

Articles

Déplacements domicile-travail en Île-de-France et choix individuels du mode de transport

Matthieu De Lapparent

Volume 81, numéro 3, septembre 2005

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/013039ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/013039ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

De Lapparent, M. (2005). Déplacements domicile-travail en Île-de-France et choix individuels du mode de transport. *L'Actualité économique*, 81(3), 485–520. <https://doi.org/10.7202/013039ar>

Résumé de l'article

Nous étudions dans cet article le choix du mode de transport pour un déplacement domicile-travail au sein de la région Île-de-France dans un ensemble à deux modalités : véhicule particulier ou transports en commun. Nous modélisons la présence d'effets indirects liés aux autres dimensions de la demande de transport et l'existence d'hétérogénéité des goûts dans la population observée. Nous spécifions, identifions et estimons par la méthode du maximum de vraisemblance simulée un modèle Logit à paramètres aléatoires. Les résultats sont nombreux et réalistes : dispersion des goûts concernant les attributs de transports et les variables socio-économiques, corrélation positive entre valeur du temps et niveau de la congestion, rejet de l'axiome IIA.

DÉPLACEMENTS DOMICILE-TRAVAIL EN ÎLE-DE-FRANCE ET CHOIX INDIVIDUELS DU MODE DE TRANSPORT

Matthieu DE LAPPARENT

EUREQua

Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne

RÉSUMÉ – Nous étudions dans cet article le choix du mode de transport pour un déplacement domicile-travail au sein de la région Île-de-France dans un ensemble à deux modalités : véhicule particulier ou transports en commun. Nous modélisons la présence d'effets indirects liés aux autres dimensions de la demande de transport et l'existence d'hétérogénéité des goûts dans la population observée. Nous spécifions, identifions et estimons par la méthode du maximum de vraisemblance simulée un modèle Logit à paramètres aléatoires. Les résultats sont nombreux et réalistes : dispersion des goûts concernant les attributs de transports et les variables socio-économiques, corrélation positive entre valeur du temps et niveau de la congestion, rejet de l'axiome IIA.

ABSTRACT – We develop in this paper a dichotomous discrete choice model for the analysis of home to work trips in the French Parisian region. The two modes of transportation are private motorized vehicle and public transportation. We analyse indirect effects coming from the other choices associated with the demand for travel. We also take into account random tastes of travellers. A mixed Logit model is formulated. Identification of the parameters and estimation by maximization of the simulated likelihood function are discussed. The results of the application are realistic and intuitive: tastes for travel attributes are heterogeneous among the population, so are the effects of their socioeconomic variables, the correlation of the value of time with the level of road congestion is positive and the IIA axiom does not hold.

INTRODUCTION

L'étude du choix d'un mode de transport par un individu est importante pour plusieurs raisons : l'analyse coût-bénéfice des investissements à long terme en infrastructures de transport, par exemple les effets sur le bien-être de la population des extensions des réseaux existants ou encore l'accroissement des capacités de circulation sur certains arcs; le développement de politiques incitatives à l'usage de certains modes de transport, notamment les transports en commun mais aussi les véhicules à énergies non polluantes (au sens des gaz à effet de serre); le développement de l'intermodalité; le développement du covoiturage, les politiques de gestion de la congestion, ...

Dans une première partie, nous rappelons le modèle microéconomique du comportement du travailleur. Il s'agit d'une simple extension du cadre d'arbitrage entre consommation et loisir, voir par exemple Varian (1992), auquel la présence d'un marché des transports est adjointe pour capturer les besoins de mouvement dans l'espace (et le temps) de l'individu. Nous précisons le contexte d'analyse d'un déplacement particulier après avoir étudié les interactions entre le marché des transports et la consommation et le loisir à l'équilibre du consommateur.

Dans un second temps, nous présentons notre application au choix du mode de transport en Île-de-France. Nous discutons des bases de données utilisées et des hypothèses complémentaires permettant de reconstituer les caractéristiques des offres de transport. Nous présentons le cadre statistique et la spécification économétrique de notre modèle. En accord avec les travaux de Train (1998), Brownstone et Train (1999), le manque d'observabilité de certaines caractéristiques socio-économiques des individus nous conduit à spécifier la présence de paramètres aléatoires dans notre spécification économétriques. Proposé par Train et McFadden (2000), nous estimons un modèle Logit à lois mixtes pour répondre à ce problème. Les résultats sont réalistes et en accord avec l'intuition. La corrélation positive entre valeur du temps et niveau de la congestion sur les réseaux de transport est un résultat important en termes de politiques de transport, puisqu'il signifie que le voyageur est prêt à contribuer financièrement pour la résorption de l'externalité négative qu'il subit. Finalement, nous comparons le modèle à un modèle Logit simple : construit à partir d'un test global de nullité des dispersions des goûts dans la population, le test de validité de l'axiome d'indépendance à l'égard des alternatives non pertinentes est rejeté. L'introduction d'une nouvelle modalité de transport a des impacts différenciés sur les probabilités de choix des possibilités déjà existantes.

