

Projet ANDEMO

Analyse des Déterminants de la Mobilité

(Dynamique de la mobilité au regard des changements économiques, géographiques, sociétaux, démographiques)

Sous la direction de Virginie Dejoux (IDUP)

Auteurs : Roger Collet (IDUP) et Jean-Loup Madre (IFSTTAR)

Rapport final

Janvier 2016

Numéro de projet : 2101143398



Université Paris 1 – Panthéon-Sorbonne

Institut de Démographie de l'Université Paris 1 (IDUP)

Centre Pierre Mendès France

75634 Paris cedex 13

Tél. : 01 44 07 80 00

Fax : 01 44 07 86 90

Institut Français des Sciences et Technologies des Transports de l'Aménagement et des Réseaux (IFSTTAR)

Département "Aménagement, Mobilité et Environnement" (AME)

Laboratoire "Dynamiques Économiques et Sociales des Transports" (DEST)

Cité Descartes, Champs-sur-Marne

14-20 boulevard Newton

77447 Marne-la-Vallée Cedex 2

Tél. : 01 81 66 80 00

Fax : 01 81 66 80 01

Équipe de recherche

Jimmy Armoogum	IFSTTAR	CR1	jimmy.armoogum@ifsttar.fr
Roger Collet	IDUP	CDD	roger.collet@ifsttar.fr
Virginie Dejoux	IDUP	MCF	virginie.dejoux@univ-paris1.fr
Jean-Loup Madre	IFSTTAR	DR1	jean-loup.madre@ifsttar.fr

Remerciements

Nous exprimons notre gratitude à la Direction de la Recherche et de l'Innovation (DRI) du Ministère de l'Écologie, du Développement Durable et de l'Énergie (MEDDE) pour son appui financier à la réalisation de cette recherche. Pour leurs commentaires sur le rapport intermédiaire, nous remercions tout particulièrement Gérard Brun et les participants à l'atelier thématique du CEREMA sur la demande de transports, organisé le 17/12/2014 à la Défense. Nous remercions également les collègues à l'IFSTTAR, Richard Grimal, Laurent Hivert et Benoît Cornut, pour leurs avis et suggestions.

Sommaire

1	Introduction	5
2	Le support empirique : l'enquête « Parc Automobile »	6
2.1	Contexte et présentation synthétique	6
2.2	Des données triées, appariées, consolidées, apurées et repondérées	8
2.2.1	Les vagues non-utilisées (1984-1993)	8
2.2.2	Les vagues utilisées (1994-2011)	9
2.2.3	Apurement des données	9
2.2.4	Repondération	10
3	Statistiques descriptives	11
3.1	Évolution des taux de motorisation	11
3.2	Évolution des kilométrages individuels	13
4	Modélisation	16
4.1	Le modèle : hypothèses et notations	16
4.2	Des variables explicatives diversifiées	17
5	Résultats d'estimation	19
5.1	Être ou ne pas être équipé d'une automobile	19
5.2	Le kilométrage des automobilistes	23
5.3	Hierarchisation des facteurs explicatifs	30
6	Projections	32
6.1	Simulation des coefficients pour les cohortes futures	32
6.2	Trois scénarios pour le calcul de projections	36
6.3	Projections 2060 de la demande automobile des ménages en France métropolitaine	38
7	Conclusion : synthèse et limites	41
8	Complément d'analyse : les réactions des ménages suite à de fortes variations de revenu	45
8.1	Analyse descriptive	45
8.2	Un tournant dans les années 2000 ?	47
8.3	Modélisation des comportements lors de fortes variations du revenu	48
	Annexes	51
	Annexe 1 – Synthèse d'article	51
	Annexe 2 – Un découplage entre croissance des trafics et croissance des revenus ?	54
	Références	61
	Liste des figures	62
	Liste des tableaux	62

1 Introduction

Après la seconde guerre mondiale, la croissance économique en France a repris sous l’impulsion d’importants programmes d’investissements publics, dont certains visaient à reconstruire et étendre les infrastructures et le réseau routier. Durant la même période, le marché de l’automobile s’est rapidement développé, donnant lieu à l’âge de la voiture populaire et à une croissance régulière et continue du trafic routier. Celui-là est ainsi passé d’environ 2 000 véhicules-kilomètres par habitant au début des années 1960 à environ 8 000 véhicules-kilomètres par habitant au milieu des années 1990 (BITRE, 2012). Toutefois, on observe au cours des années 2000 une franche inflexion dans la croissance du trafic annuel par tête, qui paraît durant cette décennie fluctuer autour de 9 000 véhicules-kilomètres par habitant et 14 000 kilomètres en automobile particulière par ménage. Même si elle est beaucoup moins marquée, une légère incurvation paraît également toucher l’équipement automobile en termes de voitures particulières par adulte. Sur la base de séries statistiques longues et agrégées, ces ralentissements ont donné lieu à des exercices de modélisation pour quantifier le plafonnement de la demande automobile. Par exemple, Grimal et al. (2013) et Collet et al. (2012) ajustent des fonctions sigmoïdes de type Chapman-Richards sur le temps pour estimer les futurs plafonds d’équipement et d’usage en France. Ces travaux s’inscrivent dans une littérature abondante en démontrant les effets du revenu et du prix des carburants, mais n’examinent pas le rôle joué par la démographie dans la tendance vers le plafonnement automobile.

Alors que l’automobile s’est progressivement imposée dans le paysage de la société française, les générations d’hommes et de femmes ont avancé dans le cycle de vie et se sont succédé. Toutes les générations au même âge ne se sont pas équipées et n’ont pas utilisé l’automobile de la même manière. Aujourd’hui, les générations récentes grandissent dans une période où la voiture a tendu à devenir un bien personnel, notamment grâce à la diffusion du permis de conduire au fil du temps (Roux, 2012); tandis que l’automobile était davantage le bien d’équipement du ménage dans les années 1960 pour les jeunes générations de l’époque.

L’objectif de cette recherche est d’évaluer les composantes démographiques dans les comportements individuels d’équipement et d’usage de la voiture, puis de déterminer leur influence sur la tendance au plafonnement automobile. Les effets de la localisation et des facteurs économiques usuels – revenu et coût en carburant – sont également évalués afin de comparer nos résultats à la littérature. Considérer

traditionnellement les comportements automobiles au niveau du ménage ne permet pas une claire compréhension des comportements individuels, notamment chez les jeunes qui sont en transition à partir du ménage de leurs parents. Dans notre optique d'analyse longitudinale, l'individu a une permanence au cours du temps (de sa naissance à sa mort) que n'a pas le ménage, dont la définition est datée (ensemble des individus partageant un même logement ou un même budget). Bien que le ménage soit souvent une unité statistique commode pour élaborer des plans de sondage, les changements dans sa composition (mise en couple/séparation, départ/retour des enfants...) rendent difficile son suivi dans le temps au-delà d'une année. Maintenant que l'automobile est devenue un équipement individuel, nous préférons considérer les caractéristiques du ménage (par exemple le niveau de vie) comme des déterminants des comportements individuels.

L'analyse empirique repose ainsi sur des données désagrégées par adulte, extraites de l'enquête Parc-Auto entre 1994 et 2011 (section 2) et sur lesquelles un ensemble de statistiques descriptives est tout d'abord élaboré (section 3). Le modèle de sélection est ensuite ajusté (section 4). Celui-là articule deux niveaux. Le premier examine l'état de motorisation des adultes avec l'estimation d'un modèle probit dichotomique. Le second modélise l'usage automobile à partir du sous-échantillon des adultes motorisés et en corrigeant du biais de sélection. Les résultats de modélisation sont ensuite présentés et discutés (section 5), notamment sous l'angle du rapprochement des comportements automobiles masculins et féminins. Calées sur les résultats économétriques précédents et les projections démographiques de l'INSEE, des projections de la demande automobile individuelle à l'horizon 2060 sont ensuite calculées selon trois scénarios d'évolution des facteurs explicatifs du modèle (section 6). La dernière partie conclut sur les origines de la rupture de croissance au début des années 2000 des indicateurs moyens d'équipement et d'usage automobile, et présente les limites de la démarche prospective mise en œuvre (section 7).

2 Le support empirique : l'enquête « Parc Automobile »

2.1 Contexte et présentation synthétique

Les données issues de l'enquête « Parc Automobile », dorénavant notée « Parc-Auto », nous ont servi de matériau statistique principal tout au long de cette partie, consacrée à l'équipement et l'usage automobile des adultes. Cette source résulte d'une coopération verticale : elle a été co-financée par l'Agence De l'Environnement et de la Maîtrise de l'Énergie (ADEME), le Comité des Constructeurs

Français d'Automobiles (CCFA) et la Direction de la Sécurité Routière (DSCR), elle est ensuite réalisée par l'institut d'études TNS-SOFRES auprès de ses panélistes « Métascope », puis exploitée notamment par l'Institut Français des Sciences et Technologies des Transports, de l'Aménagement et des Réseaux (IFSTTAR)¹. L'ambition de l'enquête est la connaissance tant générale que précise du parc automobile français à la disposition des ménages résidents, en termes d'équipement et d'usage. Ainsi, Parc-Auto constitue une source de données très ciblée qui vise à fournir une description approfondie des attributs, de la qualité et de l'utilisation des automobiles, mais aussi de leurs utilisateurs (individus et ménages). Depuis 1976, cette enquête à vocation nationale est réalisée annuellement. Alors qu'elle était exclusivement destinée aux ménages dont les chefs de famille étaient français, elle s'est ouverte aux familles étrangères en 2002. Actuellement, elle est conduite en sondant par voie postale un échantillon aléatoire de 10 000 ménages volontaires, dont le renouvellement d'une vague à la suivante concerne prioritairement les « mauvais répondants ». Si, globalement, deux questionnaires envoyés sur trois sont retournés², ces retours ne sont pas aléatoires. En effet, le formulaire d'enquête s'avère rapide et facile à remplir pour les ménages petits et/ou non-motorisés, alors qu'il est plus contraignant et plus long pour les ménages de grande taille et/ou multi-motorisés. Les premiers sont donc sur-représentés (et les seconds, sous-représentés) dans le volume des réponses collectées. Pour redresser cet échantillon des ménages répondants, une pondération individuelle est calculée par l'institut TNS-SOFRES après la saisie informatique ou lecture optique des questionnaires retournés. Concrètement, l'attribution de pondérations aux ménages s'effectue de façon telle que les distributions corrigées des variables socio-économiques classiques se calquent sur les distributions théoriques calculées par l'Institut National de la Statistique et des Études Économiques (INSEE), à partir des données nationales issues de l'Enquête-Emploi de la même année. TNS-SOFRES retient cinq critères pour le redressement de l'échantillon répondant : la région de résidence, la taille d'agglomération de résidence, la PCS (Profession, Catégorie Sociale) du chef de ménage, son âge et le nombre de personnes dans le foyer. Pour son exploitation à l'IFSTTAR, une enquête annuelle se présente en deux ou trois fichiers électroniques séparés selon les années :

- le premier fichier, dit « fichier-véhicules », fournit un descriptif de la motorisation des ménages répondants en détaillant jusque trois automobiles (voitures particulières et petits utilitaires) à leur disposition. Plus particulièrement, ce fichier renseigne pour chaque véhicule le kilométrage au compteur, le kilométrage an-

¹ Depuis quelques années, l'IFSTTAR contribue également au financement de l'enquête.

² Cet excellent niveau des renvois tient au fait que l'institut TNS-SOFRES s'appuie sur des ménages volontaires d'une part, et fidélisés d'autre part par l'attribution de « points-cadeaux » pour chaque questionnaire rempli.

nuel parcouru, la marque, le modèle, le type, l'âge, le niveau de gamme, l'état à l'acquisition, l'année d'acquisition, le prix net payé à l'achat, le carburant utilisé, la consommation moyenne au 100 km, etc. Également, il permet d'identifier pour chaque véhicule l'utilisateur principal et les utilisateurs occasionnels. Toutefois, les répondants ne sont pas toujours en mesure de décrire avec précision les caractéristiques de leurs véhicules, si bien que certaines variables sont particulièrement sujettes aux arrondis (Yamamoto, 2009) et aux non-réponses³ ;

- le second fichier, dit « fichier-ménages », regroupe l'ensemble des caractéristiques des ménages répondants, et décrit notamment pour chacun sa tranche de revenu, sa localisation géographique (code de la commune de résidence, codages en zones d'urbanisation...). Jusqu'en 2003, il incluait également les caractéristiques de ses membres (âge, sexe, possession de permis, catégorie professionnelle...);
- à partir de 2004, les caractéristiques individuelles ne sont plus étalées dans le fichier-ménages et font l'objet d'un fichier annuel spécifique, dit « fichier-individus ».

Un numéro d'identifiant unique et invariable dans le temps pour chaque ménage permet un appariement exact de ces deux ou trois types de fichiers d'observations pour une année particulière, ainsi que le suivi longitudinal individuel pour les ménages répondant à plusieurs vagues d'enquête successives. En effet, l'enquête Parc-Auto conserve environ 2/3 des ménages répondants d'une vague à la suivante, permettant la disposition des données sous forme de panels.

Au commencement du projet ANDEMO, les fichiers annuels d'enquête étaient disponibles à l'IFSTTAR depuis la vague 1984 jusqu'à 2011. Les données mobilisées et leur traitement sont exposés dans la section suivante.

2.2 Des données triées, appariées, consolidées, apurées et repondérées

2.2.1 Les vagues non-utilisées (1984-1993)

Avant la vague 1994, le fichier-ménages de l'enquête Parc-Auto fait la description individuelle du « chef de ménage » et de la « maîtresse de maison » uniquement. Par ailleurs, le fichier-véhicules renseigne les caractéristiques de l'utilisateur principal pour chaque automobile, même s'il n'est pas l'un des deux individus précédents. L'information concernant les adultes non-motorisés qui ne sont ni « chef de ménage », ni « maîtresse de maison » est donc manquante. Autrement dit, les enfants ayant passé l'âge de la majorité et les parents vivant au domicile du « chef de ménage » ne sont par exemple pas décrits s'ils ne sont pas conducteurs d'une voiture du ménage. La description des adultes étant incomplète, les vagues antérieures à

³ Le kilométrage annuel d'un véhicule ou sa consommation moyenne par exemple.

1994 ont donc été écartées de notre étude empirique.

2.2.2 Les vagues utilisées (1994-2011)

Les vagues 1994-2003. De 1994 à 2003, les fichiers-ménages disponibles s’enrichissent de deux ensembles de variables décrivant les individus. Le premier ensemble renseigne l’âge, le genre, la catégorie professionnelle et le type des individus⁴ pour neuf personnes au maximum dans les ménages. Le second ensemble se concentre sur les adultes. Il comprend un tronc commun de variables avec le premier ensemble, notamment l’âge, le genre, la catégorie professionnelle, et complète l’information individuelle en renseignant la détention du permis de conduire. La double information permet de consolider les données individuelles, en vérifiant la cohérence des renseignements dans les deux ensembles. Les ménages montrant une incohérence dans la description des adultes ont été supprimés. Les fichiers des adultes résultant de ces premiers traitements ont ensuite été appariés avec les fichiers de véhicules, en utilisant l’identifiant ménage, le genre, l’âge et la catégorie professionnelle comme clé d’appariement. Les adultes qui ne sont pas renseignés comme étant utilisateur principal d’un véhicule sont considérés comme non-équipés, non-motorisés.

Les vagues 2004-2011. Depuis 2004, les renseignements individuels ne sont plus étalés dans le fichier des ménages, et font l’objet d’un fichier spécifique pour chaque vague d’enquête. Après en avoir extrait les adultes et rattaché les caractéristiques de leur ménage, les véhicules leur ont été appariés en utilisant comme précédemment l’identifiant ménage, le genre, l’âge et la catégorie professionnelle comme clé d’appariement.

2.2.3 Apurement des données

Dans l’enquête Parc-Auto, les observations sont pondérées au niveau du ménage et non au niveau des individus, justifiant la suppression d’un ménage tout entier dès lors qu’une information est manquante pour au moins l’un de ses adultes ou l’une de ses automobiles. Notamment, les ménages dont un véhicule déclaré roulant n’a pu être affecté à l’un de ses adultes et ceux dont un véhicule déclaré roulant ne renseigne pas le kilométrage annuel ont été écartés. Les ménages dont un adulte déclare être l’utilisateur principal de plusieurs véhicules n’ont également pas été pris en compte. Enfin, des informations manquantes au niveau du ménage (revenu annuel, localisation) ont également conduit à écarter l’ensemble de ses membres.

⁴ Selon qu’ils sont « chef », « maîtresse de maison », « chef-maîtresse » (pour les personnes qui ne sont pas en couple dans le ménage), « autre personne de 15 ans ou plus » ou « enfant de moins de 15 ans ».

2.2.4 Repondération

L'apurement des données se traduisant par une sélection des ménages, il est évident que celle-là n'est pas aléatoire. En effet, les ménages devant renseigner le kilométrage annuel et l'utilisateur principal d'un véhicule sont davantage exposés que les ménages non-motorisés à ne pas figurer dans l'échantillon final. C'est en particulier le cas des ménages composés de nombreux adultes, qui, par ailleurs, sont aussi moins enclins à reporter un revenu annuel. Pour redresser notre échantillon final, nous recalculons des pondérations en utilisant la méthode des scores de propension. Cette technique vise à rendre un échantillon représentatif d'un autre sur la base d'un ensemble de caractéristiques. Pour chaque vague d'enquête, TNS-SOFRES rend son échantillon de ménages répondants représentatif des ménages en France métropolitaine selon plusieurs critères déjà évoqués. L'objectif est ici de rendre, pour chaque année, notre sélection de ménages représentative de l'échantillon pondéré des ménages répondants à l'enquête. Les mêmes critères que TNS-SOFRES sont utilisés, auxquels sont rajoutés le genre du chef de ménage, le nombre de véhicules et le nombre d'adultes dans le ménage. Notons Z cet ensemble élargi de caractéristiques. Pour chaque année d'enquête t , les étapes de repondération des ménages sont les suivantes :

1. À partir du fichier de ménages original : conserver les variables Z et la pondération initiale pon , puis créer une variable $S = 0$. Soit A ce tableau de données ;
2. À partir des ménages sélectionnés : conserver les variables Z , créer une pondération $pon = 1$ puis une variable $S = 1$. Soit B ce tableau ;
3. Cumul des tableaux A et B , estimation d'un modèle dichotomique (probit ou logit) prenant S comme variable endogène, Z comme variables explicatives, et pon comme pondération, puis calcul de la variable prédite \hat{S} ;
4. Suppression du sous-tableau A , puis calcul de la nouvelle variable de pondération ménage avec la formule de l'odds (ou « cote ») inverse : $pon2 = \frac{(1-\hat{S})}{\hat{S}}$;
5. Dans une dernière étape, on apparie la nouvelle pondération $pon2$ aux adultes des ménages sélectionnés, puis on normalise $pon2$ de manière à ce que le poids moyen soit unitaire : $E(pon2) = 1$.

Pour une description plus formalisée de la repondération des observations par la méthode des scores de propension, on pourra se référer à [Battistin et al. \(2003\)](#).

Suppression et repondération, ou conservation et imputation ? Cette question paraît légitime lorsque l'échantillon de travail contient un certain nombre d'informations manquantes. Par exemple, prenons un individu i motorisé dont le

kilométrage automobile est manquant. On peut imputer à cette valeur manquante le kilométrage automobile observé d'un autre individu j présentant les mêmes caractéristiques que l'individu i . Toutefois, cela revient en pratique à supprimer l'individu i et à ajouter son poids à celui de l'individu j . Dans ce cas précis, les deux démarches sont donc strictement équivalentes. Plus généralement, il ne semble pas préférable d'utiliser l'une ou l'autre méthode.

