s'élève à 0,28 (voir figure 27 pour l'ensemble du territoire). L'élasticité-revenu est également élevée : 1,1 en moyenne.

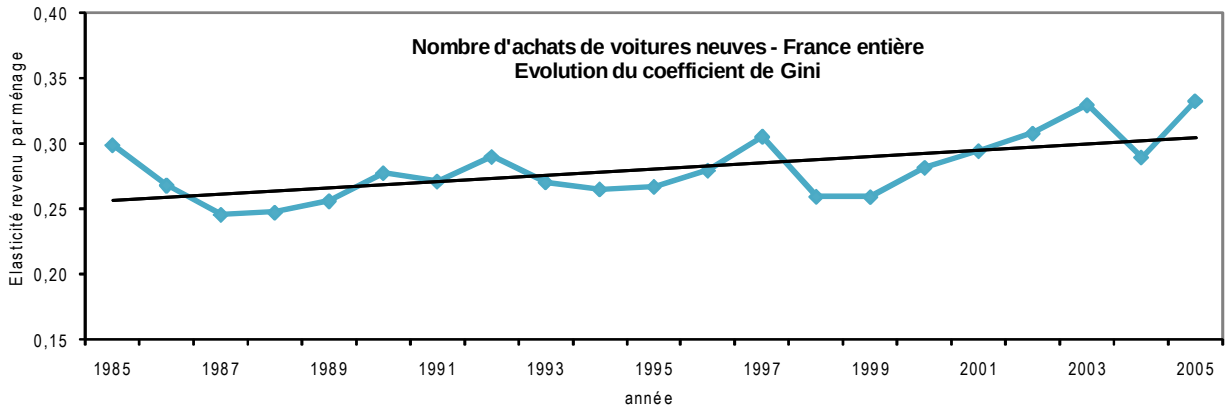


Figure 27: Evolution du coefficient de Gini du nombre moyen d'achats de voitures neuves, France entière

Quant à l'évolution du nombre d'achats de voitures d'occasion (figure 28), elle est nettement différente de ce qui précède. France entière, la courbe Q4 est pratiquement confondue avec la courbe « Q2Q3 », qui sont toutes deux à peu près stables jusqu'en 1992, puis, après une baisse en 1993 (récession), sont légèrement croissantes jusqu'en fin de période. La courbe Q1 est nettement plus volatile, avec une forte hausse en 1991 ; comme les ménages modestes achètent peu de voitures, les fluctuations d'échantillonnage doivent être importantes dans cette catégorie.

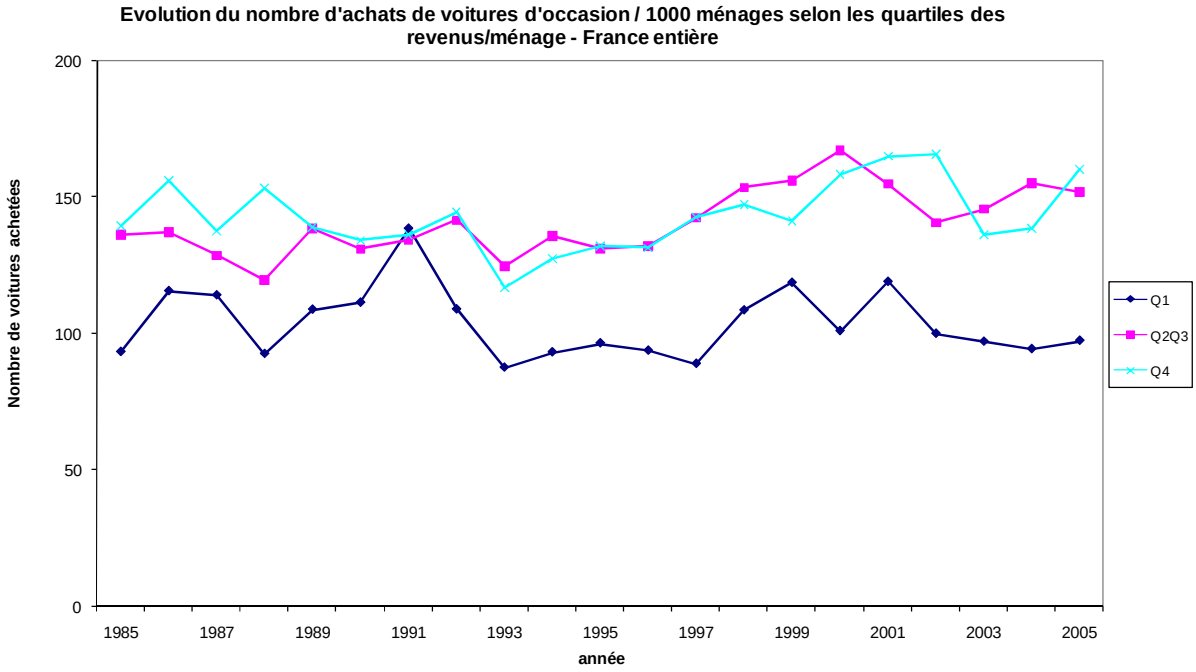


Figure 28: Evolution du nombre moyen d'achats de voitures d'occasion pour 1000 ménages, selon les quartiles des revenus/ménage

Les inégalités en matière d'achat de véhicules d'occasion sont plus faibles et nettement moins stables que celles des achats neufs. En moyenne, le rapport Q4/Q1 est de 1,4 ; le coefficient de Gini est très faible en moyenne (0,06) mais assez volatile (voir figure 29). Quant à l'élasticité-revenu, elle est très faible également : 0,2 en moyenne.

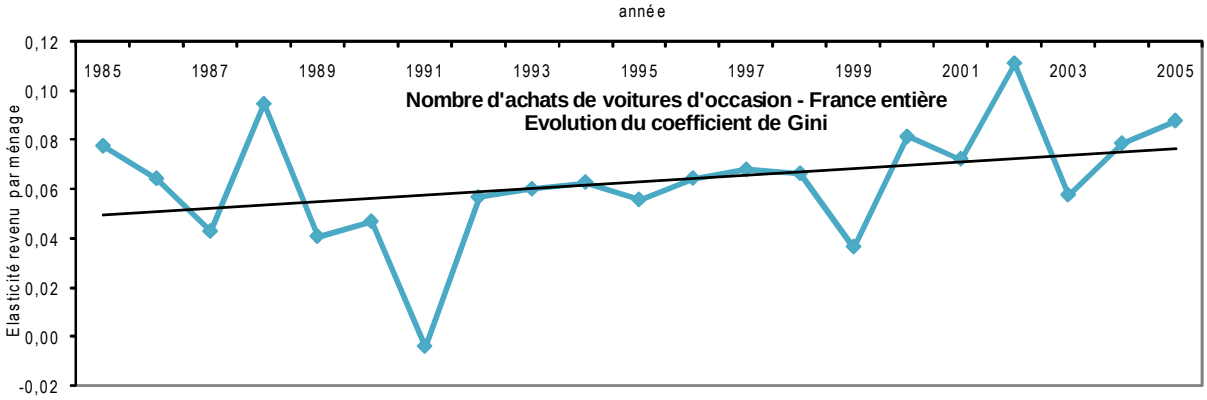


Figure 29: Evolution du coefficient de Gini du nombre moyen d'achats de voitures d'occasions, France entière