1. LE CADRE MICROÉCONOMIQUE

1.1 *L'arbitrage consommation-loisir-mobilité*

L'individu, dont les caractéristiques sont notées Z , arbitre entre trois biens désirables : consommation C , loisir l , et mobilité x . L'environnement est certain : le contenu de tous les paniers est parfaitement connu avant le choix effectif. Sa relation de préférence sur ces paniers $(C, l, x) \in I \subset \mathbb{R}_+^3$ est complète, réflexive, transitive, continue et monotone, de façon à être représentée par une fonction d'utilité $U_Z(\cdot)$ continue croissante à valeurs réelles, préservant l'ordre des préférences de l'individu, et définie à une transformation affine monotone croissante près. Nous renvoyons le lecteur au papier de Debreu (1954) pour une présentation détaillée et la démonstration de cette proposition.

Nous notons p l'indice des prix associé au bien composite C . w est le salaire par unité de temps allouée à l'activité de travail. t_w est la durée totale du travail. R est la rente exogène de l'individu, et T sa dotation initiale en temps. $c(\cdot, \delta)$ est la fonction de tarification de la mobilité, et $t(\cdot, \psi)$ est la fonction d'offre technologique (offre de durée), dont les paramètres respectifs sont notés δ et ψ . δ représente

à la fois un coût fixe (acquisition, entretien et assurance d'un véhicule) et un coût variable (essence, péage(s), améliorations apportées au(x) véhicule(s), mais aussi abonnement à un titre de transport en commun). ψ représente l'offre de durée de transport : durée des attentes, durée des déplacements proprement dits, ...

L'objectif du consommateur est de maximiser son niveau d'utilité en C, l et x , sous ses contraintes budgétaires et temporelles, celles-ci pouvant être réécrites sous la forme d'une contrainte budget-temps :

$$\begin{cases} \max_{C,l,x} U_Z(C, l, x), \\ pC + wl + c(x, \delta) + wt(x, \psi) \leq R + wT. \end{cases} \quad (1)$$

En notant λ le multiplicateur associé à la contrainte¹, le Lagrangien correspondant à ce programme de maximisation sous contrainte s'écrit :

$$\mathcal{L}(C, l, x, \lambda) = U_Z(C, l, x) + \lambda(R + wT - pC - wl - c(x, \delta) - wt(x, \psi)). \quad (2)$$

Les conditions du premier ordre sont établies en écrivant le système des dérivées partielles du Lagrangien par rapport aux variables inconnues du programme de maximisation. De façon équivalente, l'équilibre du consommateur peut être décrit par un système de taux marginaux de substitution (TMS) et la contrainte budget-temps saturée :

$$\begin{cases} \frac{\frac{\partial U_Z(C^*, l^*, x^*)}{\partial l}}{\frac{\partial U_Z(C^*, l^*, x^*)}{\partial C}} = \frac{w}{p}, \\ \frac{\frac{\partial U_Z(C^*, l^*, x^*)}{\partial x}}{\frac{\partial U_Z(C^*, l^*, x^*)}{\partial C}} = \left(\frac{1}{p} \frac{\partial c(x^*, \delta)}{\partial x} + \frac{w}{p} \frac{\partial t(x^*)}{\partial x} \right), \\ \frac{\frac{\partial U_Z(C^*, l^*, x^*)}{\partial x}}{\frac{\partial U_Z(C^*, l^*, x^*)}{\partial l}} = \left(\frac{1}{w} \frac{\partial c(x^*, \delta)}{\partial x} + \frac{\partial t(x^*)}{\partial x} \right), \\ pC^* + wl^* + c(x^*, \delta) + wt(x^*, \psi) = R + wT. \end{cases} \quad (3)$$

1. λ s'interprète comme l'effet sur le niveau d'utilité d'une variation marginale du niveau de la contrainte, voir par exemple Varian (1992). Il s'agit de l'utilité marginale de la rente exogène R , l'effet sur l'utilité que fournit une augmentation marginale de R .