3 Statistiques descriptives

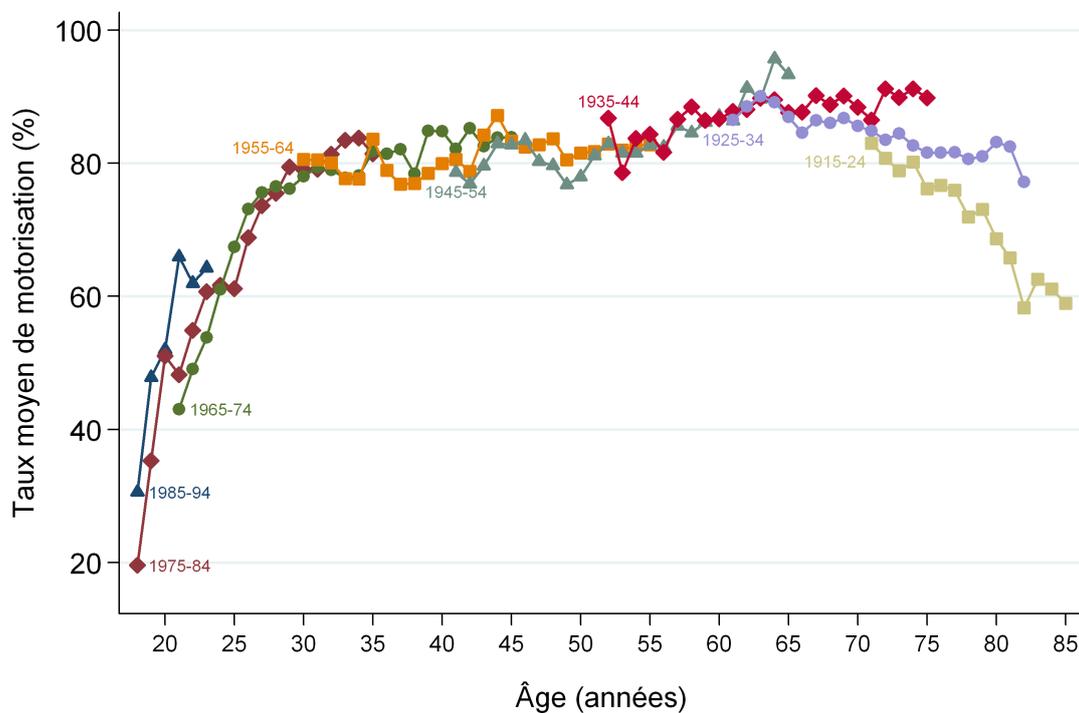
3.1 Évolution des taux de motorisation

Le taux d'adultes motorisés progresse rapidement chez les hommes après la majorité, atteignant 60% environ dès l'âge de 25 ans et environ 80% à l'âge de 30 ans. Il est ensuite relativement stable jusqu'à l'approche de l'âge de la retraite. À partir de 55 ans, le taux de motorisation masculin ré-augmente sensiblement jusqu'à 65 ans et avoisine 90%, puis amorce une décroissance après 70 ans.

Le suivi des cohortes d'hommes dans le cycle de vie ne permet globalement pas de déceler des différences systématiques de niveau de motorisation lorsque celles-ci sont observées aux mêmes âges entre 25 et 70 ans. En effet, la représentation des taux de motorisation masculins avec l'âge pour les cohortes observées dans cette partie du cycle de vie montre des segments qui paraissent se relayer avec une bonne continuité, malgré des fluctuations d'échantillonnage. Toutefois, les hommes des générations récentes (1985–1994) semblent s'être équipés légèrement plus rapidement que ceux de la cohorte précédente (1975–1984) avant l'âge de 25 ans. On ne peut néanmoins conclure prématurément sur le sens d'un potentiel effet de génération puisque, dans les jeunes années de la vie d'adulte, deux cohortes ont vécu dans un contexte où l'accès à la motorisation a été plus ou moins aisé selon leur revenu, le coût d'acquisition d'une automobile, etc. À l'autre extrémité du cycle de vie, la diminution du taux masculin de motorisation après 70 ans paraît d'autant plus rapide que la cohorte est ancienne (figure 1).

Comme pour les hommes, le taux de motorisation des femmes augmente rapidement aux premiers âges de la vie d'adulte, qui correspondent généralement au passage du permis de conduire. Il atteint 80% environ à l'âge de 30 ans pour la cohorte 1975–1984, mais ce taux est inférieur pour les cohortes précédentes observées à ce même âge. C'est une observation généralement transposable à toutes les positions du cycle de vie : contrairement aux hommes, les taux de motorisation féminins observés sont d'autant plus élevés au même âge que la cohorte est récente. Toutefois, les écarts de motorisation entre cohortes adjacentes paraissent inégaux. D'autre part, la diminution du taux de motorisation intervient beaucoup plus tôt que pour les

FIGURE 1 – Motorisation des hommes dans le cycle de vie
(suivi de cohortes)



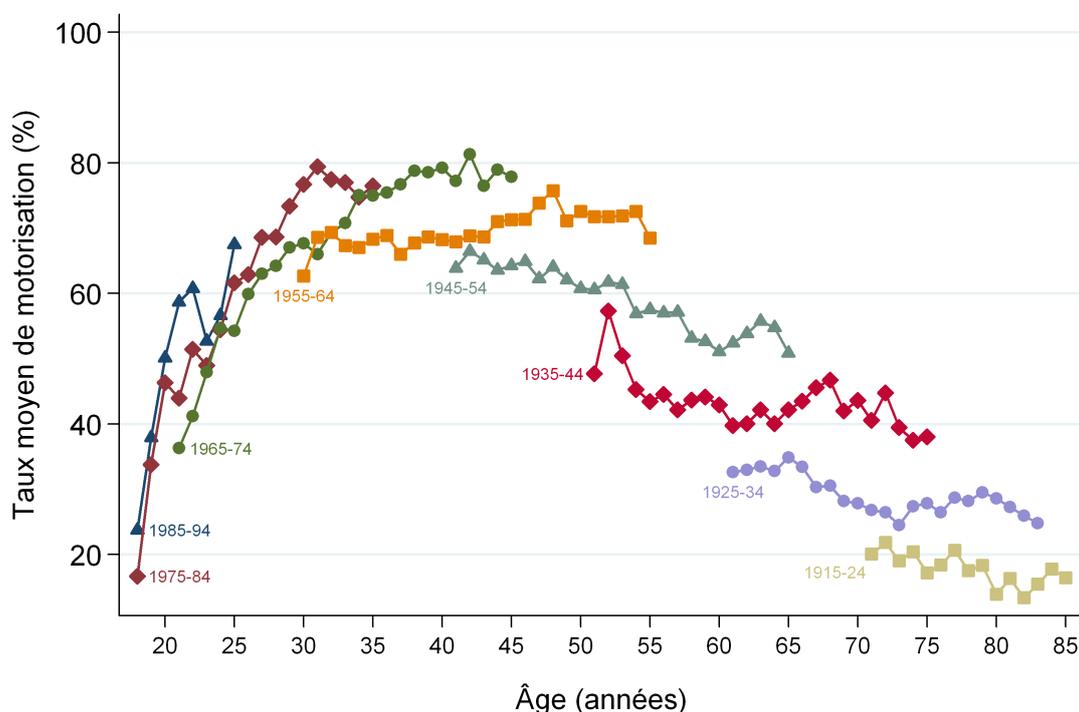
Source : vagues 1994-2011 de l'enquête Parc-Auto.
Note : points moyens pour des effectifs > 100.

hommes, peu après l'âge de 50 ans (figure 2).

Globalement, la progression des effets de cohorte chez les femmes semblent avoir permis un rattrapage de leur comportement de motorisation vers celui des hommes, les générations masculines et féminines récentes s'équipant d'une automobile dans des proportions comparables au même âge⁵. Cette progression doit bien entendu être mise en lien avec la participation croissante des femmes à l'activité économique au cours du XXème siècle. Avec l'augmentation des salaires sur le marché du travail au cours des trente glorieuses, la production domestique a d'autant plus perdu de son intérêt que se sont répandus dans les ménages des biens et services substituables à cette activité. L'augmentation de la participation des femmes au marché du travail a été soutenue par leur désir d'accomplissement professionnel et d'autonomie financière. L'extension des études et l'amélioration de leurs qualifications, qui ont conduit à la valorisation du temps passé à l'activité productive, se sont traduites par une participation accrue au marché du travail. À partir des années 1980, l'activité des femmes s'est également révélée comme stratégie au problème du chômage

⁵ au moins dans les premières années de la vie d'adulte, où ces générations sont observées dans les données.

FIGURE 2 – Motorisation des femmes dans le cycle de vie
(suivi de cohortes)



Source : vagues 1994-2011 de l'enquête Parc-Auto.
Note : points moyens pour des effectifs > 100.

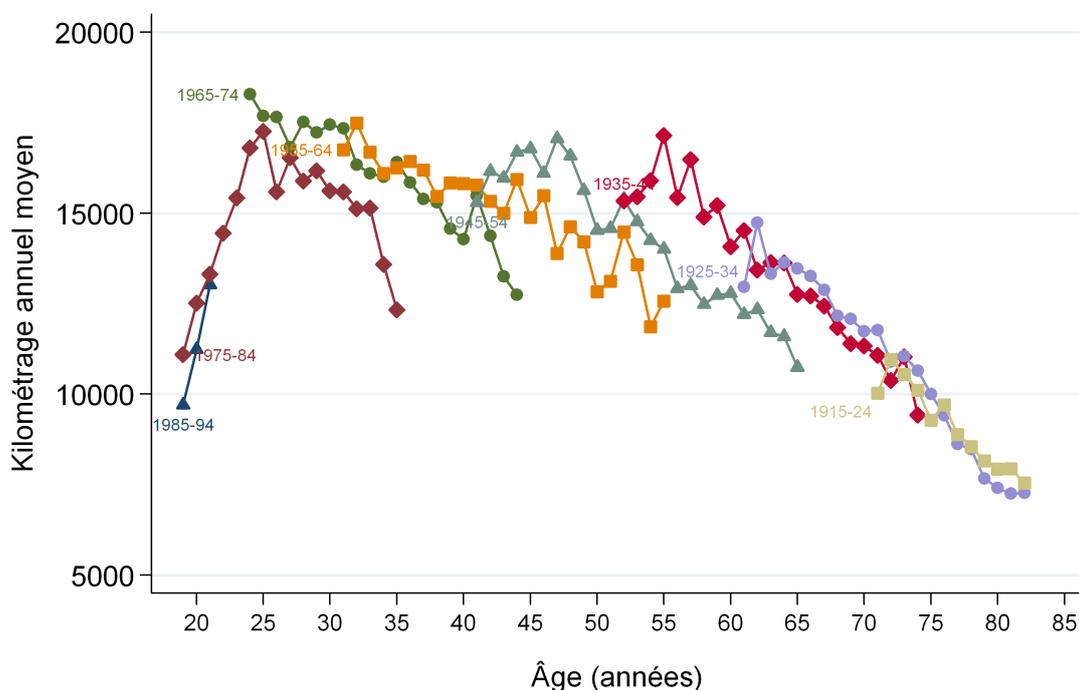
des conjoints pour contenir la baisse de revenu du ménage en période de crise de l'emploi masculin⁶. L'activité féminine s'est donc considérablement développée au cours des soixante dernières années. Cette évolution sociale et structurelle a induit une demande croissante de mobilité, alimentée par les déplacements domicile-travail en particulier. Il en a résulté une diffusion du permis de conduire parmi les femmes et de leur motorisation avec le renouvellement des générations.

3.2 Évolution des kilométrages individuels

Pour les cohortes les plus récentes, l'usage automobile des hommes motorisés augmente rapidement en tout début du cycle de vie jusqu'à 17 000 km/an en moyenne à l'âge de 25 ans, une période qui correspond généralement au passage dans la vie active. Après cet âge, les kilométrages annuels masculins ont eu tendance à diminuer pour l'ensemble des cohortes, notamment sous l'effet du renchérissement du

⁶ L'augmentation de la participation des femmes au marché du travail lorsque le revenu du conjoint diminue (après la perte de son emploi par exemple), régulièrement démontrée de manière empirique dans la littérature, décrit l'effet du « travailleur additionnel » (Lundberg, 1985).

FIGURE 3 – Usage automobile des hommes motorisés dans le cycle de vie
(suivi de cohortes)

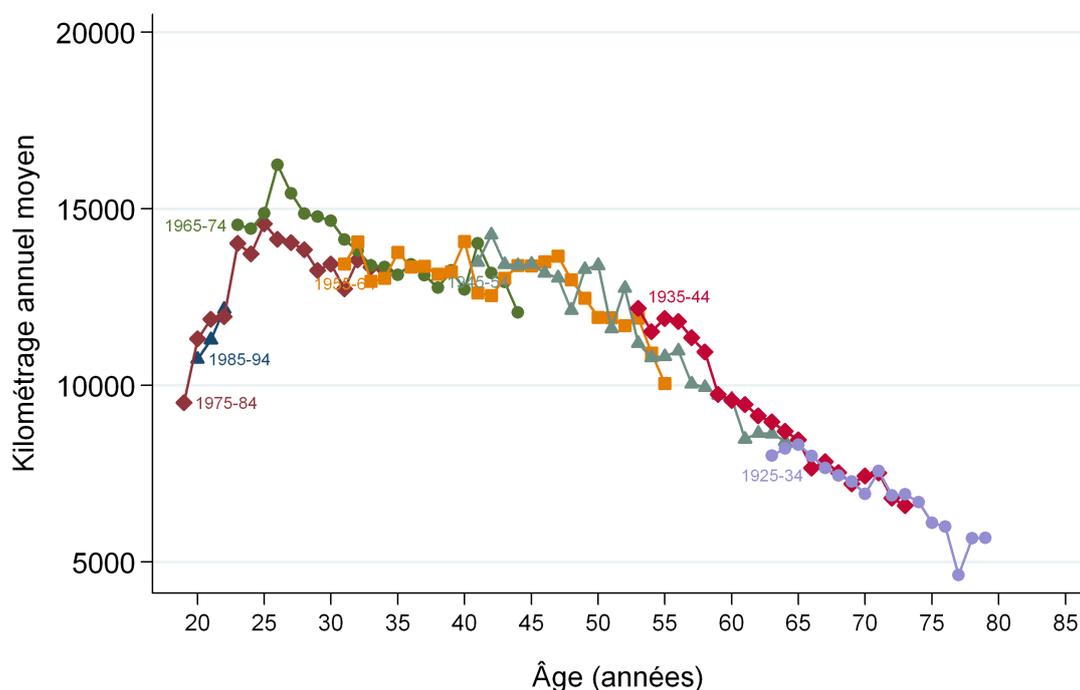


Source : vagues 1994-2011 de l'enquête Parc-Auto.
Hommes utilisateurs principaux d'un véhicule.
Note : points moyens pour des effectifs > 100.

carburant au cours de la période d'observation et de l'avancé en âge dans la seconde partie du cycle de vie. Malgré les fluctuations d'échantillonnage, la comparaison de cohortes adjacentes d'hommes motorisés montre des écarts persistants de kilométrages moyens sur les segments d'âge où elles sont représentées, chaque cohorte conduisant moins que la précédente aux mêmes âges, excepté pour celles nées dans l'entre-deux-guerres. Présenté autrement, les niveaux d'usage atteignent d'autant plus tôt leur phase décroissantes que les générations sont récentes. Ainsi, le kilométrage annuel moyen des hommes équipés s'établit autour de 15 000 km à l'âge de 30 ans pour la cohorte 1975–1984, à l'âge de 40 ans pour la cohorte 1965–1974, à l'âge de 45 ans pour la cohorte 1955–1964, et à l'âge de 50 ans pour la cohorte 1945–1954. Les écarts aux mêmes âges peuvent traduire des effets de cohortes différenciés et/ou des effets de période puisque, à âge égal, deux cohortes ne sont observées qu'en deux périodes décennales différentes. L'augmentation du coût d'utilisation de l'automobile dans le temps peut donc également être une source de ces différences (figure 3).

Comme pour les hommes, l'usage automobile moyen des femmes motorisées progresse rapidement dans les premiers temps du cycle de vie, atteignant un peu moins

FIGURE 4 – Usage automobile des femmes motorisées dans le cycle de vie
(suivi de cohortes)



Source : vagues 1994-2011 de l'enquête Parc-Auto.
Femmes utilisatrices principales d'un véhicule.
Note : points moyens pour des effectifs > 100.

de 15 000 km/an à l'âge de 25 ans pour les cohortes récentes. Après une diminution, leur utilisation de l'automobile paraît se stabiliser autour de 13 000 km/an en moyenne entre 30 et 50 ans, puis décroît de manière linéaire dans la seconde moitié du cycle de vie. Dans la représentation du kilométrage annuel moyen des femmes motorisées par âge, les cohortes successives paraissent se relayer sans discontinuer, à l'exception de la cohorte 1965–1974 qui semble avoir davantage utilisé l'automobile que la cohorte 1975–1984 entre 25 et 30 ans (figure 4).

Des effets de cohortes différenciés ne sont donc pas apparents, mais il est probable qu'il aient été atténués par des effets de période. En effet, alors qu'elles sont situées au même âge dans le cycle de vie, deux cohortes de femmes motorisées ont par exemple été confrontées à différents contextes énergétiques, la plus récente étant souvent confrontée à un prix du carburant plus élevé que la plus ancienne dans nos données. L'effet de cohorte peut donc être masqué par un effet de période de sens contraire.

Enfin, la différence de kilométrage moyen entre les hommes et les femmes motorisés au même âge a tendu à diminuer avec le renouvellement des générations. Alors qu'elle est approximativement de 5000 km/an pour les cohortes nées avant la guerre

et observées plus tardivement dans le cycle de vie (après 55 ans), elle s’est réduite à environ 2000 km/an pour les cohortes nées dans la seconde moitié du XXème siècle. L’écart paraît encore plus faible (environ 1000 km) pour les cohortes les plus récentes observées avant l’âge de 25 ans.

Pour démêler les effets de la position dans le cycle de vie, de la génération, du contexte économique et du genre ; et mesurer la contribution de chacun aux comportements individuels d’équipement et d’usage automobile, l’outil économétrique se présente comme une solution appropriée. Le modèle appliqué aux données de l’enquête Parc-Auto et ses résultats d’estimation sont décrits et discutés dans les sections suivantes.