Evolution du kilométrage moyen à l'achat pour les véhicules d'occasion, selon les quartiles des revenus/ménage

Le kilométrage moyen des véhicules achetés d'occasion et son augmentation sont d'autant plus élevés que le niveau de revenu est faible : +50% pour Q1, +35% pour « Q2Q3 », et +20% pour Q4 (voir figure 30), indifféremment des zones géographiques.

Ce résultat est à rapprocher de l'évolution technologique dans l'industrie automobile, qui augmente la durée de vie des véhicules ; ce sont les ménages modestes qui impulsent le plus cette tendance.

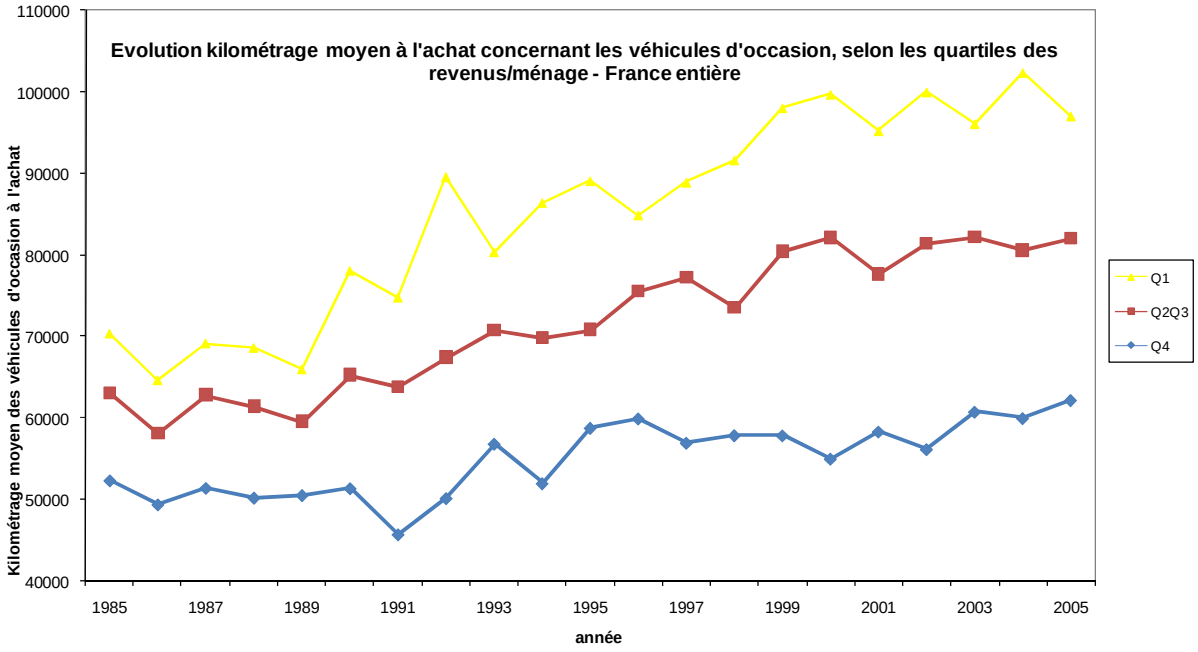


Figure 30: Evolution du kilométrage moyen à l'achat de voitures d'occasion, selon les quartiles des revenus/ménage

Par la suite, les indicateurs présentés ne sont disponibles que sur la période 1995-2005.

Evolution du montant moyen de l'achat d'un véhicule (en € constants 2006), selon les quartiles des revenus/ménage

Pour l'achat de véhicules neufs, France entière et en zone peu dense (figure 31), les montants dépensés par achat sont relativement proches en 1995 entre quartiles, et croissent dans le temps de manière régulière (à l'exception du montant moyen par voiture pour Q4 qui rejoint le niveau de Q2 et Q3 en 1999).

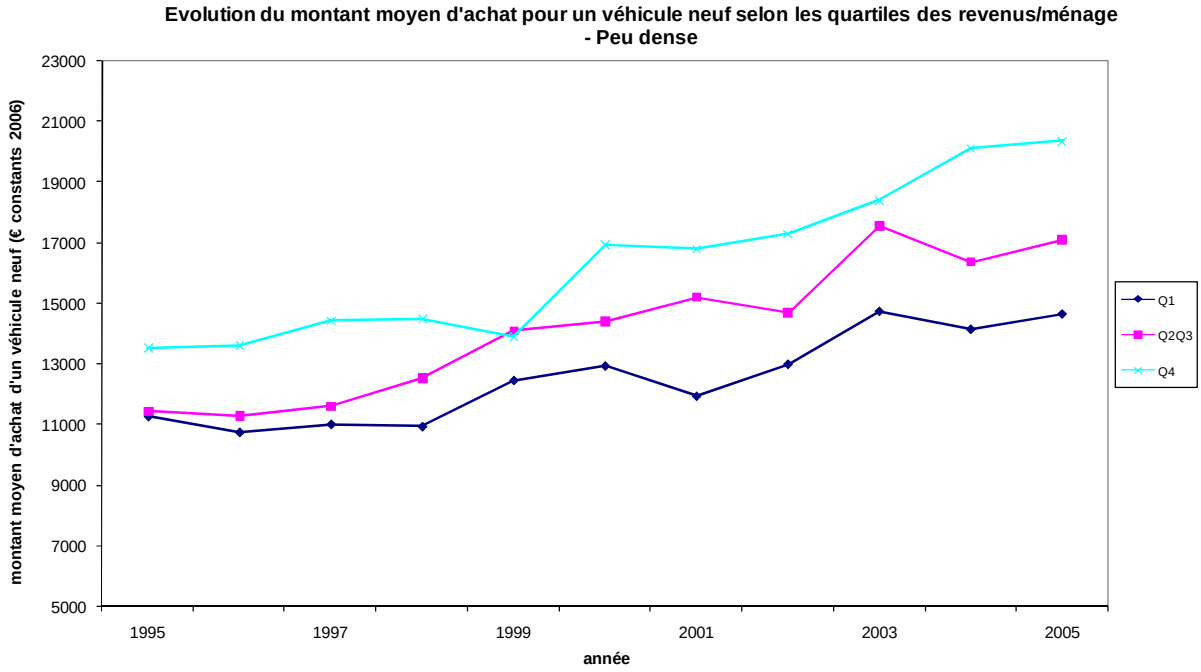


Figure 31: Evolution du montant moyen de l'achat d'un véhicule neuf, selon les quartiles des revenus/ménage – zone peu dense