La condition d'égalité du TMS entre loisir et consommation et le salaire réel est classique. Le TMS entre mobilité et consommation est égal à la somme de deux effets marginaux, l'un étant lié à une perte budgétaire marginale et l'autre à une perte marginale liée à la perte de temps de travail, le niveau du loisir restant inchangé. Le TMS entre mobilité et loisir s'interprète de façon analogue, l'unité de mesure étant dans ce cas temporelle et non monétaire. Les fonctions de demandes marshalliennes sont déduites de la résolution du système (3). Elles dépendent des paramètres exogènes du modèle :

$$C^*(p, w, R, T, \delta, \psi), l^*(p, w, R, T, \delta, \psi), x^*(p, w, R, T, \delta, \psi). \quad (4)$$

L'utilité indirecte exprime le niveau d'utilité à l'optimum de l'individu pour les conditions d'offres sur les marchés de la consommation, du loisir et de la mobilité, et pour ses dotations initiales en budget et temps :

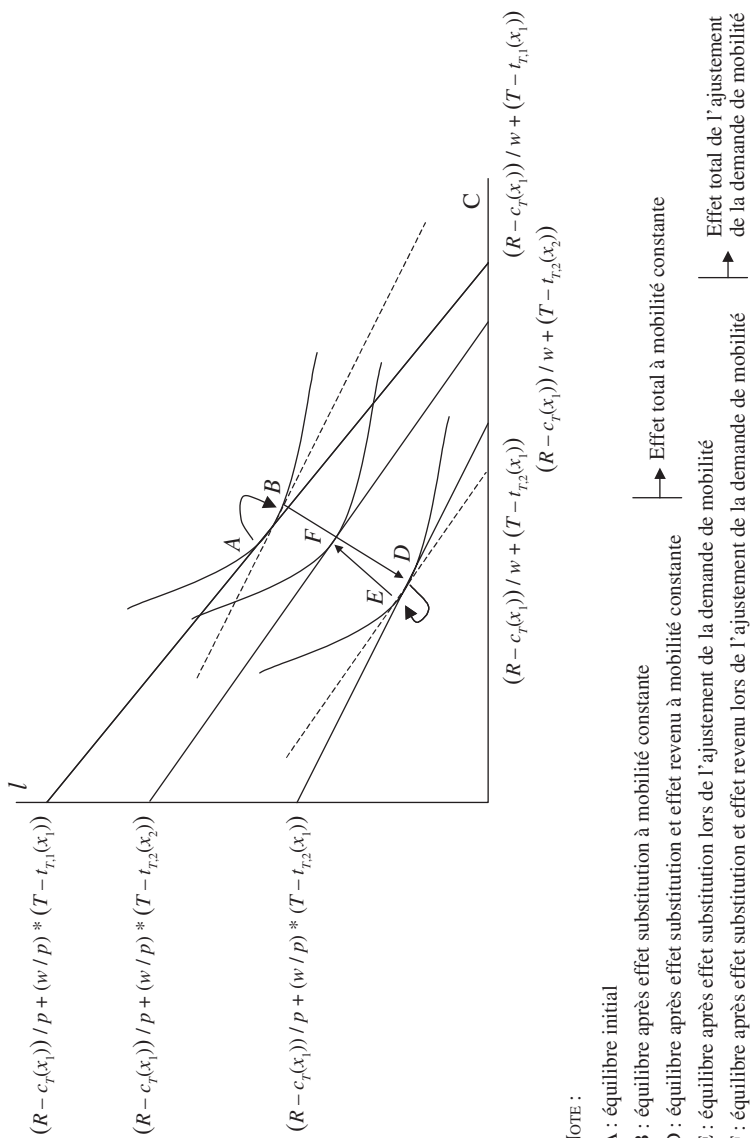
$$V_Z(p, w, R, T, \delta, \psi) \\ = U_Z(C^*(p, w, R, T, \delta, \psi), l^*(p, w, R, T, \delta, \psi), x^*(p, w, R, T, \delta, \psi)). \quad (5)$$

Nous soulignons que cette fonction est définie conditionnellement aux paramètres de l'offre de transport. Selon leurs valeurs, l'équilibre du consommateur diffère. Les effets du marché des transports sur l'équilibre (C^*, l^*, x^*) du consommateur sont à préciser. Une modification des conditions d'offre sur le marché des transports, soit un changement des paramètres de la fonction de coût $c_T(\cdot, \delta)$, soit un changement des paramètres de la fonction d'offre de temps $t_T(\cdot, \psi)$, soit les deux, engendre différents effets. Le graphique ci-après décrit les effets d'une augmentation du temps de transport (pour simplifier, nous indiquons par 1 la situation optimale initiale et par 2 la situation optimale finale).