4 Modélisation

4.1 Le modèle : hypothèses et notations

L’objectif de cette section est l’identification des effets d’âge et de génération pour les femmes et les hommes, et d’évaluer l’impact du revenu et du coût de la mobilité sur l’équipement et l’usage automobile individuel. Dans cette perspective, les données d’adultes dont la constitution est décrite dans une section précédente nous servent de matériau statistique. Les adultes non-équipés présentent un usage automobile nul, illustrant le problème d’une variable censurée. Pour le considérer, le modèle de sélection (Greene, 2011, chap. 19.5) est appliqué⁷ : l’équipement automobile est caractérisé en appliquant un modèle probit sur l’échantillon entier, tandis que l’usage automobile est décrit par un modèle linéaire estimé sur la base des adultes équipés seulement. Le biais de sélection dans le modèle linéaire est corrigé par la prise en compte de la corrélation des facteurs inobservables avec ceux du modèle (probit) de sélection. Formellement, l’individu i est motorisé ($M_i = 1$) si le résultat de sa variable latente est positive ($M_i^* > 0$). Il est non-motorisé ($M_i = 0$) sinon ($M_i^* \leq 0$) :

$$\begin{aligned} M_i &= \begin{cases} 1 & \text{si } M_i^* > 0 ; \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \\ M_i^* &= Z_i\alpha + \mu_i \\ \mu_i &\sim \mathcal{N}(0, 1) \end{aligned} \tag{1}$$

Si l’individu i est motorisé ($M_i = 1$), son usage de l’automobile K_i est supposé

⁷ Dans la littérature, le modèle de sélection est parfois également appelé « modèle Tobit (généralisé) de type II » ou « modèle à troncature auxiliaire (ou fortuite) ».

résulter du modèle suivant :

$$\begin{aligned} K_i &= X_i\beta + \varepsilon_i; \\ \varepsilon_i &\sim \mathcal{N}(0, \sigma^2). \end{aligned} \tag{2}$$

On suppose enfin que les aléas μ_i et ε_i sont corrélés pour corriger du potentiel biais de sélection qui résulte de l'estimation du modèle (2) sur les seuls adultes motorisés. Notant ρ ce coefficient de corrélation, la covariance des aléas des modèles (1) et (2) s'écrit :

$$\text{Cov}(\mu_i; \varepsilon_i) = \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma \\ \rho\sigma & \sigma^2 \end{pmatrix}. \tag{3}$$

4.2 Des variables explicatives diversifiées

Facteurs économiques. L'introduction de facteurs économiques parmi les variables explicatives vise à distinguer les effets de revenu et de coût sur l'équipement et l'usage de l'automobile. Dans les enquêtes Parc-Auto, le revenu est déclaré au niveau du ménage et n'est donc pas spécifique à l'adulte. Le revenu nominal du ménage a tout d'abord été converti en euros constant (de 2008) pour tenir compte de l'inflation entre 1994 et 2011. Il a ensuite été divisé par le nombre d'unités de consommation au sein du ménage en utilisant l'échelle d'équivalence de l'OCDE⁸ afin d'approcher le niveau de vie individuel des adultes présents dans l'échantillon. Le coût d'usage de l'automobile est une variable annuelle et synthétique issue du produit de la consommation moyenne de carburant pour cent kilomètres avec le coût moyen du litre de carburant. Ce coût moyen est une moyenne des prix par litre du supercarburant et du gazole, évalués en euros constants (de 2008) et pondéré par les taux de véhicules à essence et de diésels dans le parc automobile total.

Facteurs démographiques. Les facteurs démographiques sont spécifiques aux femmes et aux hommes. Ils comprennent des indicatrices de cohorte décennale qui, de la plus ancienne à la plus récente, vont de la cohorte 1905–1914 à la cohorte 1985–1994. La dernière vague d'enquête utilisée étant 2011, cette définition permet un plus grand effectif pour la cohorte la plus récente que si elles avait été définies sur la base des décennies. Les facteurs démographiques contiennent également un ensemble d'indicatrices d'âge qui vont de la tranche des 18–24 ans à la tranche des 85–94 ans. Hormis la plus jeune tranche d'âge qui correspond généralement au passage du permis de conduire et qui s'étend sur sept ans, les tranches d'âge suivantes

⁸ Dont les caractéristiques sont décrites sur cette page web de l'INSEE : <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/unite-consommation.htm>.

s'étalent sur dix ans. Par ailleurs, le statut d'activité induisant des différences de comportement d'équipement et d'usage de l'automobile entre adultes, celle-là sont prises en considération par des variables indicatrices qui distinguent quatre catégories professionnelles : les étudiants, les actifs, les retraités, et les autres inactifs.

Facteurs géographiques. Pour satisfaire leur besoin de mobilité, les individus sont plus ou moins dépendants de l'automobile selon leur localisation résidentielle. En milieu urbain, la présence des transports en commun constitue une alternative viable à l'automobile, particulièrement en Île-de-France où l'offre publique de transport est la plus étoffée. En milieu peu dense, l'éloignement et la dispersion des emplois, des commerces, des services... rendent souvent la possession et l'usage automobile nécessaires puisqu'il n'existe peu ou pas de mode alternatif efficace. Ces inégalités géographiques sont prises en compte par l'utilisation de variables indicatrices décrivant le type de territoire du lieu de résidence : villes-centres, banlieues ou périphéries.

Facteur temps. Si les mêmes variables explicatives apparaissent dans le modèle d'équipement (1) et le modèle d'usage (2), l'identification jointe des paramètres qui repose alors uniquement sur l'hypothèse de normalité des aléas μ_i et ε_i peut être fragile. Pour obtenir des paramètres consistants, il est recommandé d'adopter une restriction d'exclusion : au moins une variable explicative dont le paramètre est significatif (un instrument) doit figurer dans le modèle d'équipement (1) et ne pas apparaître dans le modèle d'usage (2). Pour répondre à cette condition, une variable fonction du temps est ainsi introduite dans le modèle d'équipement. Il ne peut toutefois s'agir d'un simple trend puisque cela reviendrait à supposer que tous les adultes seront motorisés à long terme sous le seul effet des années. Une fonction inverse du temps, qui tend vers une asymptote, paraît donc préférable. Cette variable temporelle peut être vue comme un proxy de facteurs tendanciels impactant l'équipement automobile, mais pas l'usage. Par exemple, le prix réel d'achat des véhicules a tendu à diminuer au fil du temps, notamment grâce aux gains de productivité de l'industrie automobile, d'une concurrence accrue entre les constructeurs, et du développement du marché de l'occasion renforcé par l'amélioration continue de la longévité des véhicules.

5 Résultats d'estimation

Les équations d'équipement (1) et d'usage (2) sont estimées simultanément par la méthode du maximum de vraisemblance⁹ en tenant compte de la corrélation de leurs aléas (3) pour corriger du potentiel biais de sélection. Les résultats du modèle d'équipement sont tout d'abord décrits et interprétés. Les résultats du modèle d'usage sont présentés dans un second temps.

5.1 Être ou ne pas être équipé d'une automobile

L'estimation des paramètres du modèle d'équipement est reportée dans le tableau 1. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation de revenu induit une augmentation de la probabilité d'être motorisé. Malgré un marché de l'occasion qui permet de s'équiper à un coût réduit, le revenu est donc resté un déterminant de l'accès à l'automobile au cours des vingt dernières années. Calculée à la moyenne de l'échantillon avec la méthode delta, l'élasticité au revenu par unité de consommation de la probabilité individuelle d'être équipé est estimée à +0,19. L'équipement automobile entre donc dans la catégorie microéconomique des biens « normaux ».

Le coût en carburant de l'utilisation de l'automobile ne paraît pas un facteur déterminant du choix d'être motorisé ou non, l'hypothèse que le coefficient associé à cette variable soit nul ne pouvant être rejeté au seuil conventionnel de 5%. Ce résultat¹⁰ peut s'expliquer par le caractère durable et coutumier de l'automobile. Les individus déjà motorisés ne se déséquipent généralement pas si le prix du carburant augmente, parce qu'ils ont pris l'habitude d'utiliser la voiture et qu'ils l'ont acquise pour plusieurs années¹¹. Mais surtout, ce résultat découle du fait que l'usage est la première variable d'ajustement lorsque le coût d'utilisation en carburant varie.

Comme attendu, la localisation est un facteur déterminant de l'état de motorisation des individus. Ainsi, les résidents des villes-centres sont significativement moins équipés que ceux des banlieues, et ceux des banlieues moins que les résidents des périphéries. On retrouve donc bien la relation inverse entre densité et motorisation individuelle, qui s'explique principalement par une couverture décroissante en transports publics avec l'éloignement des villes-centres.

Toutes choses égales par ailleurs, la situation dans l'emploi impacte significativement sur l'état de motorisation des individus. Les étudiants sont ainsi moins souvent

⁹ La log-vraisemblance du modèle de sélection est par exemple donnée dans [Greene \(2011\)](#) à la fin de la section 19.5.3, page 886. La formule doit néanmoins y être corrigée, en remplaçant $[1 - \ln\Phi(\cdot)]$ par $\ln[1 - \Phi(\cdot)]$.

¹⁰ Également pointé dans [Collet et al. \(2012\)](#).

¹¹ Symétriquement, les non-motorisés ne s'équipent pas si le prix du carburant diminue parce qu'ils peuvent avoir pris l'habitude d'utiliser d'autres modes de transport.

TABLEAU 1 – Résultats – Modèle d'équipement (1/2)

Variables	Coefficients	Écart-types (Robustes)	[Interv. de	Conf. (95%)]
<i>Indicatrices de cohorte, hommes (réf : 1945–1954)</i>				
1905–1914	–0,4966	0,1128	–0,7178	–0,2755
1915–1924	–0,1187	0,0537	–0,2240	–0,0134
1925–1934	0,0592	0,0412	–0,0215	0,1400
1935–1944	0,0858	0,0331	0,0208	0,1508
1955–1964	–0,0439	0,0283	–0,0994	0,0115
1965–1974	–0,1497	0,0365	–0,2212	–0,0783
1975–1984	–0,3476	0,0462	–0,4382	–0,2571
1985–1994	–0,4298	0,0675	–0,5621	–0,2975
<i>Indicatrices de classe d'âge, hommes (réf : 45–54 ans)</i>				
18–24	–0,1804	0,0497	–0,2777	–0,0831
25–34	0,0543	0,0349	–0,0141	0,1227
35–44	0,0696	0,0265	0,0176	0,1215
55–64	–0,0316	0,0339	–0,0981	0,0349
65–74	–0,2349	0,0497	–0,3323	–0,1376
75–84	–0,5285	0,0575	–0,6412	–0,4158
85 et plus	–1,0182	0,1010	–1,2162	–0,8203
<i>Indicatrices de cohorte, femmes (réf : 1945–1954)</i>				
1905–1914	–0,7860	0,1735	–1,1261	–0,4459
1915–1924	–0,5572	0,0453	–0,6459	–0,4684
1925–1934	–0,3474	0,0313	–0,4088	–0,2861
1935–1944	–0,1495	0,0233	–0,1952	–0,1038
1955–1964	0,1349	0,0253	0,0853	0,1844
1965–1974	0,1024	0,0334	0,0370	0,1679
1975–1984	–0,0069	0,0422	–0,0896	0,0759
1985–1994	–0,0017	0,0608	–0,1209	0,1174
<i>Indicatrices de classe d'âge, femmes (réf : 45–54 ans)</i>				
18–24	–0,1963	0,0455	–0,2856	–0,1071
25–34	0,0488	0,0323	–0,0145	0,1121
35–44	0,1343	0,0250	0,0852	0,1833
55–64	–0,3159	0,0248	–0,3647	–0,2672
65–74	–0,4695	0,0348	–0,5378	–0,4012
75–84	–0,6397	0,0445	–0,7270	–0,5525
85 et plus	–0,9224	0,0947	–1,1081	–0,7368
<i>Indicatrice du genre (réf : homme)</i>				
Femme	–0,4408	0,0277	–0,4950	–0,3866

Note : suite du tableau à la page suivante.

TABLEAU 1 – Résultats – Modèle d'équipement (2/2)

Variables	Coefficients	Écarts-Types (Robustes)	[Interv. de	Conf. (95%)]
<i>Statut d'activité (réf : actif)</i>				
Étudiant	-0,4692	0,0260	-0,5202	-0,4182
Retraité (homme)	0,3362	0,0344	0,2687	0,4036
Retraité (femme)	-0,1552	0,0210	-0,1963	-0,1141
Autre inactif	-0,5909	0,0151	-0,6205	-0,5612
<i>Facteurs économiques et temporels</i>				
Ln(revenu par u.c.)	0,3637	0,0077	0,3486	0,3787
Ln(coût d'usage)	-0,0170	0,0719	-0,1579	0,1240
$F(1/temps)$	-4,5590	0,3828	-5,3092	-3,8088
<i>Indicatrices de localisation (réf : Villes-Centres)</i>				
Banlieue	0,1827	0,0099	0,1633	0,2020
Périphérie	0,5727	0,0098	0,5536	0,5919
Constante	-2,4810	0,1800	-2,8338	-2,1282

Note : équation de sélection (1) du modèle (modèle probit sur l'état de motorisation des adultes). Le modèle d'équipement est calé sur 152 627 adultes extraits des vagues 1994–2011 de l'enquête Parc-Auto. La variable dépendante est une variable indicatrice valant 1 si l'individu est utilisateur principal d'un véhicule (96 699 cas), 0 sinon (55 928 cas).

équipés d'une automobile que les actifs, notamment parce que les lieux d'études sont généralement localisés en milieu urbain et qu'ils bénéficient d'une bonne desserte en transports en commun. Ils sont également moins souvent titulaires du permis de conduire. Lorsqu'ils le détiennent, ils peuvent aussi emprunter occasionnellement de l'automobile des parents s'ils vivent dans le même ménage. L'effet du passage à la retraite diffère selon le genre : il s'accompagne d'une plus forte probabilité d'être équipé pour un homme et d'une moindre pour une femme. Bien que ce résultat paraisse difficilement interprétable, on peut toutefois avancer l'hypothèse que les hommes sont enclins à s'approprier l'usage principal d'une automobile qui était plus souvent utilisée par leur conjointe avant de se retirer de la vie active. Concernant les femmes, le recul de leur motorisation au moment de la retraite pourrait s'inscrire dans une stratégie de « dé-multi-équipement » du ménage, l'automobile perdant son caractère individuel et privatif pour devenir un objet partagé dans le couple. Enfin, les autres inactifs sont également significativement moins équipés que les actifs dans la mesure où ils ne sont pas contraints par les déplacements domicile-travail.

L'usage de vagues d'enquête consécutives permet au modèle de désenlacer les effets d'âge et de cohorte. L'isolement des effets d'âge montre que la motorisation

TABLEAU 2 – Mesure et significativité de la différence de la probabilité d'équipement des femmes par rapport à celle des hommes

Âge	18 – 24	25 – 34	35 – 44	45 – 54
Cohorte 1905 – 1914	–49,5%	–42,9%	–38,5%	–44,0%
Cohorte 1915 – 1924	–47,7%	–40,5%	–36,6%	–41,8%
Cohorte 1925 – 1934	–41,0%	–33,9%	–30,2%	–35,2%
Cohorte 1935 – 1944	–31,6%	–25,3%	–21,9%	–26,4%
Cohorte 1945 – 1954	–21,5%	–16,8%	–13,6%	–17,5%
Cohorte 1955 – 1964	–13,1%	–09,9%	–07,0%	–10,2%
Cohorte 1965 – 1974	–10,4%	–07,8%	–04,8%	–08,0%
Cohorte 1975 – 1984	–07,0%	–05,1%	–01,6% ^(ns)	–05,1%
Cohorte 1985 – 1994	–01,8% ^(ns)	–00,9% ^(ns)	+02,6% ^(ns)	–00,7% ^(ns)

Âge	55 – 64	65 – 74	75 – 84	85 – 94
Cohorte 1905 – 1914	–60,3%	–75,9%	–78,1%	–79,9%
Cohorte 1915 – 1924	–56,8%	–71,7%	–74,8%	–78,3%
Cohorte 1925 – 1934	–49,9%	–65,2%	–68,9%	–73,2%
Cohorte 1935 – 1944	–40,8%	–57,1%	–60,8%	–64,9%
Cohorte 1945 – 1954	–31,6%	–49,2%	–52,3%	–54,9%
Cohorte 1955 – 1964	–23,9%	–42,0%	–44,4%	–45,3%
Cohorte 1965 – 1974	–22,3%	–41,6%	–43,4%	–43,1%
Cohorte 1975 – 1984	–21,1%	–40,6%	–42,4%	–41,2%
Cohorte 1985 – 1994	–17,3%	–40,1%	–40,2%	–36,2%

Note : écarts relatifs femmes-hommes de la probabilité d'être motorisé, « toutes choses égales par ailleurs ». Les colonnes à partir de 65 ans intègrent l'effet différencié de la retraite (la spécification du modèle d'équipement distinguant les hommes et les femmes pour cette catégorie). « n.s. » pour non significativement différent de zéro au seuil de 5%.

Source : calculs à partir du tableau 1.

masculine a augmenté de cohorte en cohorte jusqu'à celle des individus nés entre 1935 et 1944. Elle a ensuite diminué avec l'apparition des cohortes suivantes, particulièrement entre celle des individus nés entre 1965 et 1974 et celle de ceux nés entre 1975 et 1984. Cette franche diminution peut être mise en lien avec la fin du service national prononcée en 1997 et qui suspend l'appel des jeunes hommes nés après 1979, alors que la conscription leur offrait la possibilité de valider le permis de conduire sans coût. L'identification des effets d'âge montre que l'équipement masculin augmente très rapidement entre l'âge de la majorité et 25 ans. Il continue de croître légèrement jusqu'à atteindre un maximum aux alentours de 40 ans. Il diminue ensuite, plutôt lentement jusqu'à l'âge de 60 ans, puis de manière accélérée dans la dernière partie du cycle de vie. Le rebond de motorisation masculine observé

après 55 ans (figure 1) ayant été capturé par la variable indicatrice de la retraite, il ne transparaît donc pas dans l'évolution des coefficients d'âge au fil du cycle de vie. En isolant l'effet des autres facteurs et de l'âge en particulier, l'équipement féminin paraît avoir augmenté avec la succession des cohortes jusque celle des individus nées entre 1955 et 1964. Stable pour la cohorte suivante (1965–1974), la motorisation n'a commencé à légèrement diminuer que depuis la génération de 1975, bien plus tardivement que pour les hommes. Il y a donc eu un rattrapage du comportement de motorisation des femmes vers celui des hommes qui relève des seuls effets de génération. Ce rattrapage est confirmé par la baisse tendancielle de la différence des paramètres de cohorte entre hommes et femmes, ce qui témoigne d'un écart de motorisation entre genres qui est allé en diminuant avec la succession des générations. Comme pour les hommes, la motorisation des femmes augmente fortement entre l'âge de la majorité et 25 ans, puis de manière moins soutenue jusqu'à l'âge de 40 ans où elle atteint un maximum. Elle décroît ensuite de manière régulière.

Les écarts de motorisation entre les hommes et les femmes tendent à diminuer dans la première partie du cycle de vie, aux âges compris entre 18 et 34 ans. Après s'être encore réduits autour de 40 ans, ils s'accroissent entre 45 et 74 ans dans la mesure où la démotorisation des femmes est plus rapide que celle des hommes dans cette tranche d'âge. Après 75 ans, la démotorisation des hommes s'accroît, si bien que les écarts de motorisation avec les femmes se stabilisent (tableau 2).

5.2 Le kilométrage des automobilistes

La variable d'usage automobile modélisée est le kilométrage annuel des voitures dont les individus déclarent en avoir été les utilisateurs principaux. Une spécification log–log partielle est utilisée afin de faciliter l'interprétation d'une partie des paramètres en termes d'élasticité. Les résultats de l'estimation du modèle d'usage sont présentés dans le tableau 3.

La prise en compte de la corrélation des aléas entre les modèles d'équipement et d'usage s'est révélée pertinente puisque l'hypothèse de nullité du coefficient ρ (équation 3) est rejetée au seuil conventionnel d'erreur à 5%. Il existerait donc des facteurs inobservés qui déterminent à la fois l'état de motorisation des individus et leur usage de l'automobile. Une modélisation en deux étapes indépendantes, de l'équipement d'abord puis de l'usage ensuite, se serait donc exposée au risque de biais de sélection dans le modèle d'usage puisque son estimation repose sur le sous-échantillon particulier des individus motorisés.