Des évolutions analogues s'observent en zone dense (figure 32) et en Île-de-France (figure 33), à l'exception de Q1 dont la croissance s'accélère à partir de 2003 en zone dense, alors qu'elle devient quasi-stable sur 2000-2005 en Île-de-France.

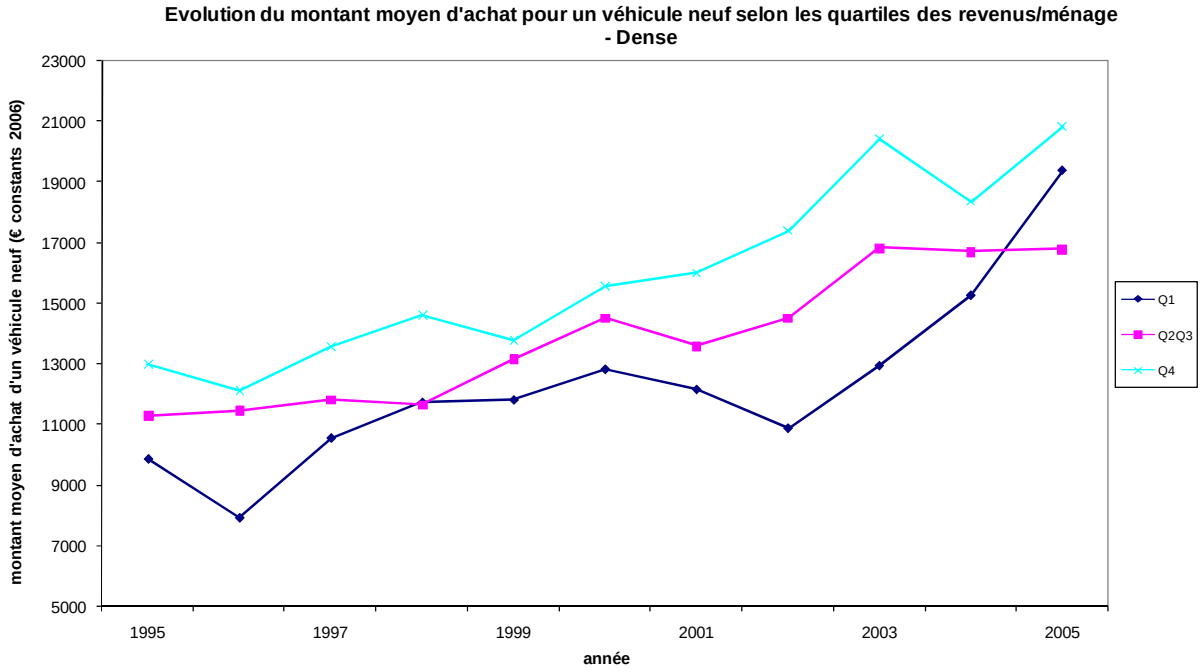


Figure 32: Evolution du montant moyen de l'achat d'un véhicule neuf, selon les quartiles des revenus/ménage – zone dense

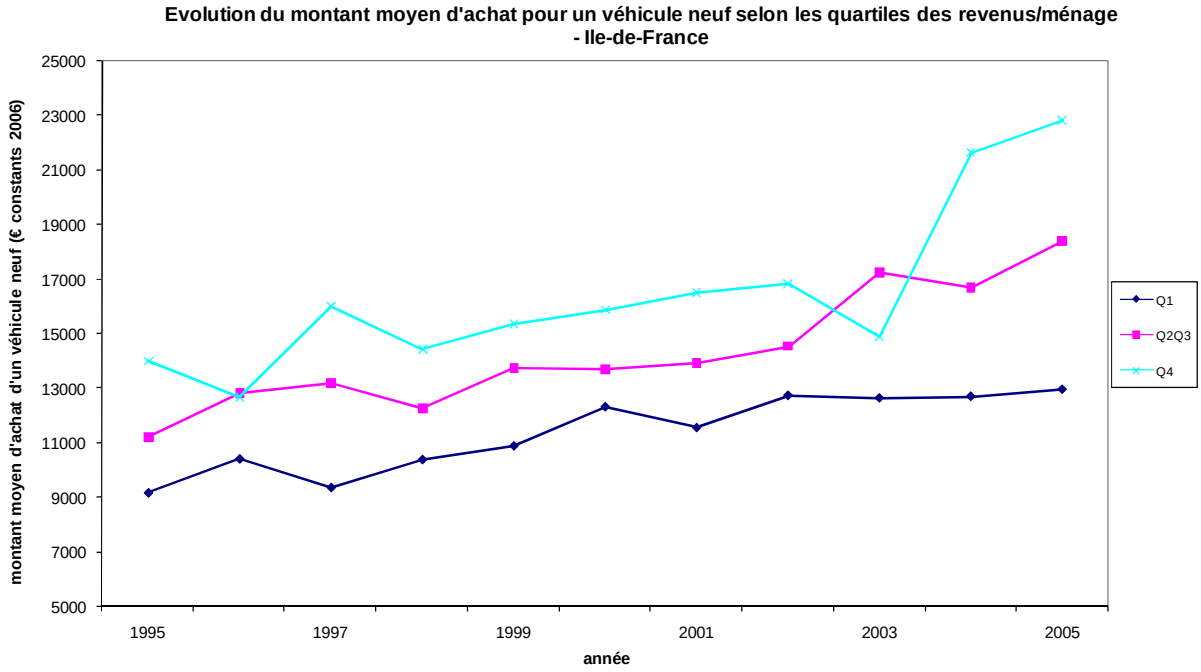


Figure 33: Evolution du montant moyen de l'achat d'un véhicule neuf, selon les quartiles des revenus/ménage – Île-de-France

Les inégalités en matière de montant moyen dépensé par achat d'un véhicule neuf sont faibles et restent stables sur l'ensemble de la période : en moyenne sur 1995-2005, le rapport Q4/Q1 est de 1,3, le coefficient de Gini de 0,06, et l'élasticité-revenu des ménages de 0,2.