À demande de mobilité constante, une augmentation des temps de parcours engendre un effet de substitution et un effet revenu. La diminution de la dotation totale en temps pour la consommation et le loisir diminue. La relation d'équilibre entre taux marginal de substitution loisir-consommation et le salaire réel n'est plus satisfaite : l'individu doit augmenter son loisir ou sa consommation pour rétablir l'égalité (sur le graphique, nous supposons qu'il augmente sa consommation : l'équilibre passe de A à B). L'augmentation du temps de transport affecte le pouvoir d'achat du consommateur, qui diminue sa consommation et son loisir : son niveau d'utilité totale diminue (l'équilibre passe de B à D). À ce nouvel équilibre, le gain marginal de la mobilité est moins élevé que son coût marginal. L'individu rajuste alors sa demande optimale de mobilité en favorisant à nouveau la consommation et le loisir, ce qui engendre un autre effet substitution et un autre effet revenu (l'équilibre passe de D à F en transitant par E).

GRAPHIQUE 1

EFFETS D'UNE AUGMENTATION DU TEMPS DE TRANSPORT



1.2 L'analyse d'un déplacement

L'individu cherche un équilibre entre consommation, loisir et mobilité. Il organise dans l'espace et le temps les déplacements correspondants. Cette organisation donne lieu à l'utilisation du marché des transports. Pour ses demandes optimales de consommation, loisir et mobilité, l'individu fait face à une variété de modalités pour l'organisation de ses déplacements. En accord avec les travaux de Domenich et McFadden (1975), Ben-Akiva et Lerman (1985), il doit choisir parmi différentes destinations (lorsque le problème se pose), différents modes de transport, itinéraires et horaires de déplacement. L'offre sur le marché des transports est différenciée : il existe plusieurs fonctions d'offre tarifaires et technologiques. Chaque possibilité se caractérise dans notre approche par des paires de paramètres (δ, ψ) différenciées. Nous supposons que l'ensemble de ces paires est fini et nous le notons $\mathcal{M} = \{(\delta_1, \psi_1), \dots, (\delta_M, \psi_M)\}$. Le consommateur maximise son niveau d'utilité. Il choisit dans cet ensemble la paire $(\delta_{m^*}, \psi_{m^*})$ qui satisfait cette condition. Son niveau d'utilité final est alors $V_Z(p, w, R, T, \delta_{m^*}, \psi_{m^*})$: il choisit sur le chemin d'expansion associé à \mathcal{M} le point placé sur l'isoquant le plus élevé.

Le cadre reste très général pour l'analyse de la demande de transport. Dénombrer, pour une demande de mobilité et des demandes de loisir et consommation dans l'espace et le temps, toutes les possibilités de transport conséquentes conduit à des ensembles de choix impraticables d'un point de vue opérationnel. Certaines hypothèses additionnelles facilitant l'étude des choix de transport doivent être énoncées lorsque nous souhaitons préciser les interactions entre les facteurs constitutifs de la demande de transport (localisations, modes de transports, itinéraires et horaires des déplacements) et leurs influences sur le choix final du consommateur. Les approches sont nombreuses et ont beaucoup évoluées durant les cinq dernières décennies, voir par exemple Small (1992), Ben-Akiva et Bierlaire (1999). Nous souhaitons nous intéresser à l'organisation d'un unique déplacement associé à un motif d'activité donné. Bien que moins réaliste qu'une approche fondée sur l'analyse directe de tout un calendrier d'activités, telle l'approche proposée par Ben-Akiva et de Palma (1996), Ben-Akiva et Bowman (1998), la démarche que nous utilisons a le mérite d'être plus parcimonieuse sans modifier fondamentalement les résultats théoriques du modèle général. Très répandue dans la pratique, elle permet d'identifier et modéliser plus aisément les différentes composantes de la demande de transport associées à un déplacement et repose sur la condition suivante :

Condition 1 (Additivité des préférences par motif de déplacement) *La relation de préférence de l'individu est séparable par motif de déplacement. Les relations de préférence pour chaque motif sont deux à deux indépendantes.*

Pour chaque motif, plusieurs dimensions sont à considérer pour la modélisation de la demande de transport : le choix d'une destination si le problème se pose, le choix d'un mode de transport pour la destination choisie, le choix d'un itinéraire pour la destination et le mode de transport choisis, le choix d'un horaire de

déplacement pour une destination, un mode et un itinéraire donné. Nous renvoyons le lecteur aux travaux de McFadden (1974), Ben-Akiva et Lerman (1985) pour une présentation et une critique détaillée de cette approche de l'analyse de la demande de transport par motif de déplacement.