L'élasticité de l'usage automobile individuel par rapport au coût d'usage en carburant est significative et évaluée à $-0,32$. Dans la littérature exploitant des données françaises, cette valeur se révèle proche de celle de long terme reportée par Collet

TABLEAU 3 – Résultats – Modèle d’usage (1/2)

Variables	Coefficients	Écart-types (Robustes)	[Interv. de	Conf. (95%)]
<i>Indicatrices de cohorte, hommes (réf : 1945–1954)</i>				
1905–1914	–0,0533	0,0925	–0,2347	0,1280
1915–1924	0,0927	0,0293	0,0353	0,1501
1925–1934	0,1592	0,0215	0,1169	0,2014
1935–1944	0,1402	0,0185	0,1038	0,1765
1955–1964	–0,1131	0,0182	–0,1487	–0,0775
1965–1974	–0,1742	0,0221	–0,2174	–0,1309
1975–1984	–0,3074	0,0289	–0,3640	–0,2508
1985–1994	–0,4697	0,0591	–0,5855	–0,3540
<i>Indicatrices de classe d’âge, hommes (réf : 45–54 ans)</i>				
18–24	0,2878	0,0392	0,2109	0,3647
25–34	0,2790	0,0219	0,2360	0,3221
35–44	0,1396	0,0174	0,1055	0,1737
55–64	–0,1462	0,0220	–0,1893	–0,1030
65–74	–0,3087	0,0278	–0,3631	–0,2542
75–84	–0,6910	0,0323	–0,7542	–0,6278
85 et plus	–1,0410	0,0926	–1,2225	–0,8595
<i>Indicatrices de cohorte, femmes (réf : 1945–1954)</i>				
1905–1914	–0,1867	0,2018	–0,5822	0,2087
1915–1924	–0,1359	0,0534	–0,2406	–0,0312
1925–1934	–0,0503	0,0315	–0,1121	0,0115
1935–1944	–0,0013	0,0225	–0,0453	0,0427
1955–1964	0,0099	0,0188	–0,0270	0,0468
1965–1974	–0,0102	0,0227	–0,0547	0,0343
1975–1984	–0,0797	0,0277	–0,1340	–0,0255
1985–1994	–0,2789	0,0553	–0,3872	–0,1705
<i>Indicatrices de classe d’âge, femmes (réf : 45–54 ans)</i>				
18–24	0,1486	0,0354	0,0793	0,2180
25–34	0,1583	0,0213	0,1165	0,2001
35–44	0,0840	0,0177	0,0493	0,1188
55–64	–0,2547	0,0224	–0,2986	–0,2108
65–74	–0,5119	0,0341	–0,5787	–0,4452
75–84	–0,8849	0,0474	–0,9778	–0,7919
85 et plus	–1,3982	0,1552	–1,7024	–1,0940
<i>Indicatrice du genre (réf : homme)</i>				
Femme	–0,2150	0,0189	–0,2520	–0,1779

Note : suite du tableau à la page suivante.

TABLEAU 3 – Résultats – Modèle d’usage (2/2)

Variables	Coefficients	Écarts-Types (Robustes)	[Interv. de	Conf. (95%)]
<i>Statut d’activité (réf : actif)</i>				
Étudiant	-0,1821	0,0289	-0,2388	-0,1255
Retraité (homme)	-0,1011	0,0203	-0,1408	-0,0613
Retraité (femme)	-0,1573	0,0213	-0,1991	-0,1155
Autre inactif	-0,1409	0,0145	-0,1693	-0,1124
<i>Facteurs économiques et temporels</i>				
Ln(revenu par u.c.)	0,1556	0,0064	0,1430	0,1682
Ln(coût d’usage)	-0,3252	0,0481	-0,4194	-0,2310
<i>Indicatrices de localisation (réf : Villes-Centres)</i>				
Banlieue	0,0262	0,0079	0,0106	0,0417
Périphérie	0,2054	0,0075	0,1907	0,2200
Constante	8,4954	0,1183	8,2636	8,7272
<i>Paramètres de covariance</i>				
ρ	0,0480	0,0055	0,0372	0,0589
σ	0,8142	0,0038	0,8067	0,8217
λ	0,0391	0,0045	0,0302	0,0480

Note : équation (2) du modèle de sélection (régression sur échantillon sélectif). Le modèle d’usage est calé sur 96 699 adultes motorisés parmi 152 627 extraits des vagues 1994–2011 de l’enquête Parc-Auto. La variable dépendante est le kilométrage annuel en logarithme des véhicules dont ils ont déclaré avoir été les utilisateurs principaux. Log-vraisemblance : -201 850,5. Statistique de Wald ($\chi^2(39)$) : 9 971,63 (Prob> χ^2 : 0,000). Test d’indépendance des équations d’équipement et d’usage ($\rho = 0$; $\chi^2(1)$) : 42,88 (Prob> χ^2 : 0,000).

et al. (2015) (-0,31 et -0,37), qui modélisent l’automobilité des ménages motorisés sur une période plus étroite en utilisant la même source de données¹². Même si leurs intervalles de confiance se recourent, elle paraît néanmoins légèrement inférieure à celle présentée dans Kemel et al. (2011) (-0,46), qui exploitent un panel composés d’environ 300 ménages motorisés extraits de l’enquête Parc-Auto et suivis durant quasiment une décennie. Cependant, l’élasticité est ici plus élevée que celle récemment présentée par Pirotte et Madre (2012), qui adoptent une approche spatiale régionale en panel pour modéliser les kilométrages moyens par véhicules à

¹² Plus précisément, ces deux valeurs résultent de l’ajustement de modèles d’addiction sur des données de ménages observés sur trois années consécutives, entre 1999 et 2001. Les intervalles de confiance encadrant ces deux estimations se révèlent néanmoins assez larges. Par ailleurs, cet article faisant l’analyse des déterminants de la mobilité automobile, il s’inscrit dans le cadre de cette recherche et a bénéficié du support du projet ANDEMO au cours de sa publication. Une synthèse est présentée en Annexe 1.

partir des livraisons de carburant en volume. En effet, les auteurs rapportent une élasticité du trafic au prix du carburant de $-0,09$, cette valeur n'étant pas statistiquement différente de l'élasticité au coût moyen du carburant par kilomètre¹³. Ils notent également que la nature des données utilisées (séries temporelles, données longitudinales, données de panel), leur niveau de désagrégation (national, régional, ménage, individuel) et la façon dont elles sont exploitées (type de modèle, spécification, estimateur) sont autant de facteurs potentiellement susceptibles d'influencer l'estimation des effets du coût et du revenu sur l'usage automobile. En effet, la littérature internationale présente une certaine diversité dans la mesure de la sensibilité de l'usage automobile aux variations des facteurs économiques, comme en témoigne des travaux de méta-analyse sur ce sujet. Par exemple, [Goodwin et al. \(2004\)](#) rapportent une élasticité moyenne du trafic au prix du carburant d'environ $-0,35$ sur la base de neuf travaux empiriques qui estiment une équation statique de kilométrage automobile et dont les résultats varient de $-0,13$ à $-0,69$. Comparée à ces valeurs, notre estimation ($-0,32$) paraît donc ne pas trop s'écarter de la littérature¹⁴. Elle est même assez proche des valeurs présentées par [Hensher et al. \(1990\)](#), qui estiment une équation de kilométrage des ménages sur des données australiennes désagrégées et présentent des élasticités au coût kilométrique en carburant comprises entre $-0,22$ et $-0,39$ selon le niveau d'équipement des ménages. Les auteurs notent que ces résultats sont assez similaires à ceux de travaux antérieurs.

L'élasticité de l'usage automobile des individus motorisés par rapport au revenu de leur ménage par unité de consommation est significative et estimée à $+0,15$. Cette sensibilité peut au premier abord sembler faible au regard des résultats d'autres études, sur données françaises ou d'autres pays occidentaux. Par exemple, [Berri et al. \(2005\)](#), [Collet \(2012\)](#) et [Pirotte et Madre \(2012\)](#) rapportent une élasticité-revenu autour de $+0,5$ pour la France. Les deux premiers travaux utilisent des données semi-agrégées qui ne contrôlent pas le niveau d'équipement en comprenant des observations non-motorisées dans leur calcul de l'élasticité-revenu. Or, nous avons précédemment vu que le revenu est un déterminant important de l'état de motorisation des adultes, si bien que l'élasticité-revenu est ici normalement inférieure à celle présentée dans les travaux précédents. Toutefois, sachant l'élasticité-revenu de la probabilité d'être équipé reportée dans la section précédente ($+0,19$), on peut dériver une estimation de l'élasticité de l'usage automobile inconditionnellement au

¹³ [Pirotte et Madre \(2012\)](#), page 153, note 14).

¹⁴ Toutefois, l'élasticité au coût d'usage en carburant peut s'écarter de l'élasticité au prix du carburant si ce dernier impacte également la consommation énergétique des véhicules. À court terme, les deux valeurs sont semblables puisque l'équipement automobile est fixe. Mais à long terme le renchérissement du carburant peut induire une amélioration de l'efficacité énergétique (lors du remplacement de véhicule par exemple), si bien que l'élasticité-coût peut être supérieure à l'élasticité-prix à cet horizon.

fait d'être ou non équipé. Celle-là est évaluée à +0,34, une valeur qui reste néanmoins en léger retrait par rapport à celles des travaux menés sur données françaises et précédemment mentionnés ¹⁵.

Parmi les études utilisant des données françaises désagrégées et contrôlant l'état de motorisation, plus proches de notre démarche, [Collet et al. \(2015\)](#) et [Kemel et al. \(2011\)](#) rapportent une élasticité-revenu de +0,16 ¹⁶. Notre résultat (+0,15) paraît donc bien correspondre à ceux de ces précédents travaux, qui utilisent la même source de données mais sur des périodes distinctes. Dans la littérature internationale, [Goodwin et al. \(2004\)](#) montrent également une forte amplitude des élasticités-revenu de l'usage automobile : parmi 18 travaux estimant une équation statique du kilométrage, celles-là varient de +0,03 à +1,44 autour d'une moyenne d'environ +0,45, sans néanmoins pouvoir y distinguer les études qui contrôlent l'état de motorisation de leurs observations. C'est le cas dans [Hensher et al. \(1990\)](#), les auteurs notent alors une faible sensibilité du kilométrage des ménages au revenu : selon leur degré de motorisation, les élasticités s'échelonnent de +0,05 à +0,14. Cités à des fins de comparaison dans leur article, [Greene et Hu \(1985\)](#) et [Mannering et Winston \(1985\)](#) avaient respectivement estimé des élasticités-revenu de +0,13 et +0,11 pour les États-Unis. Notre résultat (+0,15) se révèle donc plutôt semblable à ceux reportés dans ces références.

L'usage automobile des adultes motorisés est significativement déterminé par la localisation résidentielle. Comme attendu et comme pour le niveau de motorisation, il augmente d'autant plus que l'individu réside en milieu peu dense et que les distances aux activités s'allongent. Ainsi et toutes choses égales par ailleurs, un automobiliste résidant en banlieue est estimé parcourir une distance annuelle 3% supérieure à celle d'un automobiliste habitant en ville-centre. Cet écart augmente à 22% lorsque sont comparés des adultes équipés vivant en périphérie et en ville-centre.

La position dans l'emploi émerge également comme un facteur déterminant du niveau d'utilisation de la voiture. Relativement à un actif motorisé, l'usage automobile d'un adulte en études qui dispose d'une voiture est significativement inférieur d'environ 16%. En effet, les étudiants résident généralement dans la commune du lieu d'études pendant la semaine et peuvent substituer à la voiture les transports publics, qui desservent relativement bien les campus universitaires, les écoles... Ils bénéficient également souvent de réductions sur le prix des abonnements aux transports collectifs, ce qui améliore leur compétitivité face à la voiture. Dans certains

¹⁵ Une analyse de l'évolution de cette élasticité au fil du temps, conduite à partir de séries départementales longues (1973–2009) et discutée sous l'angle du découplage entre croissance des trafics et croissance des revenus, est proposée dans l'[Annexe 2](#).

¹⁶ Il s'agit d'une valeur estimée de long terme. Dans [Kemel et al. \(2011\)](#), elle est dérivée à partir du tableau 2, page 2786.

cas, l'automobile sert principalement aux allers-retours hebdomadaires entre la commune des études et le domicile parental, l'automobile ayant même été quelques fois acquise dans cette perspective. Avec la perte du motif « travail » et des déplacements professionnels, la retraite induit un moindre usage automobile individuel par rapport à la vie active. Toutes choses égales par ailleurs, la diminution est estimée à 10% pour un homme et 14% pour une femme. On ne peut toutefois pas rejeter l'hypothèse que la diminution soit égale entre les genres. Les autres inactifs motorisés utilisent également moins la voiture que les actifs, également parce qu'ils ne sont pas contraints par des déplacements professionnels. L'écart, évalué à 12%, est comparable à celui mesuré précédemment entre retraités et actifs.

En isolant l'effet de l'âge et celui des autres facteurs, l'usage automobile des hommes équipés paraît avoir augmenté avec la succession des générations jusque celle de 1925–1934. Il s'est globalement maintenu avec la cohorte suivante (1935–1944), avant de commencer à diminuer de génération en génération, particulièrement depuis celle de 1975. Relativement à la cohorte des hommes motorisés nés entre 1945 et 1954¹⁷, le kilométrage annuel des hommes nés autour de 1920 a été 10% supérieur, celui des hommes nés autour de 1940 a été 15% supérieur. Concernant les cohortes qui ont succédé, leur usage automobile a été moindre de 11% pour les hommes motorisés nés entre 1955 et 1964, de 16% pour ceux nés autour de 1970, et de 26% pour ceux nés autour de 1980. La diminution est estimée à 37% pour la cohorte 1985–1994 ; toutefois, l'écart-type associé au paramètre de cette cohorte est plus élevé que celui des précédentes, et cette valeur est sujette à un intervalle de confiance assez large. Seule l'observation de cette cohorte sur davantage de vagues d'enquête pourra permettre d'affiner son coefficient.

Le contrôle de la position dans l'emploi, de la génération et des autres facteurs fait ressortir le maintien puis la diminution des coefficients d'âge pour les hommes motorisés le long du cycle de vie. Ceux-là sont en effet très proches aux âges de 18–24 ans et de 25–34 ans, si bien qu'on ne peut rejeter l'hypothèse d'un usage automobile équivalent dans ces deux premières classes d'âge du cycle de vie d'adulte. Les coefficients diminuent ensuite d'une catégorie d'âge à la suivante avec des écarts systématiquement significatifs. Ainsi, relativement à celui d'un homme motorisé âgé d'entre 45 et 54 ans¹⁸, l'usage automobile de ceux âgés d'entre 18 et 24 ans est 33% supérieur, et 15% supérieur pour ceux âgés autour de 40 ans. Il est moindre de 14% pour les hommes équipés âgés d'entre 55 et 64 ans, de 26% pour ceux âgés autour de 70 ans, et de moitié autour de 80 ans.

En isolant l'effet des autres facteurs et celui de la position dans le cycle de vie, l'usage automobile des femmes motorisées a augmenté avec la succession des géné-

¹⁷ La cohorte de référence dans le tableau 3 des estimations.

¹⁸ La classe d'âge de référence dans le tableau 3 des estimations.

TABLEAU 4 – Mesure et significativité de la différence d’usage automobile des femmes équipées par rapport aux hommes équipés

Âge	18 – 24	25 – 34	35 – 44	45 – 54
Cohorte 1905 – 1914	–38,6%	–37,4%	–33,2%	–29,4%
Cohorte 1915 – 1924	–44,2%	–43,1%	–39,3%	–35,8%
Cohorte 1925 – 1934	–43,1%	–42,0%	–38,1%	–34,6%
Cohorte 1935 – 1944	–39,1%	–37,9%	–33,8%	–30,0%
Cohorte 1945 – 1954	–29,8%	–28,5%	–23,7%	–19,3%
Cohorte 1955 – 1964	–20,6%	–19,2%	–13,7%	–08,8%
Cohorte 1965 – 1974	–17,3%	–15,8%	–10,1%	–05,0% (ns)
Cohorte 1975 – 1984	–11,9%	–10,2%	–04,2% (ns)	+01,3% (ns)
Cohorte 1985 – 1994	–15,1%	–13,5% (ns)	–07,7% (ns)	–02,4% (ns)

Âge	55 – 64	65 – 74	75 – 84	85 – 94
Cohorte 1905 – 1914	–36,7%	–45,5%	–45,0%	–53,3%
Cohorte 1915 – 1924	–42,4%	–50,5%	–50,0%	–57,6%
Cohorte 1925 – 1934	–41,3%	–49,5%	–49,1%	–56,7%
Cohorte 1935 – 1944	–37,2%	–46,0%	–45,5%	–53,7%
Cohorte 1945 – 1954	–27,6%	–37,8%	–37,2%	–46,7%
Cohorte 1955 – 1964	–18,2%	–29,6%	–29,0%	–39,7%
Cohorte 1965 – 1974	–14,8%	–26,7%	–26,0%	–37,2%
Cohorte 1975 – 1984	–09,1%	–21,9%	–21,1%	–33,0%
Cohorte 1985 – 1994	–12,4% (ns)	–24,7%	–24,0%	–35,4%

Note : différences d’usage « toutes choses égales par ailleurs ». Les colonnes à partir de 65 ans intègrent l’effet différencié de la retraite (la spécification du modèle d’équipement distinguant les hommes et les femmes pour cette catégorie). « n.s. » pour non significativement différent de zéro au seuil de 5%.

Source : calculs à partir du tableau 3.

rations jusqu’au groupe des quatre cohortes nées entre 1935 et 1974, dans lequel les coefficients de cohorte ne sont pas significativement différents. L’usage automobile des femmes motorisées ne commence à décroître de manière significative qu’à partir de la génération de 1975, bien plus tard que pour les hommes motorisés. Par rapport aux femmes motorisées nées entre 1945 et 1954, le kilométrage annuel de celles nées autour de 1920 est estimé inférieur de 12% et d’environ 4% pour celles nées autour de 1930. Concernant les cohortes plus récentes, l’usage automobile est 8% inférieur pour les femmes motorisées nées entre 1975 et 1984 et moindre d’un quart pour celles nées entre 1985 et 1994. Comme pour les hommes de la même génération, l’intervalle de confiance associé au coefficient de la cohorte 1985–1994 est plus large que celui des cohortes qui la précèdent, même si ce coefficient est d’ores et déjà significativement moins élevé. À l’instar des hommes, le contrôle des effets de co-

horte et des autres facteurs montre que l’usage automobile des femmes motorisées se maintient dans les premières années du cycle de vie, puis diminue avec l’âge. Ainsi et par rapport à l’âge de 50 ans, le kilométrage annuel d’une femme motorisée âgée d’entre 18 et 34 ans est supérieur d’environ 17% et d’environ 9% à l’âge de 40 ans. Il lui est ensuite inférieur de 22% entre 55 et 64 ans, de 40% entre 65 et 74 ans, et de 58% autour de 80 ans.

Le long du cycle de vie, les écarts d’usage de la voiture entre les femmes et les hommes motorisés sont tout d’abord relativement stables entre l’âge de la majorité et 34 ans, puis ils diminuent jusqu’à l’âge de 54 ans. Ils augmentent ensuite, mais présentent un plateau entre 70 et 80 ans (tableau 4). Sur tous les segments d’âge du cycle de vie, l’usage automobile des femmes motorisées a tendu à rattraper celui des hommes avec la succession des cohortes. Toutefois, les écarts de genre paraissent s’être maintenus entre les cohortes 1975–1984 et 1985–1994, bien qu’on ne puisse rejeter l’hypothèse d’un futur usage de l’automobile équivalent pour les hommes et les femmes motorisés nés entre 1985 et 1994 dans l’âge actif (entre 25 et 64 ans).