Dès 1995, les montants moyens par achat d'un véhicule d'occasion sont très différents suivant les quartiles de revenus par ménage (environ 4000 € pour Q1, 5000 € pour Q2 et Q3, et 7000 € pour Q4). Ils évoluent peu sur la période étudiée (1995-2005), hormis une hausse en 2002 et 2003 pour Q4. On observe ces résultats quelle que soit la densité de la zone, présentés figure 34 pour la France entière.

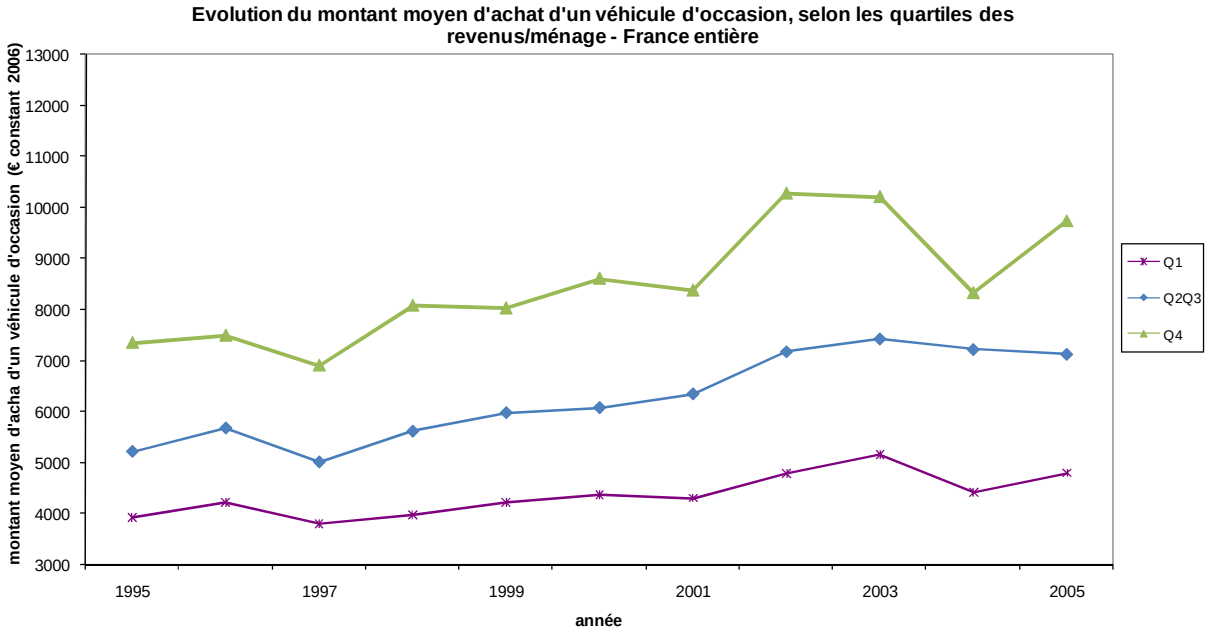


Figure 34: Evolution du montant moyen de l'achat d'un véhicule d'occasion, selon les quartiles des revenus/ménage – France entière

Alors que les inégalités en matière de montant moyen dépensé par achat sont peu élevées pour le neuf, elles le sont pour l'occasion, avec un rapport Q4/Q1 de 1,9, un coefficient de Gini de 0,13 et une élasticité-revenu de 0,5. Mais comme pour le neuf, les inégalités pour le montant moyen d'achat pour l'occasion restent stables à travers le temps.

Evolution de la dépense moyenne par ménage (en € constants 2006), selon les quartiles des revenus/ménage

Nous distinguons également l'acquisition de véhicules neufs et d'occasion.

La dépense moyenne des ménages pour l'achat de véhicules neufs est très contrastée entre les quartiles (moyenne de 400 € constants 2006 pour Q1, de 800 € pour Q2, 1400 € pour Q3 et 2450 € pour Q4, soit plus de 6 pour Q4/Q1). Elle évolue peu pour les 3 premiers quartiles, et a tendance à augmenter légèrement entre 2000 et 2005 pour le dernier (figure 35). Ce résultat est dû à une accélération de la croissance du montant moyen dépensé par les plus riches pour un véhicule neuf sur cette période, non observée pour les autres, le nombre moyen d'achats restant stable sur l'ensemble de la période 1995-2005.

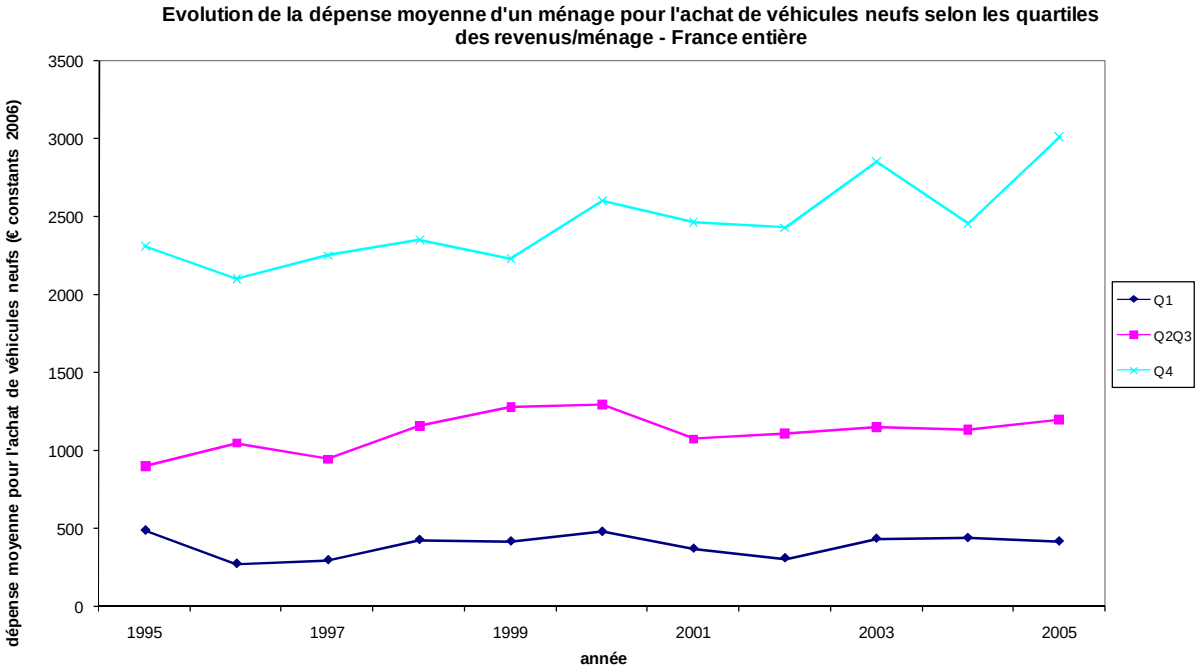


Figure 35: Evolution de la dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures neuves, selon les quartiles des revenus/ménage – France entière