2. APPLICATION AU CHOIX DU MODE DE TRANSPORT

L'Enquête générale de transport (EGT) constitue la source d'information la plus détaillée pour les études de mobilité au sein de la région Île-de-France. Elle permet de croiser les caractéristiques socio-économiques et familiales des *franciliens* avec leurs pratiques de transport quotidien, un jour de la semaine, et leurs pratiques en fin de semaine. L'enquête est pilotée par la division des infrastructures et des transports de la direction générale de l'équipement d'Île-de-France (DREIF), financée conjointement par l'État, le conseil régional et la ville de Paris, l'institut national de la statistique et des études économiques (INSEE), le syndicat des transports d'Île-de-France (STIF), la régie autonome des transports parisiens (RATP), la société nationale des chemins de fer (SNCF) et la société concessionnaire du réseau autoroutier de la région, Cofiroute. Cinq enquêtes ont eu lieu, en 1976, en 1983, en 1991, en 1997 et en 2002. Elles s'appuient sur un échantillon représentatif de la population *francilienne*, tant par les caractéristiques sociales que géographiques. EGT-97 a pour but de fournir une description de l'ensemble des déplacements des personnes à l'intérieur de la région d'Île-de-France. Elle permet d'établir une vision transitoire entre l'enquête de 1991 et l'enquête 2002, plus importantes. Les thèmes abordés par les questionnaires permettent de caractériser la composition socio-démographique et l'équipement en moyens de transport des ménages interrogés et d'analyser finement leurs déplacements. L'enquête porte sur un échantillon de 7 000 ménages *franciliens* tirés dans chacune des trois zones principales, Paris, petite couronne et grande couronne, préservant la représentativité par département. Pour notre application, nous ne disposons pas de l'enquête complète, mais seulement d'un échantillon de $N = 865$ observations qui a servi à l'actualisation du modèle de l'Institut d'aménagement urbain de la région Île-de-France (IAURIF) en 1998. L'avantage de l'EGT réside à la fois dans son approche au niveau de l'individu et la diversité des informations recueillies. Il s'agit d'une enquête de type « préférences révélées² », c'est-à-dire que seuls les choix effectifs de déplacements sont reportés. Seule, cette base de données ne permet pas l'analyse du processus de comparaison des différentes possibilités s'offrant à l'individu *ex ante* à son choix. Cet objectif nécessite de disposer d'informations complémentaires.

2. Nous renvoyons le lecteur aux travaux de Hensher (1994) pour une présentation exhaustive des différents types d'enquêtes de transport et les hypothèses et contraintes qu'elles imposent sur les possibilités de modélisation conséquentes.

2.1 L'ensemble de choix

Nous nous intéressons au choix d'un mode de transport. Nous devons préciser la nature de l'ensemble de choix \mathcal{M} auquel fait face le preneur de décision. Pour notre application, il est discret et composé de deux alternatives mutuellement exclusives : véhicule particulier (*VP*) ou transports en commun (*TC*). Nous tenons à préciser qu'initialement, lors de l'enquête, les alternatives proposées au sondé caractérisant le mode de transport qu'il révèle utiliser sont très détaillées. Concernant l'enquête de 1997, le codage du mode de transport offre 22 alternatives distinctes. La taille de notre échantillon, ainsi que le manque d'information statistique désagrégée par modalité de transport, ne nous permet pas d'exploiter cette diversité. Les modes de transports sont agrégés en types génériques, *VP* ou *TC*. Chacun d'entre eux est composé de sous-types distincts que nous n'explicitons pas : conducteur seul ou accompagné ou encore passager transporté en *VP*; bus, métro, train ou une combinaison de ceux-ci pour les *TC*. Nous excluons tous les individus se déplaçant à l'aide de modes non motorisés et les phénomènes d'intermodalité ne sont pas capturés dans la description des comportements de choix.

TABLEAU 1

Modes de transport utilisé	Fréquence observée, en %
Véhicule particulier (<i>VP</i>)	48,55
Transports en commun (<i>TC</i>)	51,45

Nous ne nous intéressons ici qu'à un aspect marginal de la demande totale de transport de l'individu : le choix du mode de transport pour un déplacement domicile-travail. Des hypothèses préalables sont nécessaires pour fixer les choix de l'individu sur les autres facteurs constitutifs de sa demande de transport. La prédétermination de certains choix a des incidences sur la compréhension du choix du mode de transport, puisque nous effaçons l'aspect simultané des décisions de transport. Nous raisonnons conditionnellement à certains choix : nous devons être prudents sur les effets indirects causés par la présence de variables explicatives résultant d'autres choix, eux-mêmes conditionnés par d'autres variables explicatives aussi présentes dans la description du choix du mode de transport.