5.3 Hiérarchisation des facteurs explicatifs

Dans le cadre d’un modèle linéaire, la contribution d’un régresseur à la détermination d’une variable expliquée est parfois mesurée en calculant la diminution de R^2 induite par son retrait de la spécification. La différence entre le R^2 du modèle complet et celui du modèle dont un régresseur a été retiré calcule le coefficient de détermination R^2 semi-partiel (ou « ΔR^2 »), un indicateur reflétant la capacité du régresseur à expliquer la variable modélisée. Le modèle estimé n’étant pas linéaire, son estimation ne donne pas lieu au calcul d’un R^2 classique. On peut néanmoins s’appuyer sur d’autres statistiques d’ajustement pour calculer des indicateurs semi-partiels. Nous utiliserons ici celle de la log-vraisemblance afin de calculer une log-vraisemblance semi-partielle ΔLV pour chaque facteur explicatif. Le modèle a donc été réestimé plusieurs fois en retirant, à chaque reprise, une composante explicative. L’écart entre la log-vraisemblance du modèle « complet » et celle du modèle « contraint » par l’absence d’un déterminant donne une information sur la contribution de ce dernier à l’explication du modèle¹⁹. Le classement décroissant de ces écarts est utilisé pour hiérarchiser l’importance relative des déterminants. Une autre statistique permettant le classement des facteurs explicatifs est celle du χ^2 , résultant pour chacun des facteurs du test de l’hypothèse de nullité des paramètres qui lui sont rattachés. Ces log-vraisemblances partielles ΔLV et statistiques du χ^2 sont reportées dans le tableau 5. Celui-là traite des décisions de motorisation et d’usage

¹⁹ Autrement dénommé, cet écart mesure le log du *rapport de vraisemblance* entre les modèles complet et contraint.

automobile séparément (tableau 5-a,b), puis conjointement (tableau 5-c).

Les statistiques de la log-vraisemblance semi-partielle ΔLV et du χ^2 donnent lieu à des classements équivalents des facteurs explicatifs, à la fois dans le modèle d'équipement et dans le modèle d'usage. Cependant, on note que les classements diffèrent sensiblement lorsque l'on compare entre eux les deux modèles, certains facteurs paraissant plus enclins à déterminer l'état d'équipement que le niveau d'usage, ou inversement. Par exemple, parmi les sept déterminants considérés dans le modèle, l'âge de l'individu n'est classé que cinquième pour rendre compte de son état de motorisation, alors qu'il ressort comme étant le premier déterminant du niveau d'usage. Au contraire, le statut d'activité figure en troisième place dans le classement des facteurs du modèle d'équipement, alors qu'il est l'avant-dernier déterminant (le sixième) dans celui du modèle d'usage. La localisation est le premier déterminant de l'état de motorisation individuelle, et le second concernant le niveau d'usage de l'automobile. Le revenu par unité de consommation est également un facteur important de l'état de motorisation de l'individu (classé second), mais son rôle paraît moins prépondérant dans la décision du niveau d'usage (quatrième). Le sexe est une caractéristique dont le rang est quasiment identique dans la hiérarchie des facteurs concernant l'état de motorisation et le niveau d'usage de la voiture (respectivement quatrième et troisième), tout comme la cohorte (respectivement sixième et cinquième). Enfin, le coût en carburant de l'usage de l'automobile se révèle le facteur le moins déterminant parmi ceux examinés dans la modélisation : il est classé dernier pour rendre compte à la fois de l'équipement et de l'usage automobile.

La réunion des décisions d'équipement et d'usage pour appréhender le comportement automobile des individus d'une manière plus globale donne lieu au classement suivant. Le critère majeur est celui de la localisation, suivi par le revenu par unité de consommation et le statut d'activité. Les caractéristiques démographiques habituelles arrivent ensuite : sexe, âge puis cohorte. Le coût d'utilisation de l'automobile ferme le classement (tableau 5-c).

Un point de vue plus général peut également être adopté en rassemblant les facteurs selon leur nature. Les regroupements sont effectués selon les catégories proposées dans la section 4.2 : la cohorte, l'âge, le sexe et le statut d'activité forment ici le facteur démographique, le revenu par unité de consommation et le coût d'utilisation de l'automobile définissent le facteur économique, tandis que la localisation constitue à elle-seule le facteur géographique. Que l'on considère spécifiquement l'état de motorisation de l'individu ou son niveau d'utilisation de la voiture lorsqu'il est équipé, ou les deux comportements de manière conjointe, le classement des facteurs est alors le même : le facteur démographique est le plus déterminant, suivi par le facteur géographique puis par le facteur économique.

TABLEAU 5 – Hiérarchisation des facteurs selon la statistique de la log-vraisemblance semi-partielle (ΔLV) et du χ^2

(a) Modèle d'équipement			
Facteur explicatif	ΔLV	χ^2	(Rang)
Cohorte	260	463	(6)
Âge	329	570	(5)
Sexe	917	1297	(4)
Statut d'activité	1337	1973	(3)
Log-revenu par u.c.	1858	2477	(2)
Log-coût d'usage	0,06	0,10	(7)
Localisation	2248	3471	(1)
(b) Modèle d'usage			
Facteur explicatif	ΔLV	χ^2	(Rang)
Cohorte	206	253	(5)
Âge	674	1178	(1)
Sexe	572	822	(3)
Statut d'activité	147	173	(6)
Log-revenu par u.c.	566	623	(4)
Log-coût d'usage	32	45	(7)
Localisation	660	967	(2)
(c) Modèle complet : équipement et usage			
Facteur explicatif	ΔLV	χ^2	(Rang)
Cohorte	458	711	(6)
Âge	988	1724	(5)
Sexe	1453	2057	(4)
Statut d'activité	1468	2115	(3)
Log-revenu par u.c.	2373	2933	(2)
Log-coût d'usage	32	45	(7)
Localisation	2847	4300	(1)

Note : calculs résultant de l'estimation du modèle décrit en section 4.

6 Projections

6.1 Simulation des coefficients pour les cohortes futures

Pour calculer un ensemble de projections, il est nécessaire de disposer des coefficients de cohorte pour les générations futures qui n'ont pas été observées dans les données. Habituellement, deux méthodes sont mises en oeuvre pour les simuler :

- la méthode la plus simple consiste à affecter le coefficient estimé de la dernière cohorte observée à l'ensemble des suivantes. Cette manière est peu satisfaisante car ce coefficient est généralement peu précis, notamment parce que la dernière cohorte des données n'a été suivie que peu de temps dans le cycle de vie. Elle

est également inappropriée si l'on a détecté une tendance dans l'évolution des coefficients estimés avec la succession des générations ;

- une meilleure méthode consiste à faire une extrapolation linéaire à partir des coefficients estimés des deux ou trois dernières cohortes observées. Cette approche règle en partie le problème de prolonger la tendance des coefficients de cohorte, mais ignore celui de la précision des coefficients à partir desquels la tendance est calculée. Un autre inconvénient est l'éventuelle non-linéarité stricte de la tendance.

La stratégie utilisée ci-dessous cherche, dans une certaine mesure, à dépasser les limites des deux précédentes méthodes. Elle consiste à modéliser l'évolution des coefficients de cohorte estimés selon une forme fonctionnelle *ad-hoc* tout en tenant compte de leur précision.

Prolongement des courbes estimées des coefficients de cohorte. Dans notre cas, la courbe des coefficients de cohorte masculins estimés dans le modèle montre une phase croissante jusqu'aux générations 1925 – 1934 et 1935 – 1944, puis une diminution assez régulière avec les suivantes (figures 5 et 6, courbes pleines en bleu). Une forme fonctionnelle possible pouvant s'ajuster à cette configuration est l'association d'une fonction hyperbolique croissante et d'un trend linéaire décroissant. La forme fonctionnelle doit toutefois être formulée de manière à passer par zéro pour la cohorte de référence dans l'estimation (1945 – 1954), puisqu'il s'agit là d'une contrainte d'identification du modèle. On lui impose également d'être infiniment négative pour la dernière génération n'ayant pas (ou que très tardivement) connu le démarrage de l'automobile, née avant la seconde partie du XIXème siècle. En pratique, cela revient à fixer une asymptote verticale à la forme fonctionnelle, *via* sa composante hyperbolique.

Si la trajectoire prise par les coefficients masculins paraît suivre une tendance décroissante assez nette depuis plusieurs générations, ce n'est pas le cas de celle prise par les coefficients féminins, qui semblent aborder une phase décroissante depuis les générations récentes mais selon une tendance non explicite (figures 5 et 6, courbes pleines en rouges). Pour répondre à cette incertitude, on posera l'hypothèse que les hommes ont un comportement précurseur en transposant la trajectoire extrapolée de leurs coefficients de cohorte à celle des femmes.

Ajustement de la forme fonctionnelle. On note $\hat{\beta}_c$ le coefficient estimés de la cohorte c , partant de $c = -4$ pour la cohorte 1905 – 1914, avec $c = 0$ pour la cohorte de référence 1945 – 1954, jusque $c = 4$ pour la dernière cohorte observée 1985 – 1994. Le modèle suivant est alors ajusté par la méthode des moindres carrés non-linéaires,

FIGURE 5 – Extrapolation des coefficients de cohorte (modèle de motorisation)

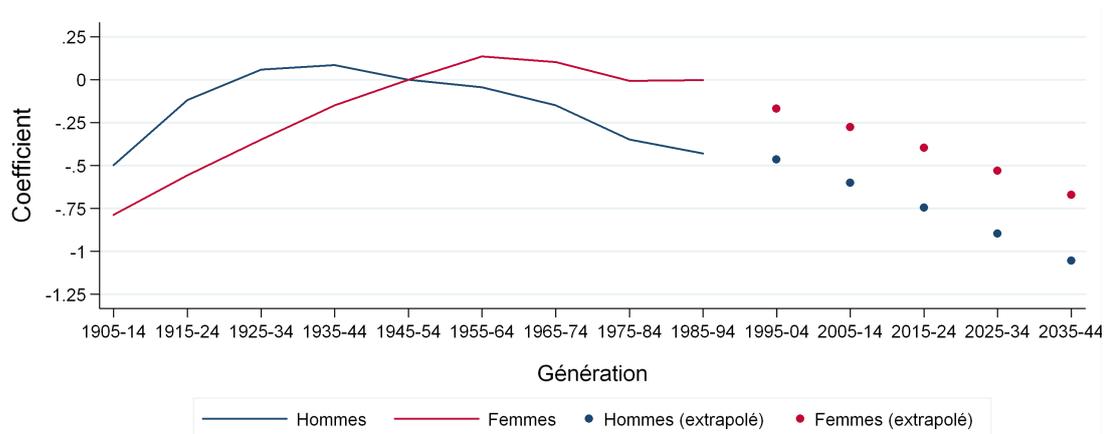
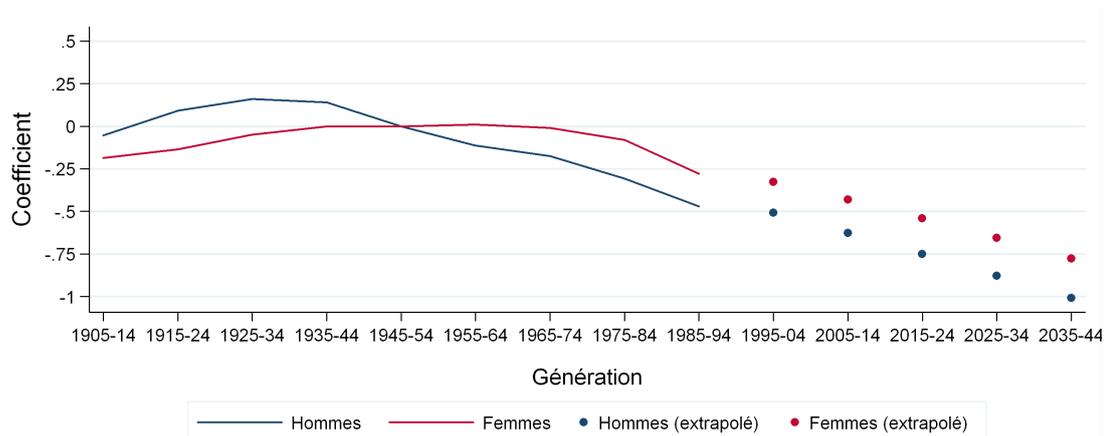


FIGURE 6 – Extrapolation des coefficients de cohorte (modèle d'usage)



en prenant l'inverse des variances estimées comme vecteur de pondération :

$$\hat{\beta}_c = \alpha_1(c + \alpha_3 \mathbb{1}_F) + \frac{\alpha_2}{c + \alpha_3 \mathbb{1}_F - d} + A + \varepsilon_c, \quad (4)$$

où :

- α_1 , α_2 et α_3 sont les paramètres à estimer et ε_c est le terme résiduel. En particulier, α_1 est le paramètre de tendance linéaire, α_2 est celui de la composante hyperbolique, et α_3 traduit le décalage en nombre de générations de la courbe des coefficients féminins par rapport aux coefficients masculins ;
- $\mathbb{1}_F$ est l'indicatrice valant un si le coefficient $\hat{\beta}_c$ concerne une cohorte féminine (zéro sinon) ;
- la constante $A = -\alpha_1 \alpha_3 \mathbb{1}_F - \alpha_2 / (\alpha_3 \mathbb{1}_F - d)$ permet d'imposer la contrainte $\beta_0 = 0$ pour la cohorte de référence ;

- d est l'identifiant de la cohorte masculine qui précède immédiatement celles ayant connu le développement de l'automobile. Nous la fixons à 1835 – 1844, soit onze générations précédant la cohorte de référence du modèle : $d = -11$.

Résultats. Les résultats d'ajustement de la forme fonctionnelle (4) aux coefficients de cohorte du modèle d'équipement et du modèle d'usage de l'automobile sont respectivement présentés dans les tableaux 6 et 7. Comme attendu, les paramètres α_1 et α_2 sont significatifs et négatifs, traduisant une composante hyperbolique croissante et une tendance linéaire décroissante. Le paramètre α_3 est évalué à 2,3 dans l'ajustement des coefficients de cohorte du modèle d'équipement et à 2,9 dans celui du modèle d'usage, traduisant un décalage d'environ 25 ans entre les trajectoires des coefficients masculins et féminins. La qualité globale des ajustements paraît convenable, avec des coefficients de détermination R^2 autour de 0,9; ce qui augure de crédibles projections des coefficients de cohorte pour les futures générations. Celles-là sont représentées en pointillés sur les figures 5 et 6 pour les futures générations d'adultes encore inobservées dans les données et nées entre 1995 et 2044, en bleu pour les hommes et en rouge pour les femmes. Elles prolongent la tendance décroissante des coefficients de cohorte estimés par le modèle (tableaux 1 et 3, courbes pleines sur les figures 5 et 6).

TABLEAU 6 – Ajustement de la forme fonctionnelle sur les coefficients de cohorte estimés dans le modèle d'équipement

Paramètre	Estimation	Écart-type	t-Stat.	p-Valeur
α_1	-0,214	0,042	-5,04	0,000
α_2	-21,31	5,321	-4,01	0,001
α_3	-2,342	0,541	-4,33	0,001

Note : estimation du modèle 4 à partir des coefficients de cohorte reportés dans la table 1. Moyenne des pondérations normalisée à 1. Nombre d'observations : 16. $R^2=0,90$.

TABLEAU 7 – Ajustement de la forme fonctionnelle sur les coefficients de cohorte estimés dans le modèle d'usage

Paramètre	Estimation	Écart-type	t-Stat.	p-Valeur
α_1	-0,155	0,031	-4,93	0.000
α_2	-9,405	3,704	-2,54	0.025
α_3	-2,948	0,809	-3,64	0.003

Note : estimation du modèle 4 à partir des coefficients de cohorte reportés dans la table 3. Moyenne des pondérations normalisée à 1. Nombre d'observations : 16. $R^2=0,88$.

6.2 Trois scénarios pour le calcul de projections

Pour calculer des projections d'équipement et d'usage, nous définissons arbitrairement trois scénarios concernant l'évolution des facteurs explicatifs du modèle.

Scénario 1. On considère tout d'abord un premier scénario favorable à la croissance de la demande automobile, en posant une croissance annuelle de 3% du revenu par unité de consommation, une progression annuelle du prix des carburants de 2%, et une progression de l'efficacité énergétique de 2% par an. La différence de ces deux dernières valeurs rend le coût d'usage en carburant stable. Dans les données Parc-Auto entre 1994 et 2011, la part des adultes résidant dans les villes-centres a baissé de 33 à 27%, celle des adultes habitant en banlieue a augmenté de 28 à 31%, alors que celle des adultes situés dans les périphéries a augmenté de 39 à 42%. Le glissement annuel en points de pourcentage est ainsi mesuré à $-0,35$ en moyenne dans les villes-centres, $+0,16$ dans les banlieues et $+0,19$ dans les périphéries. Sachant que l'enquête Parc-Auto utilise le codage géographique fixe du recensement de 1990 pour catégoriser la zone résidentielle des ménages, cette évolution reflète donc une tendance à l'étalement urbain entre 1994 et 2011. Dans ce scénario, on suppose la poursuite de cette tendance au rythme des glissements annuels moyens précédents.

Scénario 2. Le second scénario, intermédiaire, est spécifié de la manière suivante. On y suppose une augmentation moindre que dans le scénario 1 du revenu par unité de consommation ($+1,5\%$ par an) et plus élevée du prix des carburants ($+2,5\%$ par an), ainsi qu'une plus faible augmentation de l'efficacité énergétique du parc automobile ($+1\%$ par an). Il résulte de ces deux dernières hypothèses une croissance annuelle du coût d'usage de l'automobile en carburant de $+1,5\%$. On suppose également dans ce scénario un ralentissement de l'étalement urbain propice au développement de la demande automobile, avec des glissements annuels divisés par deux par rapport aux valeurs du scénario 1 : la proportion d'adultes situés dans les villes-centres est supposée ne perdre que 0,18 point de pourcentage d'une année à la suivante, alors que celles de ceux habitant dans les banlieues et dans les périphéries est supposée augmenter respectivement de 0,08 et 0,10 point de pourcentage par an.

Scénario 3. Ce dernier scénario, plus défavorable que les deux précédents au développement de la demande automobile, est paramétré de la manière suivante. Une croissance nulle est tout d'abord spécifiée pour le revenu par unité de consommation. Ensuite, le prix des carburants est supposé augmenter de 3% par an, alors que

l'efficacité énergétique du parc automobile est supposée constante. Il en découle une augmentation annuelle du coût d'usage de 3%. Enfin, on suppose l'arrêt de l'étalement résidentiel, avec le gel de la répartition des adultes entre les villes-centres, les banlieues et les zones périphériques à leurs niveaux de 2010–2011 dans Parc-Auto.

TABLEAU 8 – Paramétrage des scénarios pour la projection de la demande automobile individuelle

	Scénario 1 (favorable)	Scénario 2 (intermédiaire)	Scénario 3 (défavorable)
Localisation : glissement annuel en points de pourcentage de la proportion d'adultes habitant dans les :			
- villes-centres	-0,35	-0,18	-0,00
- banlieues	+0,16	+0,08	+0,00
- zones périphériques	+0,19	+0,10	+0,00
Facteurs économiques : taux annuel de croissance du :			
- revenu par u.c.	+3%	+1,5%	+0%
- coût d'usage en carburant	+0%	+1,5%	+3%

Notes : les trois scénarios supposent également la stabilité de la répartition des adultes selon le statut d'activité à partir de 2010–2011. Les effectifs d'adultes selon leur genre, leur âge et leur cohorte sont donnés par les projections démographiques de l'INSEE jusqu'en 2060.