Les dépenses des ménages pour l'achat de véhicules d'occasion sont nettement moins contrastées entre les quartiles que pour le neuf (figure 36). Les dépenses moyennes pour Q1 et Q2 sont proches de celles pour le neuf (respectivement 450 € et 800 € pour Q1 et Q2), mais beaucoup plus faible pour Q3 (1050 €) et Q4 (1250 €). Elles restent stables chez les ménages les plus pauvres sur l'ensemble de la période, et croissent pour les autres quartiles, de manière très irrégulière pour Q4.

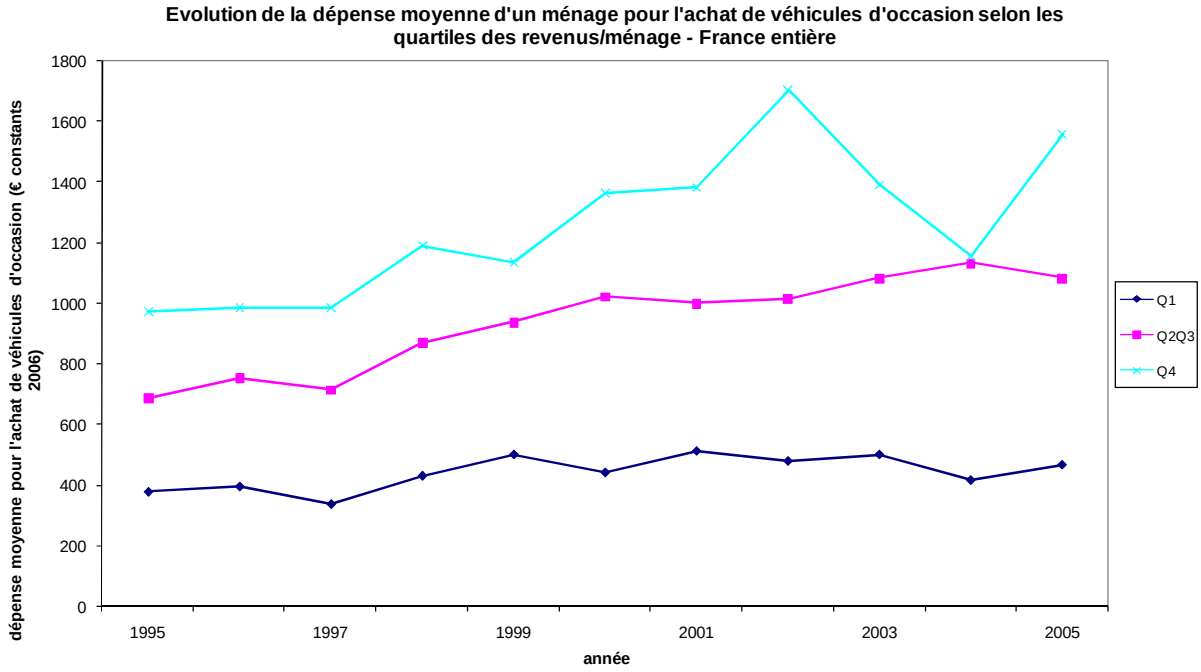


Figure 36: Evolution de la dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures d'occasion, selon les quartiles des revenus/ménage – France entière

Comme on peut l'observer sur les figures 37 et 38, les inégalités mesurées par le rapport Q4/Q1 sont très instables, en raison des fluctuations d'échantillonnage qui affectent particulièrement Q1, mais de tendance constante pour les dépenses des ménages pour le neuf (la moyenne du rapport Q4/Q1 s'élève à 6,4) ; elles sont plus faibles pour l'occasion (moyenne de Q4/Q1 de 2,8) mais croissent légèrement.

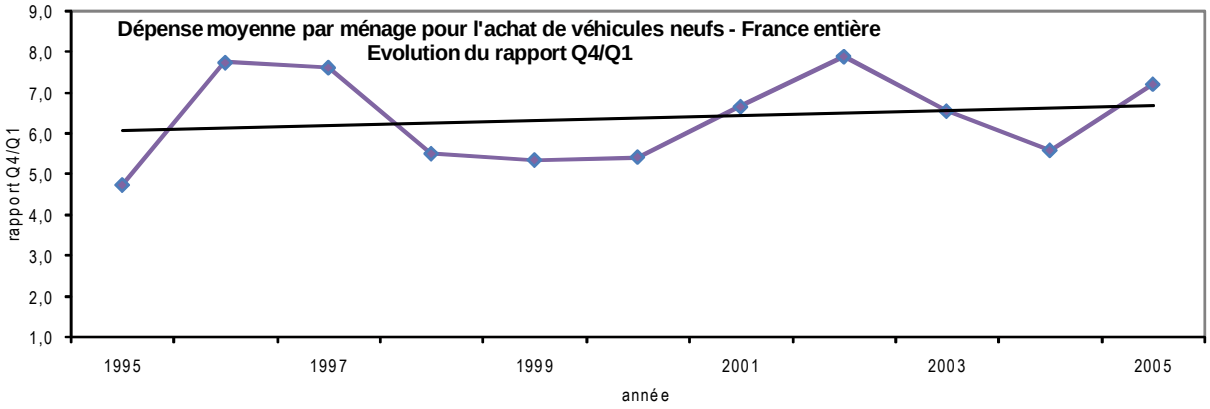


Figure 37: Dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures neuves : rapport Q4/Q1 France entière