2.2 Calculs des coûts et durées de transport

Les résultats du modèle d'affectation des flux de l'Institut d'Aménagement Urbain Régional d'Île-de-France (IAURIF) sont utilisés pour la construction des ensembles de choix de transport des voyageurs³. Il nous permet de reconstruire les

3. Nous renvoyons le lecteur au papier de Fontan et de Palma (2001) pour une présentation exhaustive de la base de donnée et du modèle d'affectation des flux de trafic sur les réseaux routier et ferroviaire.

réalisations des variables de temps de trajets des individus pour les alternatives auxquelles ils font face avant de choisir celle qu'ils ont reporté dans le questionnaire. Ce modèle suit la démarche classique en 4 étapes (voir IAURIF, 1997) et repose sur un découpage de l'Île-de-France en 488 zones. Les réseaux routiers et de transports en commun de référence 1994 ont été extraits des axes du Plan d'Occupation du Sol de l'IAURIF. Le premier comporte 6 800 arcs et 4 500 noeuds et le réseau ferré de référence comprend le réseau lourd (SNCF et RATP) ainsi que les principales lignes de bus, soit 2 900 arcs et 1 000 noeuds. Le module d'affectation permet d'obtenir pour le réseau routier sur chaque arc orienté la charge, le taux d'occupation, la vitesse résultante et les flux aux niveaux des noeuds. L'affectation peut se faire avec ou sans contrainte de capacité et respecte le premier principe de Wardrop, voir par exemple Vickrey (1969). Pour le réseau des transports en commun, l'affectation est effectuée au plus court chemin et sans contrainte de capacité. La calibration du système de demande est effectuée à l'aide des données EGT et diverses sources d'information statistique (enquête cordon en limite de région, entrants-sortants Grandes Lignes SNCF, trafic ADP). À l'issue de l'étape d'affectation du modèle de l'IAURIF, nous estimons pour chaque paire origine-destination le temps de trajet sur le réseau routier et sur le réseau des transports en commun.

TABLEAU 2

DISTRIBUTION DES DURÉES DES TRAJETS

Statistique	Tous modes, durée déclarée	Mode VP, durée déclarée et simulée	Mode TC, durée déclarée et simulée
Moyenne	44,18 mn	52,25 mn	53,37 mn
Écart-type	21,73 mn	32,07 mn	23,49 mn
Mode	30,00 mn	30,00 mn	60,00 mn
Médiane	45,00 mn	45,00 mn	50,00 mn
Minimum	5,00 mn	5,00 mn	12,00 mn
Maximum	130,00 mn	184,00 mn	181,00 mn
Premier quartile	30,00 mn	27,00 mn	35,00 mn
Troisième quartile	60,00 mn	73,00 mn	67,00 mn
Kurtosis	-0,2815	0,3861	1,9646
Skewness	0,5069	0,8754	0,9853

L'utilisation de données exogènes est nécessaire pour le calcul des coûts des déplacements. Pour l'utilisation d'un véhicule particulier, le coût est déterminé par la distance parcourue multipliée par un coût kilométrique de 1,84 FF (estimation du STIF en 1997) représentant le coût du carburant, du graissage et de l'entretien des véhicules et du stationnement payant non pris en charge par l'employeur. Pour le réseau des transports en commun, le coût est celui de la carte orange mensuelle rapporté à un déplacement domicile-travail lorsque l'individu dispose d'un abonnement de transport. Lorsque ce n'est pas le cas, le coût unitaire du déplacement est extrait de la grille tarifaire de l'opérateur utilisé. L'abattement tarifaire, lié à la prise en charge partielle du déplacement domicile-travail par l'employeur, est intégrée dans le calcul du prix du trajet domicile-travail.

TABLEAU 3

DISTRIBUTION DES COÛTS DES TRAJETS

Statistique	Tous modes, trajet déclaré	Mode VP, trajet déclaré et simulé	Mode TC, trajet déclaré et simulé
Moyenne	11,64 FF	23,58 FF	5,78 FF
Écart-type	12,26 FF	18,64 FF	2,23FF
Mode	4,63 FF	6,46 FF	6,63 FF
Médiane	6,63 FF	18,77 FF	5,81 FF
Minimum	1,23 FF	2,28 FF	3,30 FF
Maximum	56,52 FF	84,23 FF	15,90 FF
Premier quartile	4,21 FF	10,41 FF	3,49 FF
Troisième quartile	14,36 FF	31,50 FF	6,63 FF
Kurtosis	11,3706	5,6049	3,4671
Skewness	2,7910	1,8496	1,3480