Une dernière hypothèse commune aux trois scénarios précédents concerne la répartition des adultes selon leur statut d'activité. Avec la diminution de la natalité entre 1965 et 1990 et l'entrée des générations du *baby-boom* dans l'âge de la retraite, l'indicateur du rapport de dépendance démographique est allé en se détériorant, menaçant ainsi la pérennité du système de retraite par répartition. Devant la progression de cet indicateur²⁰, l'une des voies empruntée par les pouvoirs publics pour préserver la viabilité de l'actuel système par répartition est l'allongement de la durée de cotisation, en retardant progressivement (et à divers horizons) l'âge légal du départ à la retraite. Ces politiques aspirent donc à maintenir un équilibre structurel de la population entre les proportions d'actifs et de retraités, et nous supposons ainsi la stabilité de la répartition des adultes selon leur statut d'activité dans les trois scénarios, à leur niveau de 2010–2011.

Enfin, le calcul des projections au niveau agrégé nécessite de connaître les effectifs de population par genre et par génération dans le futur, après la dernière vague

²⁰ Défini par le quotient de la population âgée de 60 ans ou plus sur la population âgée de 20 à 59 ans, il augmente depuis le début des années 1980, et connaît une franche accélération depuis 2006 :

<http://www.cor-retraites.fr/IMG/pdf/doc-1447.pdf>.

d'enquête exploitée. Ces projections démographiques sont actuellement publiées par l'INSEE jusqu'en 2060 pour la France métropolitaine : nous utiliserons le « scénario central » de ces projections²¹ pour caler celles de la demande automobile individuelle pour chacun des trois scénarios précédemment décrits. Le tableau 8 fait la synthèse de leur paramétrage et la section suivante présente le résultat des projections qui en découlent.

6.3 Projections 2060 de la demande automobile des ménages en France métropolitaine

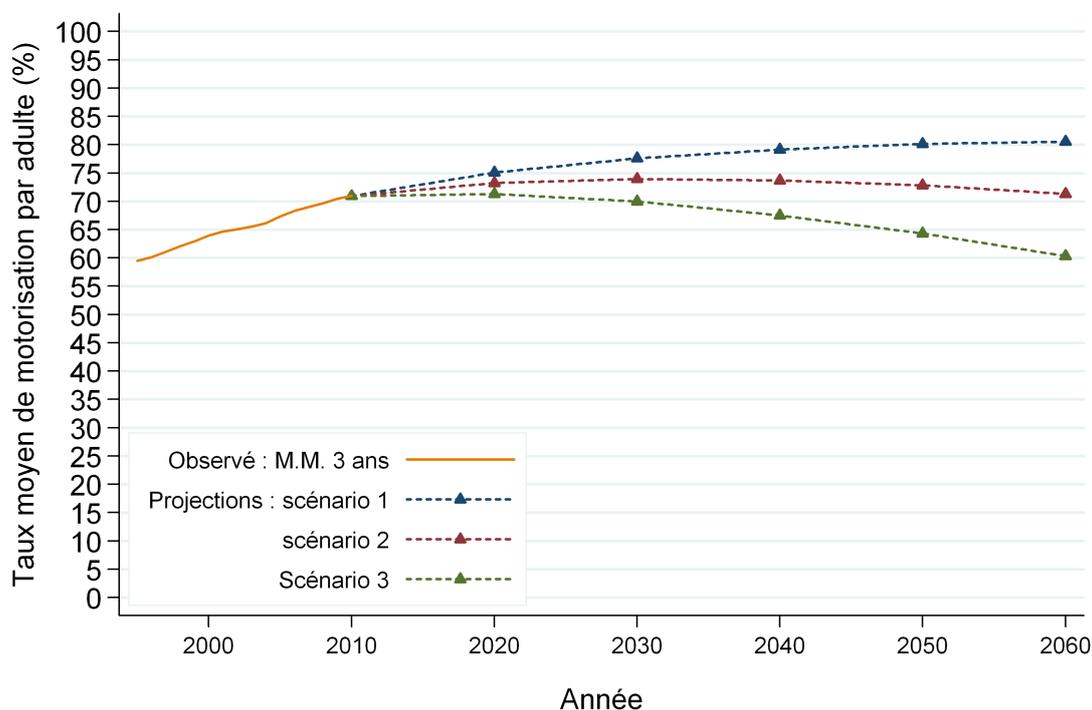
Les figures 7, 8 et 9 décrivent le taux moyen d'adultes motorisés, l'usage automobile moyen par automobiliste et l'usage automobile moyen par adulte. Sur ces trois figures, l'évolution 1995–2010 représentée en jaune correspond aux moyennes mobiles, calculées sur trois ans, des données observées dans l'enquête Parc-Auto. Les courbes en pointillés entre 2010 et 2060 représentent les projections sachant les trois scénarios décrits dans la section 6.2, en bleu pour le scénario 1, en rouge pour le scénario 2 et en vert pour le scénario 3.

Sur chacune de ces trois figures, on remarque tout d'abord que les trois courbes de projections prennent très bien le relais en 2010 de celle des moyennes mobiles calculées sur les données observées, reflétant les bonnes propriétés d'ajustement du modèle. Partant du même niveau en 2010, la position des courbes de projections est conforme au classement des scénarios : la demande automobile projetée est plus élevée dans le cadre du scénario 1 que dans celui du scénario 2, et plus élevée dans le cadre du scénario 2 que dans celui du scénario 3.

Entre 1995 et 2010, la proportion d'adultes équipés d'une automobile dans nos données a augmenté de 10 points de pourcentage, passant d'environ 60% à 70% entre ces deux dates. Dans le scénario 1, ce taux continue d'augmenter après 2010, mais en décélérant pour sembler plafonner autour de 80% en 2060. Dans le scénario 2, le taux d'adultes équipés augmente jusqu'à 75% en 2040, puis entame une phase décroissante pour atteindre 72% en 2060. Enfin, selon le scénario 3, le plafonnement du taux d'adultes motorisés intervient plus tôt, à 72% dès 2020, avant de progressivement diminuer pour retomber à 65% en 2050, puis à son niveau de 1995 (environ 60%) en 2060 (figure 7).

²¹ Ces projections démographiques sont disponibles en ligne sur le site de l'INSEE : http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?ref_id=ir-projpop0760&page=irweb/projpop0760/dd/projpop0760_principaux.htm.

FIGURE 7 – Projections 2010–2060 du taux moyen d’adultes motorisés

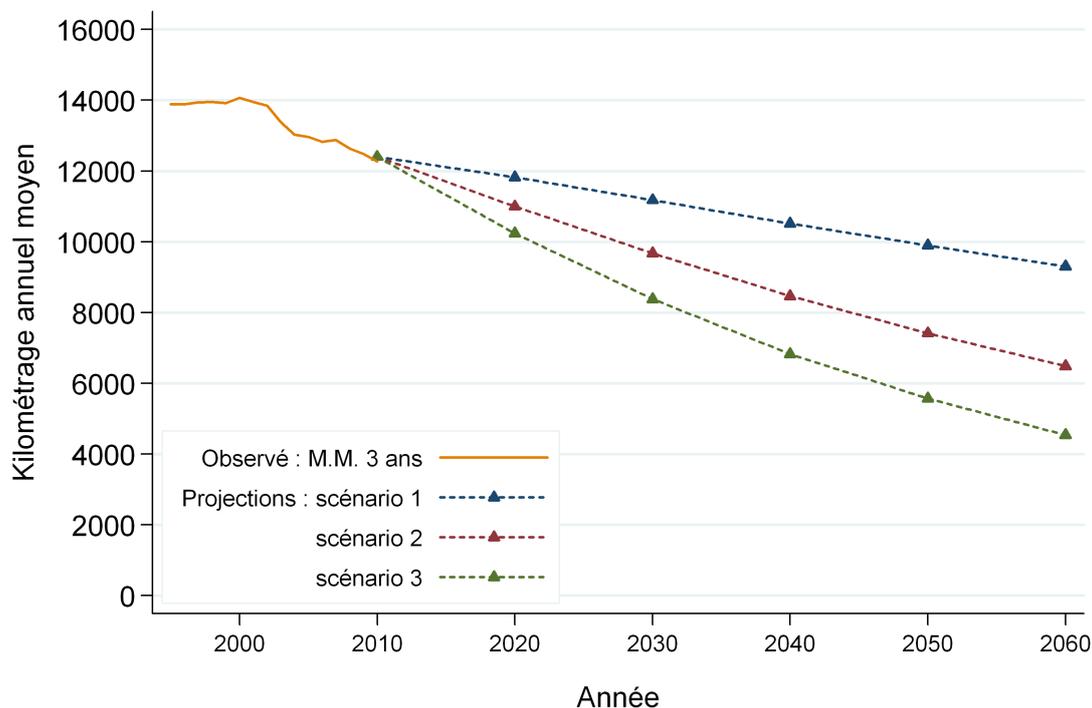


Notes : projections calculées à partir des résultats du modèle présentés dans la section 5. Les scénarios 1, 2 et 3 sont définis dans la section 6.2.

Après une courte période de stabilité du kilométrage moyen par automobiliste autour de 14 000 kilomètres par an entre 1995 et 2001, cet indicateur a diminué pour atteindre 12 500 kilomètres par an en 2010. Dans les trois scénarios considérés, la diminution se prolonge jusqu’à la fin des projections en 2060, mais à des rythmes qui diffèrent. Dans le scénario 1, le kilométrage moyen par automobiliste atteint 11 500 km/an en 2030, 10 000 km/an en 2050 et 9500 km/an en 2060. Le scénario 2 anticipe une diminution à 9500 km/an dès 2030, prolongée jusque 6 500 km/an en 2060. Le scénario 3 accentue la diminution, le kilométrage moyen par automobiliste atteignant 8500 km/an en 2030 et environ 5000 km/an en 2060, soit quasiment le tiers de son niveau en 1995 (figure 8).

La combinaison du taux moyen d’adultes motorisés (figure 7) et du kilométrage automobile annuel moyen par automobiliste (figure 8) permet de calculer l’usage automobile annuel moyen par adulte (figure 9). Soutenu par l’augmentation de la motorisation individuelle, cet indicateur augmente entre 1995 et 2000, puis paraît fluctuer autour de 9000 km/an jusqu’en 2010. Le scénario 1 anticipe une quasi-stabilité jusqu’en 2030, puis une lente diminution jusqu’à 8000 km/an en 2050 et environ 7500 km/an en 2060. Dans le scénario 2, le kilométrage annuel moyen di-

FIGURE 8 – Projections 2010–2060 du kilométrage annuel par adulte motorisé

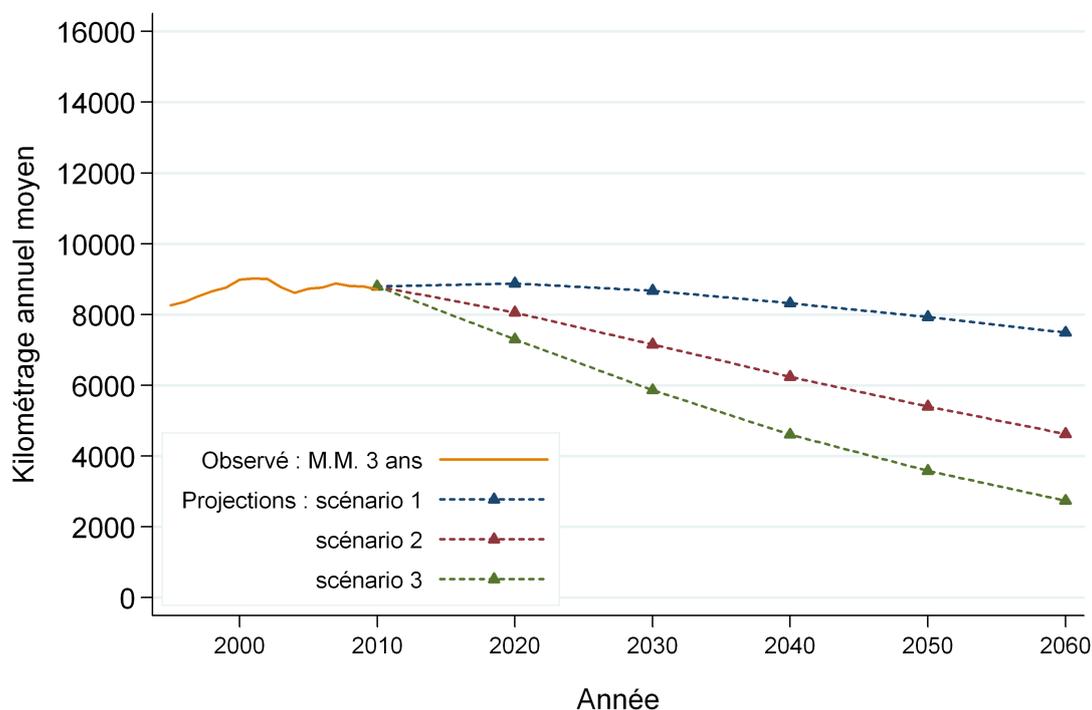


Notes : projections calculées à partir des résultats du modèle présentés dans la section 5. Les scénarios 1, 2 et 3 sont définis dans la section 6.2.

minue de manière quasi-linéaire dès 2010, pour atteindre 6000 km/an vers 2040 et 4500 km/an à l’horizon 2060. La diminution est encore plus prononcée dans le scénario 3 : le kilométrage automobile par adulte y est estimé passer sous 6000 km/an dès 2030, et réduire encore de moitié en 2060 pour atteindre 3000 km/an en moyenne (figure 9).

En termes agrégés, la circulation automobile totale des particuliers en France métropolitaine atteint 430 milliards de kilomètres en 2010 dans nos données. Sous les hypothèses du scénario 1, elle augmente jusqu’à 480 milliards de kilomètres entre 2030 et 2040, avant de commencer à décroître pour retrouver en 2060 son niveau de 2010. Dans le scénario 2, le trafic automobile total diminue lentement à partir de 2010 et passe sous 400 milliards de kilomètres en 2030. Il est ensuite estimé à 300 milliards de kilomètres en 2050, puis 280 milliards de kilomètres en 2060. Enfin et sous les hypothèses défavorables du scénario 3, la circulation automobile totale diminue fortement et de manière quasi-linéaire après 2010, passant à 380 milliards de kilomètres en 2020, puis à 260 milliards en 2040, et à 160 milliards en 2060.

FIGURE 9 – Projections 2010–2060 du kilométrage annuel par adulte



Notes : projections calculées à partir des résultats du modèle présentés dans la section 5. Les scénarios 1, 2 et 3 sont définis dans la section 6.2.

7 Conclusion : synthèse et limites

Dans les années 1990, la croissance des indicateurs de motorisation et de mobilité continue d'être soutenue par l'évolution favorable d'une série de facteurs : poursuite de l'étalement urbain (même si le rythme est moindre que dans les années 1970–80), progression des taux d'activité féminins, arrivée dans l'âge adulte des générations de femmes nées entre 1965 et 1974 présentant une forte demande automobile, présence dans la partie active du cycle de vie des générations d'hommes nés entre 1935 et 1944 ayant également une demande automobile élevée. Ces indicateurs ont également bénéficié de la progression du revenu des ménages et d'un prix réel du carburant relativement bas, dont la croissance a été modérée et compensée par la diésélisation du parc automobile²².

Depuis le début des années 2000, la tendance à toujours plus d'équipement et d'usage automobile s'essouffle, sous l'effet visible d'un fort renchérissement du carburant

²² Les véhicules Diesel présentant à cette époque une meilleure efficacité énergétique moyenne que les véhicules à essence d'une part, et bénéficiant d'un carburant 25% moins cher au litre d'autre part, le phénomène de diésélisation du parc automobile s'est traduit par une moindre augmentation du coût d'usage au kilomètre que du prix du carburant.

comparé à la faible progression du revenu des ménages. Mais en donnant la primauté aux déterminants démographiques (âge, cohorte, genre et statut d'activité) dans l'explication de la demande automobile individuelle, la modélisation apporte également les éclairages suivants sur les origines de la tendance au plafonnement automobile. L'entrée dans l'âge adulte de générations féminines pour la première fois significativement moins motorisées et moins utilisatrices de l'automobile que leurs aînées a également participé à cette inflexion, de même que la remarquable diminution des niveaux de motorisation et d'usage parmi les récentes générations d'hommes nés après 1975. L'inflexion coïncide également avec l'arrivée des premières générations de femmes les plus équipées et utilisatrices dans la partie du cycle de vie où la demande automobile féminine commence à diminuer, et avec celle des générations d'hommes à fort équipement et usage à des âges où la demande automobile masculine décroît rapidement.

Sur la base des projections démographiques formulées par l'INSEE et de trois scénarios d'évolution du prix des carburants, de l'efficacité énergétique du parc automobile et du revenu, les résultats économétriques ont permis le calcul de projections de la motorisation et de l'usage automobile individuel à l'horizon 2060. Cet exercice a requis l'extrapolation des coefficients de cohorte masculins et féminins pour les futures générations d'adultes. Si la trajectoire empruntée par les coefficients masculins suit une tendance décroissante assez nette depuis plusieurs générations, celle prise par les coefficients féminins ne semble aborder une phase décroissante que depuis les générations récentes, selon une tendance insuffisamment explicite en 2010. Pour pallier cette incertitude, on a supposé que les hommes ont un comportement précurseur en transposant la trajectoire extrapolée de leur coefficients de cohorte à celle des femmes, avec un décalage estimé à environ 25 ans.

Les projections de la demande automobile dans les trois scénarios envisagés dans ce rapport résultent ainsi d'une succession d'hypothèses qui remontent jusqu'à la formulation du modèle²³. En particulier, l'approche strictement individuelle adoptée dans cette recherche peut s'avérer une limite méthodologique dans la mesure où elle élude l'effet des interactions à l'intérieur du ménage pour déterminer le comportement automobile de chaque adulte. La prise en compte de ces interactions est laissée pour une future recherche, qui pourra s'appuyer sur une littérature récente combinant les niveaux ménage et individuel (Bhat et Pendyala, 2005, Timmermans et Zhang, 2009, Picard et al., 2012, de Palma et al., 2014). Toutefois, il paraît vraisemblable que le poids de ces interactions a tendu à s'affaiblir à mesure que l'automobile devenait un bien de plus en plus personnel, une tendance qui pourrait se maintenir dans le futur.

²³ Dans laquelle l'hypothèse d'exogénéité de certaines variables explicatives utilisées, comme celles de la localisation, peut paraître questionnable.