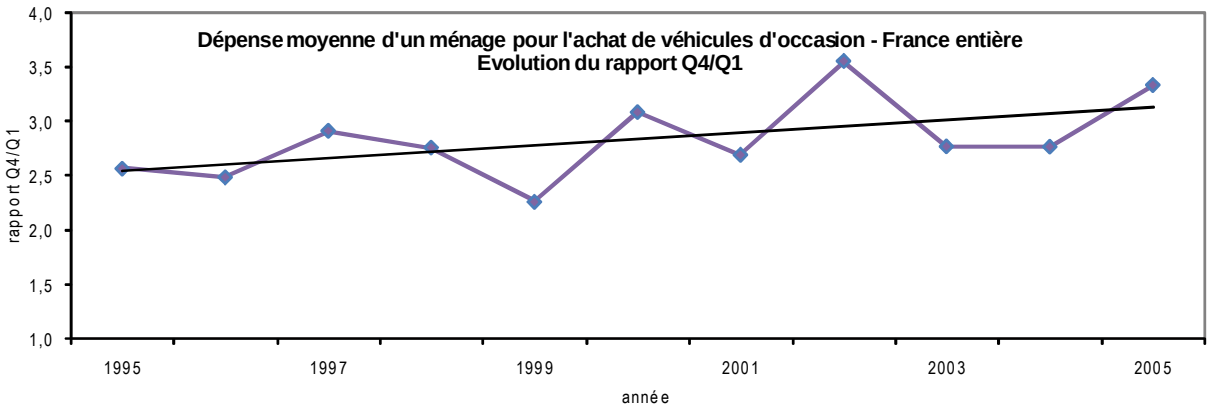


Figure 38: Dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures d'occasion : rapport Q4/Q1 France entière

Les autres indicateurs d'inégalités sont moins affectés par les fluctuations d'échantillonnage, surtout pour les dépenses des ménages pour les véhicules neufs, comme on peut le voir sur les quatre figures qui suivent.

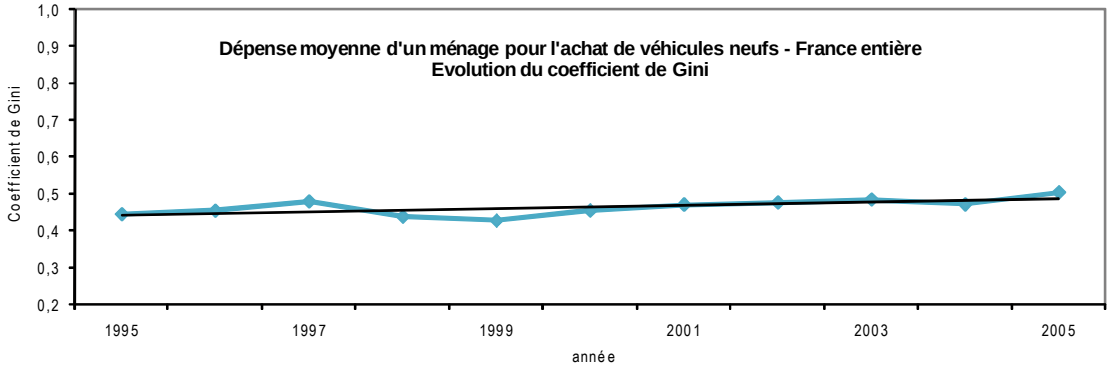


Figure 39: Dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures neuves : coefficient de Gini France entière

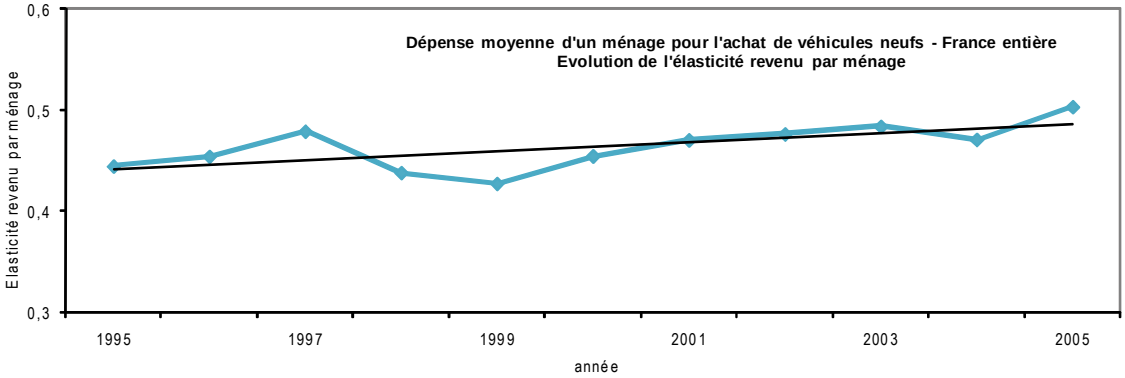


Figure 40: Dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures neuves : élasticité-revenu France entière

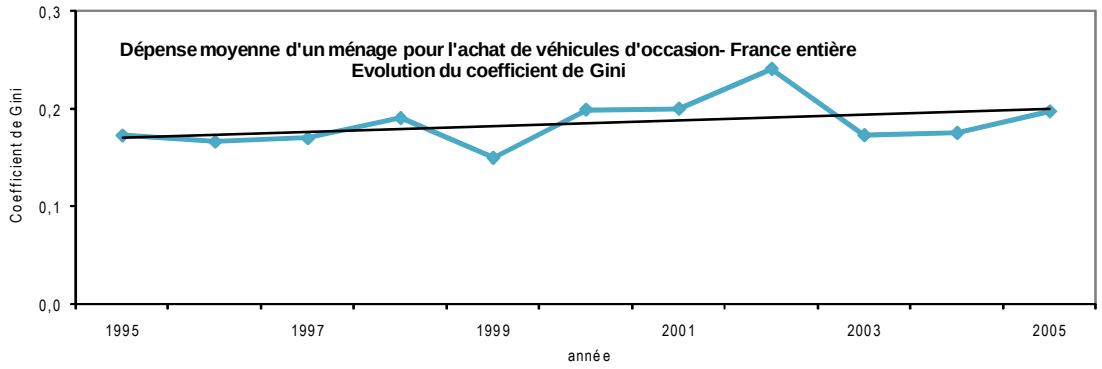


Figure 40: Dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures d'occasion : coefficient de Gini France entière

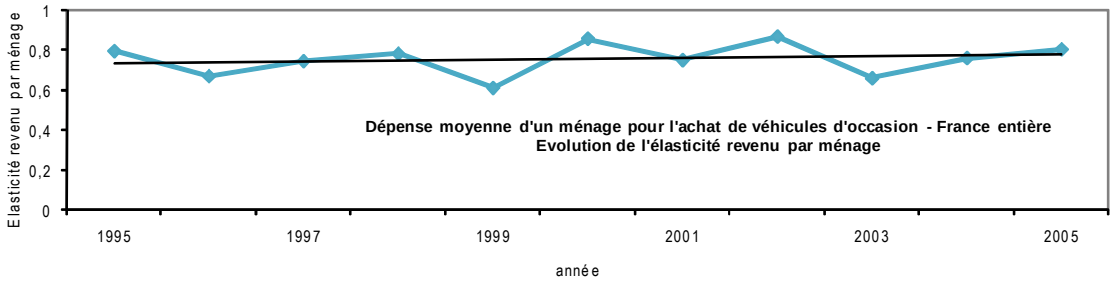


Figure 41: Dépense moyenne des ménages pour l'achat de voitures d'occasion :élasticité-revenu France entière

5. Conclusion

En matière d'équipement automobile, les trente dernières années sont marquées par une réduction des inégalités. Ainsi, la seconde voiture n'a pas ralenti la diffusion sociale de l'automobile. Les inégalités en matière d'usage (distance parcourue) se réduisent également. Elles restent toutefois plus importantes en zone peu dense.