2.3 Présentation des variables

Notre base de données ne constitue qu'un sous échantillon de l'EGT 97. Il convient de décrire plus précisément les caractéristiques statistiques de sa population, celles-ci ne garantissant plus la représentativité des travailleurs *franciliens*. Notre échantillon est construit en regroupant la base de donnée mise à jour de l'EGT et les résultats d'affectation du modèle de l'IAURIF (1997). Il considère

des individus actifs, résidant et travaillant au sein de la région Île-de-France. Nous ne considérons que les travailleurs réguliers, sans changement de statut de salarié au cours de la période de sondage, ni horaires de travail les jours de fin de semaine (samedi et dimanche). Huit cent soixante-cinq observations sont disponibles : les individus sont âgés entre 18 et 64 ans, dont près des trois quarts (73,3 %) sont âgés entre 30 et 50 ans, et 51,8 % sont des hommes. Les déplacements domicile-travail ont tous lieu entre 7 h et 10 h du matin, heures de pointe du matin, et tous les travailleurs déclarent pouvoir utiliser l'un des deux modes génériques de transport : soit un véhicule particulier soit les transports en commun.

La variable de revenu est centrale dans la description des choix de transport d'un individu car elle conditionne les choix de localisation des ménages, les choix des niveaux de capital automobile et les choix des modes de transport.

TABLEAU 4

REVENU JOURNALIER PAR ACTIF DANS LE MÉNAGE

Moyenne	396,07 FF
Écart-type	300,66 FF
Mode	277,78 FF
Médiane	277,78 FF
Minimum	41,67 FF
Maximum	1 708,33 FF
Premier quartile	194,44 FF
Troisième quartile	458,33 FF
Kurtosis	3,8710
Skewness	1,8730

Nous admettons dans notre approche que le choix de la localisation résidentielle du ménage d'un individu est prédéterminée *ex ante* au choix du mode de transport pour son déplacement domicile-travail. Cependant, cette localisation résidentielle et le lieu du travail déterminent un corridor origine-destination dans lequel le travailleur effectue son déplacement. Le choix de la localisation résidentielle, relativement au lieu de l'activité de travail, cause l'ensemble des modes de transport et pour chacun d'entre eux, l'ensemble des itinéraires envisageables pour la réalisation du déplacement. Conjointement avec le choix d'une localisation résidentielle, le ménage détermine à long terme un niveau de capital automobile,

que nous supposons donné. Ces deux choix à long terme dépendent essentiellement de facteurs socio-économiques propres au ménage, notamment le revenu, et de facteurs géographiques propres à l'accessibilité et la variété des réseaux de transport disponibles. Localisation résidentielle et niveau de capital automobile conditionnent les possibilités de déplacement du travailleur. Toute modification des déterminants de ces choix peut causer une modification des choix propres à la demande de transport, qu'il s'agisse des modes, des itinéraires ou des horaires des déplacements. Tipping (1968), McFadden et Train (1978), McFadden (1998) montrent que le revenu est un déterminant qui intervient de façon significative dans plusieurs dimensions de la demande de transport, notamment dans les choix de la localisation résidentielle, du niveau du capital automobile et des modes de transport utilisés pour les déplacements. Pour notre approche marginale, nous devons être attentifs à la présence d'effets indirects sur le choix du mode de transport causés par la simultanéité et/ou l'endogénéité des choix concernant les autres aspects de la demande de transport. Nous modélisons l'effet de la localisation et du niveau de capital automobile sur le choix du mode de transport suite à une variation du revenu du ménage, en introduisant les variables croisées des indicatrices du lieu d'origine, de destination et du nombre de véhicule par actif dans le ménage dans notre spécification économétrique.

TABLEAU 5

Résidence	Travail	Nombre de VP par actif dans le ménage	Fréquence, en %
Paris	Paris	< 1	4,62
Paris	Banlieue	< 1	4,62
Banlieue	Paris	< 1	17,80
Banlieue	Banlieue	< 1	33,18
Paris	Paris	≥ 1	2,54
Paris	Banlieue	≥ 1	1,73
Banlieue	Paris	≥ 1	10,64
Banlieue	Banlieue	≥ 1	24,86

Les problèmes de congestion routière en milieu urbain implique un désagrément plus important pour le conducteur dans l'organisation de son déplacement, car la perte de ressources en temps grandit plus que proportionnellement avec la

congestion sur trajet à effectuer. La congestion routière implique un accroissement plus que proportionnel à la longueur de la durée de trajet et cause un décalage entre dynamique horaire des activités programmée et dynamique horaire effective : le non-respect de certains horaires engendre un coût supplémentaire perçu ou effectif pour le conducteur. Relativement à la distribution horaire de la gestion, les individus ne font pas face aux mêmes conditions de transport selon leur travail et leur déplacement correspondant. Nous rappelons que nous supposons pour notre application que l'horaire du déplacement est prédéterminé. Pour notre échantillon, 51,56 % des individus commencent leur travail entre 8 h et 9 h.