Ces projections doivent seulement être lues comme des illustrations du modèle utilisé en prospective. En effet, les scénarios ont été calibrés de manière arbitraire et avec une relative symétrie, sans qu'il puisse être possible de désigner celui qui semble le plus crédible jusqu'en 2060. Il est même probable qu'aucun ne sache caractériser l'avenir sur le très long terme. En effet, les trois scénarios ont été paramétrés selon des évolutions annuelles fixes, alors que le revenu, le prix des carburants, la répartition de la population sur le territoire... connaîtront vraisemblablement plusieurs dynamiques au cours du prochain demi-siècle. Ensuite, même si l'on peut s'appuyer avec une certaine confiance sur les projections démographiques de l'INSEE jusqu'en 2060, il paraît bien difficile de prévoir à cet horizon les rythmes auxquels vont croître ou diminuer le revenu par unité de consommation dans les ménages et le prix du carburant, qui est une composante du coût de l'utilisation de l'automobile. Par exemple, les prévisions nationales de croissance économique, dont dépend le revenu des ménages en particulier, sont si délicates à mesurer qu'elles ne sont généralement pas publiées au delà de deux ans et sont même fréquemment révisées en cours d'année. Quant au prix des carburants en France, outre la fiscalité décidée au niveau national, il résulte également de facteurs extérieurs, interdépendants et parfois instables, tels que les conditions d'extraction du pétrole et son volume de production, le contexte géopolitique mondial, la croissance économique des nations, les politiques monétaires impactant les taux de change, les anticipations des marchés... Il paraît donc très périlleux à prévoir de manière crédible sur une très longue période, et même à court terme. Par exemple, le prix du carburant au milieu de l'année 2015 n'avait jamais été aussi bas depuis 5 ans et a même retrouvé son niveau de 2005. Sans invalider l'hypothèse largement admise d'un prix du carburant durablement orienté à la hausse sur le long terme, cette contre-dynamique illustre la difficulté à bien anticiper le niveau à l'horizon de quelques années seulement. Enfin, la vitesse de la transition énergétique de l'automobile, d'une technologie thermique utilisant l'énergie fossile vers une technologie plus économe et plus respectueuse de l'environnement, s'avère également une source d'incertitudes. Les taux de pénétration des nouvelles motorisations utilisant des énergies alternatives à l'essence et au gazole dans le futur parc automobile des ménages restent méconnus pour la France. Ses effets futurs sur les comportements individuels d'équipement et d'usage de la voiture ne peuvent donc pas encore être mesurés avec précision, rendant le résultat des projections de la demande automobile encore plus hypothétiques. Une bonne pratique pour mitiger le poids des incertitudes qui augmente avec la longueur des projections est d'en limiter l'horizon. Dans cette mesure, l'année 2030 paraît actuellement un bon compromis entre le court et le long terme, dans la mesure où (1) le parc automobile français met environ une quinzaine d'années pour se renouve-

ler, et (2) l'offre automobile des constructeurs va continuer d'être majoritairement alimentée par la technologie thermique au cours des prochaines années.

8 Complément d'analyse : les réactions des ménages suite à de fortes variations de revenu

Dans le panel Parc-Auto, le revenu du ménage est codé en 12 classes, dans une nomenclature en monnaie courante qui n'a évolué depuis 1997 que lors de la conversion en Euros des limites de tranches. Nous qualifierons donc de « forte variation de revenu » une évolution d'au-moins 2 tranches entre deux années successives. Précisons que les « revenus moyens » ont été calculés à partir des milieux de tranche et sont donc assez imprécis.

Pour une vision dynamique assez large tout en gardant des échantillons substantiels, nous avons retenu les ménages ayant répondu quatre ans (resp. trois ans pour la modélisation) de suite, avec des réponses valides aux questions sur le revenu et sur la motorisation. Nous considérons donc des périodes glissantes allant de 1997-2000 à 2010-2013 (resp. 1997-99 à 2011-13), époque du tournant vers le plafonnement de la circulation.

Commençons par une analyse descriptive en distinguant les évolutions transitoires (i.e. croissance du revenu après une forte baisse ou repli après une forte hausse) et les évolutions confirmées l'année $t + 2$. Ensuite, quelques modèles permettront de formaliser les relations observées, en focalisant l'attention sur une modification éventuelle des comportements vers le milieu des années 2000 en distinguant court et long terme, sur les effets de seuil et sur la symétrie des évolutions à la hausse et à la baisse. N'ayant pu pousser l'analyse au niveau individuel des adultes comme dans le reste du rapport, notamment en raison de la disponibilité du revenu seulement au niveau ménage, nous n'avons considéré que des moyennes par adulte au niveau du ménage :

- revenu par adulte (plutôt que par u.c. par souci d'homogénéité) ;
- motorisation (nombre moyen par adulte de véhicules à disposition du ménage) ;
- et usage (kilométrage moyen par adulte).

En outre afin de rendre compte de l'évolution des prix, nous avons individualisé le coût kilométrique du carburant en divisant la dépense du ménage par son kilométrage, la dépense étant estimée séparément pour le gazole et pour l'essence en multipliant le prix au litre par la consommation spécifique (L/100 km).

8.1 Analyse descriptive

Le sous-échantillon considéré comporte 9635 portions de trajectoire sur 4 ans, avec :

- un total de 573 fortes baisses de revenu, dont 368 transitoires et 205 confirmées, qui correspondent à une baisse sensible du nombre d'adultes (-6% pour les confirmées et -4% pour les transitoires) ;

– et 674 fortes hausses de revenu, dont 387 transitoires et 287 confirmées ; seules les confirmées coïncidant avec une augmentation du nombre d’adultes (+2%). Les fortes baisses de revenu correspondent à une division par deux, qui est rattrapée pour l’essentiel l’année suivante dans le cas transitoire, et pour moitié l’année $t + 3$ après deux années déprimées dans le cas « confirmé » (tableau 9). Les fortes hausses de revenu correspondent à un doublement dans le cas transitoire, la moitié de l’augmentation étant perdu l’année $t + 2$, et seulement à une augmentation de moitié dans le cas confirmé. Remarquons sans surprise que le revenu initial moyen par adulte est à peu près deux fois plus élevé chez les ménages qui connaissent une forte baisse de revenu que chez ceux qui ont connu une forte hausse. Le nombre moyen de voitures par adulte ne baisse qu’en $t + 3$ (−4%) dans le cas d’un appauvrissement confirmé, alors que celle du kilométrage moyen par adulte se manifeste dès $t + 1$ et $t + 2$. Dans le cas transitoire, un léger effet sur la motorisation est immédiat, mais on ne constate pas de répercussions sur l’usage. Dans les cas d’enrichissement rapide, l’effet sur la motorisation est notable et immédiat (+6%).

TABLEAU 9 – Évolution des comportements automobiles lors de fortes variations de revenu

	t	$t + 1$	$t + 2$	$t + 3$
<i>Évolution du revenu par adulte (euros)</i>				
Tous ménages	16100	16400	16800	17200
Forte Baisse confirmée	22800	10900	10100	12400
Forte Baisse transitoire	21600	11700	18600	16800
Forte Hausse transitoire	12200	24200	13000	15600
Forte Hausse confirmée	10800	17000	18400	17700
<i>Évolution du nombre moyen par adulte de véhicules à disposition du ménage</i>				
Tous ménages	0,615	0,622	0,629	0,636
Forte Baisse confirmée	0,592	0,608	0,615	0,592
Forte Baisse transitoire	0,589	0,579	0,602	0,592
Forte Hausse transitoire	0,539	0,566	0,567	0,599
Forte Hausse confirmée	0,575	0,616	0,616	0,613
<i>Évolution du kilométrage moyen par adulte</i>				
Tous ménages	6200	6100	6000	5900
Forte Baisse confirmée	7400	6700	5700	6800
Forte Baisse transitoire	5200	6000	5800	5600
Forte Hausse transitoire	5000	4500	5300	4900
Forte Hausse confirmée	7200	6700	7200	6900

Source : vagues du panel Parc-Auto appariées de 1997–2000 à 2010–2013.

8.2 Un tournant dans les années 2000 ?

Notre objectif étant l'analyse de la transition vers le plafonnement de la circulation, nous avons recherché s'il y avait des différences significatives de comportement avant et après le milieu des années 2000. N'ayant pu mettre en évidence d'effets significatifs retardés de plus d'une période, nous avons considéré tous les ménages qui ont répondu trois années de suite. Deux formes de modèles ont été testées :

- en différences premières ;
- et en logarithme pour une mesure plus usuelle des élasticités, où nous avons ajouté 1 au nombre de voitures (codage actuel de Parc-Auto) et au kilométrage pour éviter les zéros.

Comme nous travaillons sur de gros échantillons (plusieurs milliers de ménages), les R^2 sont très faibles pour les modèles en différence première, mais l'estimation des coefficients est généralement très précise. Néanmoins, le contraste entre les deux sous-périodes est souvent faible.

TABLEAU 10 – Motorisation (nombre moyen de voitures par adulte)

	1999-2013		1999-2005		2006-2013	
	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud
<i>En différence première</i>						
Revenu(t)*	6,70	30,95	6,80	21,29	6,60	22,57
Revenu($t - 1$)*	1,87	8,69	0,94	2,79	2,33	8,28
R^2	0,0235		0,0272		0,022	
<i>En logarithme</i>						
Constante	-0,41593	-31,1	-0,44809	-22,12	-0,395	-21,85
VP/Adulte($t - 1$)	0,87407	383,82	0,87003	250,23	0,877	289,98
Revenu(t)	0,04740	33,22	0,05102	23,40	0,045	23,54
R^2	0,8193		0,8199		0,815	

* : ces coefficients ont été multipliés par 10^6 .

Pour la motorisation (tableau 10), comme la constante n'était pas significative en différence première, nous avons estimé le modèle sans constante. Il n'y a pas de différence significative entre les sous-périodes pour l'effet du revenu à la période t . Par contre son effet retardé s'est sensiblement renforcé : il n'est plus que 3 fois plus faible que l'effet en période t après 2005, alors que le rapport était de 1 à 7 à la période antérieure. L'élasticité-revenu de court terme est faible (+0,05) ; mais l'élasticité de long terme est plus substantielle (+0,38).

Pour les kilométrages (tableau 11), le contraste entre les élasticités-revenu de court terme (+0,3) et de long terme (+0,4) est moindre. En différence première, l'effet

TABLEAU 11 – Usage (kilométrage annuel moyen par adulte)

	1999-2013		1999-2005		2006-2013	
	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud
<i>En différence première</i>						
Constante	-210,939	-7,05	-189,873	-4,33	-226,4	-5,55
Revenu(t)	0,09982	14,75	0,11511	10,83	0,090	10,21
Revenu($t - 1$)	0,02050	3,05	0,00847	0,75	0,026	3,09
Coût carb./km	-8571,23	-5,32	-11383	-4,96	-6220	-2,77
R^2	0,0065		0,0094		0,005	
<i>En logarithme</i>						
Constante	3,07315	39,11	3,56982	32,97	2,439	21,4
Km/Adulte($t - 1$)	0,22294	74,57	0,19051	45,64	0,248	58,97
Revenu(t)	0,294	40,89	0,316	30,84	0,290	28,81
Coût carb./km	-0,36806	-30,94	-0,22446	-15,11	-0,539	-24,66
R^2	0,1882		0,1757		0,202	

direct du revenu diminue un peu après 2005 et l'effet différé est alors 3 fois plus faible que l'effet direct (il n'est pas significatif avant 2005). Par ailleurs, les constantes négatives et significatives dans les modèles en différence première traduisent une dérive à la baisse des kilométrages que l'on n'observe pas pour la motorisation ; cette dérive découle des autres facteurs, notamment démographiques, examinés dans ce rapport. Quant aux effets-prix, la sensibilité au coût kilométrique du carburant s'est nettement renforcée : l'élasticité à court terme passant de $-0,2$ à $-0,5$.

8.3 Modélisation des comportements lors de fortes variations du revenu

Estimons maintenant les modèles que nous venons de présenter dans la section 8.2 sur les comportements décrits dans la section 8.1 ((tableau 12)). Seul le modèle de kilométrage en différence première donne un grand nombre de coefficients non significatifs, qui n'ont donc pas été reportés ici.

Pour la motorisation, le modèle en différence première met en évidence une légère « force de rappel » en cas d'évolutions confirmées à la hausse ou à la baisse.

La sensibilité au revenu est proportionnellement plus élevée en cas de fortes variations, surtout si elles sont confirmées, et se manifestent un peu moins lentement que lors de variations plus modérées. En cas de forte hausse de revenu, la réaction est moins nette quand il s'agit d'un phénomène transitoire. Quant aux élasticités-prix, elles sont plus fortes quand les évolutions de revenu sont confirmées, à la hausse ou à la baisse.

TABLEAU 12 – Comportements automobiles lors de fortes variations de revenu du ménage

Nombre moyen de voitures par adulte	Tous ménages		Forte Baisse confirmée		Forte Baisse transitoire		Forte Hausse transitoire		Forte Hausse confirmée	
	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud
<i>En différence première</i>										
Revenu(t)*	6,70	30,95	15,33	5,59	3,77	4,05	12,2	9,28	16,19	13,13
Revenu($t-1$)*	1,87	8,69	-1,53	-2,4	2,28	2,72	8,22	6,9	-3,05	-4,35
R^2	0,0235		0,0323		0,0088		0,0535		0,0973	
<i>En logarithme</i>										
Constante	-0,4159	-31,1	-0,80388	-8,28	-0,68751	-10,5	-0,56923	-8,26	-0,91533	-11,08
VP/Adulte($t-1$)	0,87407	383,82	0,80184	45,01	0,81816	76,05	0,79078	63,5	0,78406	65,15
Revenu(t)	0,0474	33,22	0,09538	8,82	0,07673	10,99	0,0668	8,85	0,09987	11,49
R^2	0,8193		0,8199		0,7664		0,7446		0,7558	
Elasticité-revenu de long terme	+0,376		+0,481		+0,422		+0,319		+0,462	
<i>Kilométrage</i>										
moyen par adulte	Tous ménages		Forte Baisse confirmée		Forte Baisse transitoire		Forte Hausse transitoire		Forte Hausse confirmée	
	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud	Coeft	T-Stud
<i>En logarithme</i>										
Constante	3,07315	39,11	2,9989	5,51	3,47304	9,90	3,69406	10,05	2,21792	5,59
Km/Adulte($t-1$)	0,22294	74,57	0,18834	8,87	0,14925	14,56	0,26327	17,48	0,16105	12,87
Revenu(t)	0,29378	40,89	0,28668	5,8	0,30266	9,26	0,19248	5,56	0,37029	9,88
Coût carb./km	-0,36806	-30,94	-0,54647	-5,49	-0,42008	-8,13	-0,35582	-5,99	-0,62551	-11,46
R^2	0,1882		0,1458		0,1418		0,1806		0,1775	
Elasticités de long terme :										
- revenu	+0,378		+0,353		+0,356		+0,261		+0,441	
- prix	-0,474		-0,673		-0,494		-0,483		-0,745	

* : ces coefficients ont été multipliés par 10^6 .

En conclusion, le tournant vers le plafonnement de la circulation ne montre pas de rupture dans les comportements. L'évolution la plus sensible est le renforcement de la sensibilité des kilométrages au coût du carburant, probablement liée à une plus grande volatilité des prix ([Gardes et Beauvais, 2011](#)). On note aussi un renforcement de l'effet retardé du revenu sur la motorisation. Outre l'effet-revenu, on a testé l'influence de l'évolution du statut du chef de ménage (actif occupé vs. chômeur ou retraité), mais l'effet sur les kilométrages, même s'il va dans le sens attendu, ne s'est pas avéré significatif.

En cas de forte variation du revenu du ménage, on ne note pas d'asymétrie marquée entre les évolutions à la hausse et à la baisse. Par contre, les répercussions sur la motorisation semblent plus vives et un peu moins lentes en cas de fortes variations du revenu ; mais c'est surtout la sensibilité au coût du carburant qui semble plus marquée, surtout quand cette forte évolution du revenu est confirmée l'année suivante.

Annexes

Annexe 1 – Synthèse d'article

Le projet ANDEMO a permis la révision puis la publication d'un article sur les déterminants de l'usage automobile :

Collet, R., de Lapparent, M., Hivert, L. (2015). « Are French Households Car-Use Addicts? A microeconomic perspective », *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 54, pp.86–94. (<http://dx.doi.org/10.1016/j.socec.2014.12.002>)

Contexte et cadre d'analyse

L'article propose une analyse micro-économique de l'« automobilité » des ménages en France, c'est-à-dire du kilométrage annuel parcouru avec leurs automobiles. L'analyse est conduite sur un échantillon de 3010 ménages participant au trois vagues successives de l'enquête Parc-Auto entre 1999 et 2001. Cette période se caractérise par un fort renchérissement des carburants en 2000, qui a conduit les ménages à ajuster leur usage de la voiture de manière substantielle, rendant l'élasticité au coût d'utilisation en carburant plus précisément mesurable. De plus, la disposition en panel des données permet l'estimation de spécifications dynamiques et de dériver des effets de court et de long terme, bien que la période d'observation soit relativement courte.

Pour caractériser la dépendance des ménages à l'usage automobile, les modèles d'addiction myope et rationnel (Becker et al., 1994) sont appliqués. Alors que le modèle d'addiction myope conduit à une fonction de consommation autorégressive AR(1) standard, le modèle d'addiction rationnel introduit la consommation future comme covariant parmi les variables explicatives. Cette différence résulte du comportement intertemporel des agents : ils sont « prévoyants » dans le cas rationnel, c'est-à-dire qu'ils tiennent compte du fait que leur consommation courante aura un impact sur leur niveau d'utilité futur ; alors qu'ils n'ont aucun égard pour l'avenir et consomment « au jour-le-jour » dans le cas myope. En appliquant ces modèles, généralement utilisés dans la littérature pour décrire la consommation de cigarettes ou d'alcool, l'hypothèse d'addiction à l'usage de l'automobile peut être évaluée du point de vue micro-économique. L'article apporte la première application du modèle

d'addiction rationnelle pour décrire le comportement d'usage de la voiture, alors que la « dépendance automobile » est un sujet majeur en économie des transports depuis les années 1980, et que la plupart des équations de kilométrage automobile estimés dans la littérature ne s'appuient pas sur un modèle micro-économique théorique.

Les modèles d'addiction appliqués à l'usage automobile

Considérons les indices i , v , et t pour désigner respectivement le ménage, l'automobile et la période. Les variables suivantes sont utilisées pour poser le modèle.

Notons :

- KM : le kilométrage annuel ;
- FE : l'efficacité énergétique en kilomètres par litre de carburant ;
- DP : le prix du litre de gazole en Euros constants 2000 ;
- PP : le prix du supercarburant en Euros constants 2000 ;
- FOC : le coût d'usage pour 100 km, défini par $FOC_{ivt} = 100 \times (FP_{ivt}/FE_{ivt})$, où FP désigne le prix du type de carburant approprié (DP ou PP) ;
- AD : l'âge de l'automobile si c'est un diesel ;
- AP : l'âge de l'automobile si c'est une essence.

Au niveau désagrégé, le kilométrage annuel de l'automobile v possédée par le ménage i à la date t est modélisé par :

$$KM_{ivt} = \sum_s \beta_{0s} \mathbf{1}(R_{it} = s) + \beta_1 FOC_{ivt} + \beta_2 AD_{ivt} + \beta_3 AP_{ivt} + \varepsilon_{ivt}.$$

Le terme d'erreur ε_{ivt} est supposé tiré dans une loi normale d'espérance nulle. La constante du modèle β_0 est ici différenciée selon le lieu de résidence du ménage : Paris ($R_{it} = 1$), petite couronne francilienne ($R_{it} = 2$), grande couronne francilienne ($R_{it} = 3$), ou Province ($R_{it} = 4$). L'automobilité du ménage i à la période t est obtenu par l'addition des kilométrages annuels des automobiles qu'il détient à cette date. Le modèle suivant émerge :

$$KM_{it} = \sum_v KM_{ivt} = \sum_s \beta_{0s} \mathbf{1}(R_{it} = s) NC_{it} + \beta_1 \sum_v FOC_{ivt} + \beta_2 \sum_v AD_{ivt} + \beta_3 \sum_v AP_{ivt} + \sum_v \varepsilon_{ivt},$$

où NC correspond au nombre d'automobiles. La spécification du modèle est ensuite élargie par l'introduction de variables supplémentaire pour un meilleur contrôle de l'hétérogénéité des ménages : le revenu annuel du ménage en Euros constants 2000, trois variables indicatrices renseignant la classe d'âge du chef de ménage (18–39 ans, 40–65 ans, plus de 65 ans), le nombre d'adultes à l'exception du chef de mé-

nage, le nombre d'actifs, le nombre de femmes, le nombre de titulaires du permis de conduire, et le nombre d'enfants dans le ménage. Enfin, selon le type de modèle d'addiction mis en équation –myope ou rationnel–, la spécification inclut également l'usage automobile passé et futur du ménage parmi les variables explicatives (KM_{it-1} , KM_{it+1}).