Dans le détail cette évolution s'explique d'abord par un rattrapage des ménages du premier quartile de la distribution des revenus par unité de consommation (Q1). Les ménages plus aisés (Q2 à Q4) ont en revanche toujours eu des comportements plus homogènes.

Nous avons également étudié l'évolution des dépenses d'acquisition d'automobiles (neuves et occasions). Elles restent très structurées par le revenu, surtout pour les achats neufs. Les inégalités de dépenses d'acquisition sont assez stables depuis le milieu des années 1990. Mais il s'agit d'une période où les cycles du marché de l'automobile n'ont pas été très marqués.

Comment ces inégalités entre ménages pourraient-elles évoluer à moyen-long terme ? Le développement de modèles âge-cohorte de projection (Berri, 2005) pourra fournir des

éléments de réponse à cette question quant aux effets redistributifs. Une approche complémentaire est celle développée par Johansson and Schipper (1997) sur un panel de pays afin d'estimer des élasticités prix et revenu de la demande de carburant. Les séries longues sur les comportements automobiles élaborées pour cette recherche pourront fournir un matériau analogue mais original.

Conclusion générale

Cette étude s'intéresse à l'équité de la tarification de l'automobile. Elle développe une analyse quantitative en s'appuyant principalement sur les données du panel Parc Auto TNS-Sofres. Sur le plan méthodologique, deux approches complémentaires sont mises en œuvre.

Tout d'abord, une analyse économétrique mesure les effets distributifs de scénarios de hausse de prix du pétrole et de taxe carbone sur les carburants des véhicules particuliers. Nous simulons l'effet d'une taxe carbone de 31 € par tonne de CO_2 contenu dans le carburant. Il s'agit de la valeur tutélaire retenue par le Conseil d'Analyse Stratégique (2008) qui permettrait d'atteindre l'objectif européen de réduction des émissions de - 20% d'ici 2020 par rapport à 1990. D'après nos calculs, cette taxe engendre une perte moyenne annuelle de 65 € par ménage. C'est nettement inférieur à l'impact d'un scénario répliquant la forte hausse de prix du carburant observée en France en 2007-2008 qui induit une perte de 133 €. La perte engendrée par une hausse de prix du carburant augmente avec le revenu. La taxe coûte ainsi 53 € aux ménages les plus modestes contre 75 € pour les plus riches. Les conclusions s'inversent si l'on rapporte les pertes aux revenus des ménages. Augmenter le prix du carburant est alors régressif.

L'effet distributif des prélèvements ne constitue toutefois qu'un aspect du problème, l'autre étant la manière dont sont utilisées les recettes ainsi générées. Nous simulons un schéma neutre budgétairement dans lequel chaque ménage français reçoit une somme forfaitaire. Le bilan global de la taxe carbone est alors légèrement positif pour les ménages les plus pauvres et négatif pour les plus riches. En prenant en compte ce schéma de recyclage, la taxe carbone devient donc progressive.

La seconde partie de l'étude adopte une approche descriptive des évolutions au cours des trente dernières années des comportements d'achat, de motorisation et d'usage de l'automobile de différentes classes de revenu (nombre de voitures, distance parcourue, etc.). Sur la longue période, on observe une convergence des comportements des différentes classes de revenu. La seconde voiture n'a donc pas ralenti la diffusion sociale de l'automobile. Cette évolution s'explique d'abord par un rattrapage des ménages du premier quartile de revenu qui reste cependant inachevé. Les ménages des trois quartiles supérieurs ont en revanche toujours eu des comportements plus homogènes.

A l’inverse, les dépenses d’acquisition d’automobiles (neuves et occasion) restent très structurées par le revenu et stable depuis le milieu des années 1990. Les ménages plus modestes achètent en effet des véhicules de plus petite taille et plus souvent d’occasion.

Références

Aasness, J. and Røed Larsen, E. (2003), Distributional Effects of Environmental Taxes on Transportation, Journal of Consumer Policy, 26(3), 279-300.

Amatousse, T., et Madre J.-L. (1986), L'Automobile en période de Crise: le Parc et ses Utilisations, Rapport CREDOC.

Bento, A., Goulder, L., Jacobsen, M., and von Haefen, R. H. (2009), Distributional and Efficiency Impacts of Increased U.S. Gasoline Taxes, forthcoming in American Economic Review.

Bento, A. M., Goulder L. H., Henry, E., Jacobsen, M. R. and von Haefen, R. H. (2005), Distributional and Efficiency Impacts of Gasoline Taxes: An Econometrically Based Multi-market Study, American Economic Review, Papers and Proceedings, 95(2), 282-287.

Berkowitz, M. K., Gallini, N. T., Miller, E. J., Wolfe, R. A. (1990), Disaggregate Analysis of the Demand for Gasoline, Canadian Journal of Economics, 23 (2), 253-275.

Berri, A. (2005), Dynamiques de la motorisation et des dépenses de transport des ménages - Analyses sur données individuelles et semi-agrégées, Thèse pour le Doctorat en Sciences Economiques présentée et soutenue publiquement le 20 décembre 2005, Université de Paris 1 - Panthéon-Sorbonne.

Berri, A., Vincent Lyk-Jensen S., Mulalic I. and Zachariadis T. (2009), Transport consumption inequalities and redistributive effects of taxes: a comparison of France, Denmark and Cyprus, 26èmes Journées de Microéconomie Appliquée, 4-5 juin 2009, Dijon.

Blow, L. and I. Crawford (1997), The Distributional Effects of Taxes on Private Motoring, Commentary N° 65, The Institute for Fiscal Studies, London.