Les modèles d'addiction ont été estimés à partir des ménages déclarant posséder au moins une automobile en 2000. Néanmoins, exclure les ménages non-motorisés peut induire un biais de sélection. Ce problème a été traité en appliquant une procédure d'estimation en deux étapes (Heckman, 1979). Dans un premier temps, la détention automobile des ménages est expliquée par un modèle probit dichotomique, dont les résultats d'estimation ont été utilisés pour calculer l'inverse du ratio de Mills. Cette variable a ensuite été incluse comme covariant dans les équations d'automobilité, estimées sur le sous-échantillon des ménages motorisés. Cette méthode de correction du biais de sélection induit de l'hétéroscédasticité. Par ailleurs, l'automobilité passée (KM_{it-1}) et l'automobilité future (KM_{it+1}) sont des covariants endogènes. Ces deux difficultés ont été traitées en appliquant la méthode des moments généralisés (Hansen, 1982) pour estimer les équations d'automobilité des ménages.

Déterminants de la mobilité automobile des ménages motorisés (description « toutes choses égales par ailleurs » des résultats)

- L'hypothèse d'addiction ne peut être rejetée pour caractériser l'usage automobile des ménages. Toutefois, le modèle d'addiction rationnel paraît plus pertinent pour décrire le type de dépendance à l'usage de la voiture capturé par les données. En effet, alors que le modèle myope confirme l'effet significatif de l'automobilité passée des ménages sur leur usage automobile courant, le modèle rationnel rejette l'hypothèse de myopie, le paramètre pondérant l'automobilité future étant significatif. Les ménages seraient donc « prévoyants » dans la détermination de leur usage de la voiture. De plus, le modèle d'addiction rationnel rend compte d'un taux de substitution intertemporel²⁴ de 17%, qui paraît une valeur plausible d'après la littérature.
- L'automobilité des ménages motorisés diminue lorsque le coût d'usage en carburant augmente, avec à court terme une élasticité évaluée à $-0,22$, et à long terme une élasticité évaluée à $-0,31$ dans le modèle d'addiction myope, $-0,37$ dans le modèle d'addiction rationnelle. Elle croît lorsque le revenu des ménages augmente, avec une élasticité de $+0,10$ à court terme et $+0,16$ à long terme dans les deux modèles d'addiction.
- L'automobilité des ménages diminue avec l'âge du chef après 40 ans, et particu-

²⁴ Ou « taux de préférence pour le présent », utilisé pour l'actualisation des niveaux d'utilité futurs.

lièrement après 65 ans lorsque la retraite induit la disparition des déplacements domicile-travail et les aptitudes à la conduite peuvent commencer à diminuer.

- Les résultats ne montrent pas de différence d'usage automobile lorsque sont comparés les ménages parisiens et ceux résidant en petite couronne francilienne d'une part, les ménages franciliens de grande couronne et ceux vivant en Province d'autre part. Toutefois, les ménages parisiens ou de petite couronne font un usage de l'automobile statistiquement moindre que les ménages de grande couronne ou provinciaux. Cette différence résulte d'une diminution de la densité de population et d'une amélioration globale des conditions de circulation à mesure que l'on s'éloigne de Paris en direction des zones périphériques, mais surtout d'une meilleure couverture en transports publics dans l'agglomération parisienne où les réseaux de bus et de rail urbains constituent une alternative crédible à l'automobile.
- Le nombre de permis détenus dans le ménage a un effet positif et significatif sur son automobilité, comme attendu, mais l'impact du nombre d'adultes n'est pas significatif. Ainsi, un adulte additionnel dans le ménage induit une augmentation significative d'automobilité seulement s'il est titulaire du permis de conduire.
- Enfin, une femme au lieu d'un homme dans le ménage induit une diminution significative d'automobilité. Le nombre d'enfants n'émerge pas comme étant un facteur significativement déterminant de l'usage automobile des ménages.

Annexe 2 – Un découplage entre croissance des trafics et croissance des revenus ?

Éléments d'analyse sur les données départementales de France métropolitaine entre 1973 et 2009

Au fil du temps, le revenu des individus a augmenté et avec lui, leur trafic automobile. Dans le rapport, le traitement des données désagrégées de l'enquête Parc-Auto démontre ce lien, mesuré par une élasticité-revenu de l'usage automobile évaluée à +0,34 (page 27). Cette élasticité étant comprise entre zéro et un, l'usage automobile progresse donc moins vite que le revenu, traduisant un découplage progressif entre trafic et revenu à mesure que ce dernier augmente. Ce découplage entre croissance

des trafics et croissance des revenus peut s'accroître si la sensibilité-revenu du trafic diminue avec le temps et la progression du revenu. Cette annexe s'appuie sur des séries départementales longues (1973–2009) pour caractériser l'évolution du lien entre trafic automobile et revenu, et déceler une diminution de l'élasticité-revenu au début des années 2000 pour fournir une explication au ralentissement de la progression des trafics automobile après cette date.

Des données de trafic départemental dérivées des livraisons de carburant...

Le calcul des séries départementales de trafic entre 1973 et 2009 découle de trois sources statistiques :

- le Comité Professionnel des Pétroles (CPDP) publie les volumes d'essence et de gazole livrés dans chaque département. Notons V_{it}^g le volume livré de gazole dans le département i en l'année t et V_{it}^e celui d'essence ;
- les consommations unitaires moyennes des véhicules légers sont extraites des séries longues diffusées par le Comité des Comptes des Transports de la Nation (CCTN). Soit C_t^d et C_t^e , les consommations moyennes en litres de carburant pour 100 kilomètres des véhicules légers Diesel et à essence respectivement ;
- les parts du volume de gazole et d'essence consommé par les véhicules légers (CPDP) sont respectivement notées P_t^g et P_t^e .

La déclinaison départementale des consommations unitaires et des parts du carburant utilisé par les véhicules légers n'étant pas disponible, on utilise leurs valeurs moyennes nationale pour évaluer le trafic automobile annuel et départemental :

$$T_{it} = 100 \left(\frac{V_{it}^g \cdot P_t^g}{C_t^d} + \frac{V_{it}^e \cdot P_t^e}{C_t^e} \right).$$

... et appariées avec d'autres sources statistiques officielles

Les séries de trafic sont complétées par des données démographiques de l'INSEE, avec une ventilation de la population départementale par genre et par âge des individus. Cinq tranches d'âge sont considérées : moins de 20 ans, entre 20 et 39 ans, entre 40 et 59 ans, entre 60 et 74 ans, 75 ans et plus.

Le prix du carburant moyenne le coût du litre de gazole et celui du litre d'essence, avec une pondération correspondant aux volumes respectifs consommés par les véhicules légers. Avant février 1985, les prix des différents carburants étaient fixés par arrêté. Ces prix administrés ont notamment fait l'objet d'un suivi dans les annuaires du CPDP. Les séries nationales moyennes des prix depuis février 1985 et la libéralisation du marché de la distribution des carburants sont rendues disponibles par le

Ministère en charge de l'énergie²⁵.

Les séries du revenu agrégé des ménages pour chaque département sont fournies par l'INSEE, ainsi que celle de l'indice des prix à la consommation au niveau national.

Un modèle linéaire simple estimé en panel

La variable expliquée Y_{it} est le trafic automobile départemental annuel des véhicules légers (T_{it}) rapporté à la population d'adultes de plus de 20 ans du même département i la même année t , puis passé en logarithme. Les variables explicatives X_{it} sont :

- le log du revenu annuel moyen par tête dans le département i en l'année t , évalué en monnaie constante après sa déflation par l'indice des prix à la consommation. Cette variable est croisée avec des indicatrices de sous périodes décennales pour tester l'éventuelle hétérogénéité de l'effet du revenu dans le temps ;
- le log du prix du carburant également évalué en monnaie constante pour tenir compte de l'inflation ;
- les taux de la répartition des populations masculines et des féminines dans les tranches d'âge pour capturer l'effet de la structure démographique des départements. Toutefois, nous concentrerons le commentaire suivant sur la mesure des effets du prix des carburants et du revenu moyen par tête.

La spécification du modèle est linéaire, avec l'ajout d'un terme d'hétérogénéité départementale α_i , invariant dans le temps :

$$Y_{it} = X_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it},$$

où ε_{it} est le terme résiduel, supposée indépendamment et identiquement distribué selon une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_ε^2 .

Résultats d'estimation

Le tableau 13 reporte les résultats d'estimation du modèle selon trois méthodes d'ajustement habituelles dans le cadre du modèle linéaire en panel :

- le modèle à effet fixes utilisant l'estimateur *within* (colonne 1) ;
- le modèle à effets aléatoires estimé par les moindres carrés généralisés (colonne 2) ;
- le modèle à effets aléatoires estimé par maximum de vraisemblance (colonne 3).

Dans les modèles à effets aléatoires, le terme départemental d'hétérogénéité α_i est supposé suivre une loi normale d'espérance nulle et de variance σ_α^2 . Dans les estimations, ce terme explique 75 à 90% de la variance des facteurs inobservés d'après

²⁵ On pourra également trouver des séries longues (1969–2008) des prix courants des carburants dans l'annexe du rapport PREDIT de Gardes et Beauvais (2011), traitant de la réaction de la demande à la volatilité.

le ratio $\frac{\sigma_\alpha^2}{\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2}$.

TABLEAU 13 – Estimations sur les données du panel départemental 1973–2009

Modèle	Effets fixes	Effets aléatoires	Effets aléatoires
Estimateur	Within (1)	MCG (2)	EMV (3)
<i>Paramètres</i>			
β_{PCarb}	-0,194 (11, 15)	-0,198 (11, 14)	-0,195 (11, 26)
β_{Rev90}	+0,357 (11, 32)	+0,354 (11, 85)	+0,356 (11, 70)
$\Delta\beta_{Rev70}$	-0,008 (6, 31)	-0,009 (7, 30)	-0,008 (6, 76)
$\Delta\beta_{Rev80}$	-0,001 (0, 42)	-0,001 (0, 83)	-0,001 (0, 58)
$\Delta\beta_{Rev00}$	-0,004 (4, 33)	-0,004 (4, 37)	-0,004 (4, 39)
σ_α		0,149	0,241
σ_ε		0,087	0,086
$\sigma_\alpha^2/(\sigma_\alpha^2 + \sigma_\varepsilon^2)$		0,748	0,885

Note : statistiques de student entre parenthèses. Les paramètres associés à la distribution de la population dans les tranches d'âge ainsi que les constantes des modèles ne sont pas reportés.

Le paramètre β_{PCarb} dans le tableau 13 mesure l'élasticité au prix du carburant de l'usage automobile moyen par adulte âgé de 20 ans ou plus. Dans les trois méthodes, elle est estimée à quasiment $-0,20$. Cette sensibilité-prix est moindre que celle estimée dans la section 5.2 ($-0,32$) pour au moins deux raisons probables. La première est que la variable de coût n'est pas définie de manière identique : le prix du carburant est utilisé dans cette annexe alors que le coût d'usage en carburant (ou « coût kilométrique » en carburant) était considéré dans le rapport. La seconde raison est que l'élasticité au prix des carburants est ici évaluée sur l'usage automobile moyen des adultes, dont une partie de non-équipés qui, faisant un usage nul de l'automobile, est par définition insensible aux variations du prix des carburants ; alors que la sensibilité reportée dans la section 5.2 repose sur un échantillon d'adultes motorisés, donc concerné par les prix à la pompe²⁶.

L'élasticité de l'usage automobile au revenu dans les années 90, notée β_{Rev90} dans le tableau 13, est estimée de manière significative à $+0,36$. Cette valeur est comparable à l'estimation fournie dans la section 5.2 ($+0,34$, page 27). L'élasticité-revenu dans

²⁶ Une troisième raison possible est évoquée dans la note 14, au bas de la page 26. Nous y indiquons que « l'élasticité au coût d'usage en carburant peut s'écarter de l'élasticité au prix du carburant si ce dernier impacte également la consommation énergétique des véhicules. À court terme, les deux valeurs sont semblables puisque l'équipement automobile est fixe. Mais à long terme le renchérissement du carburant peut induire une amélioration de l'efficacité énergétique (lors du remplacement de véhicule par exemple), si bien que l'élasticité-coût peut être supérieure à l'élasticité-prix à cet horizon ».

les années 80 n'apparaît pas significativement différente de celle estimée pour la période des années 90, l'hypothèse que l'écart entre ces deux valeurs, noté $\Delta\beta_{Rev80}$ dans le tableau 13, soit nul ne pouvant être rejetée au seuil conventionnel à 5%. Toutefois, l'élasticité au revenu dans les années 70 est faiblement mais significativement moins élevée que dans les années 90 d'environ 0,008. Enfin, l'élasticité au revenu dans les années 2000 est également moindre que dans les années 90, l'écart mesuré par le coefficient $\Delta\beta_{Rev00}$ dans le tableau 13 étant négatif et significativement différent de zéro au seuil de 5%. Même si l'estimation de cet écart paraît faible ($-0,004$), la diminution de l'élasticité-revenu après le passage de l'an 2000 conforte l'hypothèse d'un découplage qui s'accroît entre la croissance du revenu et celle des trafics, ce qui constitue une explication additionnelle au ralentissement récent des indicateurs de l'usage automobile.

Références

- Battistin, E., Miniaci, R., Weber, G., 2003. What do we learn from recall consumption data? *Journal of Human Resources* 38 (2), 354–385.
- Becker, G., Grossman, M., Murphy, K., 1994. An empirical analysis of cigarette addiction. *The American economic review* 84, 396–418.
- Berri, A., Madre, J.-L., Bussière, Y., 2005. Étalement urbain, contexte économique et croissance de la circulation automobile des ménages en France : projections à l’horizon 2020 *22*, 305–326.
- Bhat, C., Pendyala, R., 2005. Modeling intra-household interactions and group decision-making. *Transportation* 32 (5), 443–448.
- BITRE, 2012. Traffic growth : Modelling a global phenomenon. Rapport 128, Bureau of Infrastructure, Transport and Regional Economics (Australia).
- Collet, R., 2012. Household car use in France : a demographic and economic analysis. *Economics Bulletin* 32 (1), 475–485.
- Collet, R., de Lapparent, M., Hivert, L., 2015. Are French households car-use addicts? A microeconomic perspective. *Journal of Behavioral and Experimental Economics* 54, 86–94.
- Collet, R., Madre, J.-L., Hivert, L., 2012. Diffusion de l’automobile en France : vers quels plafonds pour la motorisation et l’usage? *Économie et Statistique* 457, 123–139.
- de Palma, A., Picard, N., Inoa, I., 2014. Discrete choice decision-making with multiple decision-makers within the household. In : *Handbook of Choice Modelling*, Ch. 16, pp. 363–382. S. Hess and A. Daly Eds, Edward Elgar Publishing Ltd.
- Gardes, F., Beauvais, J.-M., 2011. Élasticité de la demande de carburant à la volatilité des prix à la pompe. Rapport final pour le Predit, financé par l’ADEME, Beauvais Consultants et ARMA.
- Goodwin, P., Dargay, J., Hanly, M., 2004. Elasticities of road traffic and fuel consumption with respect to price and income : A review. *Transport Reviews* 24 (3), 275–292.
- Greene, D. L., Hu, P. S., 1985. The influence of the price of gasoline on vehicle use in multi-vehicle households. *Transportation Research Record* 988, 19–24.

- Greene, W. H., 2011. *Économetrie*, 7th Edition. Édition francophone de « *Econometric Analysis* », traduite sous la direction de D. Schlachter, Pearson.
- Grimal, R., Collet, R., Madre, J.-L., 2013. Is the stagnation of individual car travel a general phenomenon in France? a time-series analysis by zone of residence and standard of living. *Transport Reviews* 33 (3), 291–309.
- Hansen, L. P., 1982. Large sample properties of generalized method of moments estimators. *Econometrica* 50, 1029–1054.
- Heckman, J. J., 1979. Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47 (1), 153–61.
- Hensher, D. A., Milthorpe, F. W., Smith, N. C., 1990. The demand for vehicle use in the urban household sector : theory and empirical evidence. *Journal of Transport Economics and Policy* 24 (2), 119–137.
- Kemel, E., Collet, R., Hivert, L., 2011. Evidence for an endogenous rebound effect impacting long-run car use elasticity to fuel price. *Economics Bulletin* 31 (4), 2777–2786.
- Lundberg, S., 1985. The added worker effect. *Journal of Labor Economics* 3 (1), 11–37.
- Mannering, F., Winston, C., 1985. A dynamic empirical analysis of household vehicle ownership and utilization. *Rand Journal of Economics* 16 (2), 213–236.
- Picard, N., Belabbas, K., Chauveau, L., Chuong, L., Donni, O., Inoa, I., Stancanelli, E., de Palma, A., de Lapparent, M., de Laever, A., Bloemen, H., Proost, S., Pollak, R., Chiappori, P.-A., 2012. Trajets et mobilité des ménages : choix individuels et collectifs. Rapport Final pour le Predit, financé par l'ADEME et la DRI, 09 MT CV 13, THEMA, Université de Cergy-Pontoise.
- Pirrotte, A., Madre, J.-L., 2012. Déterminants du trafic des véhicules légers et élasticités : une approche spatiale sur données régionales françaises. *Économie et Statistique* 457 (1), 141–159.
- Roux, S., 2012. La diffusion du permis de conduire en France. *Recherche Transports Sécurité* 28 (3-4), 154–166.
- Timmermans, H. J., Zhang, J., 2009. Modeling household activity travel behavior : Examples of state of the art modeling approaches and research agenda. *Transportation Research Part B : Methodological* 43 (2), 187–190.

Yamamoto, T., 2009. A random heaping model of annual vehicle kilometres travelled considering heterogeneous approximation in reporting. International Association for Travel Behaviour Research, 12th ICTBR, Jaipur, 13–18 December.

Liste des figures

1	Motorisation des hommes dans le cycle de vie	12
2	Motorisation des femmes dans le cycle de vie	13
3	Usage automobile des hommes motorisés dans le cycle de vie	14
4	Usage automobile des femmes motorisées dans le cycle de vie	15
5	Extrapolation des coefficients de cohorte (modèle de motorisation)	34
6	Extrapolation des coefficients de cohorte (modèle d'usage)	34
7	Projections 2010–2060 du taux moyen d'adultes motorisés	39
8	Projections 2010–2060 du kilométrage annuel par adulte motorisé	40
9	Projections 2010–2060 du kilométrage annuel par adulte	41

Liste des tableaux

1	Résultats – Modèle d'équipement (1/2)	20
1	Résultats – Modèle d'équipement (2/2)	21
2	Mesure et significativité de la différence de la probabilité d'équipement des femmes par rapport à celle des hommes	22
3	Résultats – Modèle d'usage (1/2)	24
3	Résultats – Modèle d'usage (2/2)	25
4	Mesure et significativité de la différence d'usage automobile des femmes équipées par rapport aux hommes équipés	29
5	Hiéarchisation des facteurs selon la statistique de la log-vraisemblance semi-partielle (ΔLV) et du χ^2	32
6	Ajustement de la forme fonctionnelle sur les coefficients de cohorte estimés dans le modèle d'équipement	35
7	Ajustement de la forme fonctionnelle sur les coefficients de cohorte estimés dans le modèle d'usage	35
8	Paramétrage des scénarios pour la projection de la demande automobile individuelle	37
9	Évolution des comportements automobiles lors de fortes variations de revenu	46
10	Motorisation (nombre moyen de voitures par adulte)	47
11	Usage (kilométrage annuel moyen par adulte)	48
12	Comportements automobiles lors de fortes variations de revenu du ménage	49
13	Estimations sur les données du panel départemental 1973–2009	57