Bureau B. et Glachant M. (2007), Evaluation des effets distributifs de différentes politiques de transport urbain en Ile-de-France", Etude réalisée pour le Ministère de l'Ecologie, du Développement et de l'Aménagement Durables (programme PREDIT), décembre 2007.

CDC (2009), CO_2 et énergie – France et Monde – Chiffres Clés, Caisse des Dépôts – Mission Climat, Edition 2009.

Claisse, G. (2001), Inégalités de déplacement et équité sociale revenus, indices, et inégalités d'accès à la VP. Résultats provisoires (Rapport Intermédiaire no. 2) du projet IDEES.

Cochran, W.G. (1977), Sampling Techniques, John Wiley and sons.

Darbéra, R. (2001), Effets redistributifs et allocatifs d'une modification de la TIPP sur les carburants automobiles, Recherche Transport Sécurité, 72, 37-55.

Delft (2008), Handbook on estimation of external costs in the transport sector - Produced within the study Internalisation Measures and Policies for All external Cost of Transport (IMPACT), Version 1.1.

Desabie, J. (1967), Théorie et Pratique des Sondages, Dunod.

Dubin, J.A. and McFadden, D.L. (1984), An econometric analysis of residential electric appliance holdings and consumption, Econometrica, 52 (2), 345– 362.

Fondation Nicolas Hulot (2008), Contribution Climat Energie – Proposition de mise en œuvre et d'affectation, 9 juin 2008.

Goldberg, P.K. (1998), The Effects of the Corporate Average Fuel Efficiency Standards in the US, The Journal of Industrial Economics, 46 (1), 1-33.

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

Graham, D. J. and Glaister, S. (2002), The demand for automobile fuel: a survey of elasticities, Journal of Transport Economics and Policy, 36(1), 1-26.

Hensher, D.A., Smith, N.C., Milthorpe, F.W., Barnard, P., (1992), Dimensions of Automobile Demand: A Longitudinal Study of Household Automobile Ownership and Use, North Holland.

Hivert, L., (2006), L'automobile en Europe, Changements de comportements d'équipement et d'usage. Rapport final de l'Étude Spécifique Française et Synthèse : Inégalités d'accès à l'automobile dans l'Union Européenne, et éclairages sur la dépendance automobile en France et en Europe à partir de quelques transitions comportementales, Rapport final de Convention PREDIT 3/GO1 ADEME-INRETS (ref. ADEME : 0303C0025 - ref. INRETS : 105-C0322), 155 pages.

Hivert, L. et Pean De Ponfilly, J. (2000), Inégalités d'accès à l'automobile, disparités d'équipement et d'usage entre les ménages les plus pauvres et les plus riches, Rapport de Convention ADEME-INRETS n° 690 9931 - D3.3.

Johansson, O., and Schipper L. (1997), Measuring the Long-Run Fuel Demand for Cars, Journal of Transport Economics and Policy, 31, 277–92.

Lollivier, S. et Verger D. (1989), D'une variable discrète à une variable continue : Une application de la méthode des résidus simulés dans Mélanges Economiques, Essais en l'honneur d'Edmond Malinvaud. Editions de l'EHESS, 1094 p.

Madre J.-L. (1984), l'Automobile en période de Crise: Motorisation et Usage depuis Dix Ans. Rapport CREDOC.

Madre, J.L. (1985), L'Automobile et le Comportement des ménages face à la Crise, Les Cahiers Scientifiques des Transports.

Madre, J.-L. (1985), Les interventions publiques dans les transports de voyageurs et leurs effets redistributifs, Thèse d'État es Sciences Économiques, Université Paris I.

Madre, J.-L. (1988), Le suivi du comportement automobile des ménages à l'aide d'un Panel 2èmes Journées d'études sur l'utilisation des données de panel, Université Paris Val-de-Marne.

Madre, J.-L. (1991), Quelques éléments sur les effets redistributifs du péage urbain, Entretiens Jacques Cartier, Lyon.

Madre, J. et Massot M. (1994), Comment décrire l'étalement urbain à partir des nomenclatures de l'INSEE ? INRETS.

Madre, J.-L. et Purwanto, A. J. (2003), Des quantiles interpolés pour suivre l'évolution des inégalités, XXXIXème colloque de l'ASRDLF, Lyon, 1 - 3 septembre.

Mannering, F. and Winston, C. (1985), A dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilization, RAND Journal of Economics, 16 (2), 213-236.

Nijman, T. and Verbeek, M. (1992), Nonresponse in Panel Data: The Impact on Estimates of a Life Cycle Consumption Function, Journal of Applied Econometrics, 7(3), 243-57.

OECD (2006), OECD in Figures, 2006-2007 Edition.

Poterba, J. M. (1991), Is the Gasoline Tax Regressive?, Tax Policy and the Economy 5: Vol. 5, MIT Press, Boston, 145– 164.

Purwanto, A. J. (2004), Dynamique des inégalités entre les Franciliens face aux Transports, Thèse pour le Doctorat en Sciences Economiques - Mention Economie des Transports, Universisté Lumière Lyon 2, Présentée et soutenue publiquement le 8 avril 2004.

Purwanto, A. J. et Coindet J.-P. (2001), Inequality between Daily Travellers on Paris/Suburbs Flow using Income-Based Segmentation, Présentation Poster pour l'AET - European Transport Conference. Cambridge. 9-11 septembre 2001.

Purwanto, A. J. et Madre J.-L. (2002), The Dynamics of Inequality in Transportation Expenditure between Private Car Users in the Paris Region FISITA - Congres mondial d'des Ingénieurs de l'Automobile, Helsinki, 2-8 juin 2002.

Røed Larsen E. (2006), Distributional Effects of Environmental Taxes on Transportation: Evidence from Engel Curves in the United States, Journal of Consumer Policy, 29 (3), 301-318.

Santos, G. and T. Catchesides (2005), Distributional Consequences of Gasoline Taxation in the United Kingdom, Transportation Research Record, 1924, 103-111.

Train, K. (1986), Qualitative Choice Analysis: Theory, Econometrics, and an Application to Automobile Demand, The MIT Press, Cambridge, MA.

Walls, M. and Hanson, J. (1999), Distributional aspects of an environmental tax shift: the case of motor vehicle emissions taxes, National Tax Journal, 52 (1), 53–65.

West, S. E. (2005), Equity Implications of Vehicle Emissions Taxes, Journal of Transport Economics and Policy, 39(1), 1-24.

West, S. E. (2004), Distributional Effects of Alternative Vehicle Pollution Control Policies, Journal of Public Economics, 88(3-4), 735-57.

Wooldridge, J. M. (2002), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press – Cambridge, Massachusetts – London, England.