TABLEAU 6

Début du travail	Fréquence, en %
7 h-8 h	20,69
8 h-9 h	51,56
9 h-10 h	27,75

Nous nous intéressons au choix du mode de transport pour un déplacement domicile-travail sans étudier les interrelations ni les simultanités avec les autres composantes de la demande de transport pour ce trajet. Notre approche est une description marginale des décisions à court terme concernant les choix de transport. Pour un mode de transport donné, le travailleur doit déterminer l'itinéraire et l'horaire de son déplacement. Le problème du choix de l'itinéraire est réglé en appliquant la règle heuristique du plus court chemin sur le réseau des transports en commun et le principe d'équilibre de Wardrop sur le réseau routier. L'horaire de déplacement dépend de l'horaire cible du début de l'activité sur le lieu du travail, voir Vickrey (1969). En milieu urbain, la congestion émerge sur le réseau routier durant certaines tranches horaires, avec pour conséquence un rallongement des temps des trajets des voyageurs, voir par exemple Small (1982), de Palma et Marshall (1998), de Palma, Khattak et Gupta (1997). Cette externalité négative peut induire une modification du choix du mode de transport en faveur des transports en commun. Il s'agit d'un effet indirect que nous devons considérer pour notre modélisation du choix entre un véhicule particulier ou les transports en commun pour un déplacement domicile-travail. Nous capturons l'effet de l'horaire de déplacement sur la durée du trajet et ses conséquences sur le choix du mode de transport en introduisant les variables croisées du temps de trajet avec les variables indicatrices de l'horaire de début de travail.

2.4 Spécification économétrique

2.4.1 Le cadre statistique

La population \mathcal{P} étudiée est celle des travailleurs nécessitant un déplacement pour se rendre sur leur lieu de travail. Le caractère statistique associé est le choix du mode de transport. L'univers des événements élémentaires est l'ensemble \mathcal{M} discret et fini de tous les modes de transport parmi lesquels l'individu peut choisir. Un événement élémentaire $m \in \mathcal{M}$, $m = 1, 2$ est un mode de transport utilisé. L'échantillon de taille N de voyageurs $n \in \mathcal{P}$, est tiré au hasard dans la population. Nous supposons que les individus sont indépendamment et identiquement distribués.

La variable « mode de transport utilisé » dont toutes les valeurs possibles sont connues, valeurs telles que nous sommes en mesure d'attacher à chacune une probabilité de réalisation connue, est aléatoire. Dans notre contexte, elle est représentée par une variable aléatoire Y discrète dichotomique. À chaque événement élémentaire est associé une valeur arbitraire le désignant. Sans perte de généralité, si Y prend la valeur m , $m = 1, 2$, alors nous disons que l'individu choisit le m^e mode de transport. Sur l'univers $(\mathcal{M}, \mathcal{B}_{\mathcal{M}})$, où $\mathcal{B}_{\mathcal{M}}$ est une σ -algèbre d'événements, nous définissons $\mathbf{P}_{\mathcal{M}}$ une mesure de probabilité régulière⁴. Ainsi,

$$\forall m = 1, 2, \mathbf{P}_{\mathcal{M}}(Y = m) \quad (6)$$

est la probabilité de tirer un individu qui choisit le mode m lorsque l'ensemble de choix est \mathcal{M} . La variable aléatoire représentant le choix observable lors de l'échantillonnage d'un individu n est codée de la façon suivante :

$$Y_n = \begin{cases} 1 & \text{si } VP \text{ est choisi,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (7)$$

Nous souhaitons établir une relation d'équivalence entre la probabilité de tirer un individu qui choisit le mode m et la probabilité de tirer dans la population un individu qui maximise son niveau d'utilité en choisissant le mode m . Nous désirons associer à chaque individu de la population \mathcal{P} étudiée un comportement économique rationnel. Nous supposons que chaque individu raisonne dans le cadre de la théorie classique de l'utilité. Son comportement satisfait à tous les axiomes sous-jacents et prend corps dans un environnement parfait. L'information dont il dispose pour prendre sa décision, relativement à ses propres caractéristiques qu'il connaît parfaitement, est certaine et complète⁵.

En tant que simple observateur, il nous manque une partie de cette information : nous concevons l'utilité U du consommateur comme une variable aléatoire continue. Cet argument est à la source de la dénomination « modèles à utilité

4. Nous renvoyons le lecteur à l'ouvrage de Montfort (1996) pour une définition rigoureuse de cette mesure de probabilité.

5. En réalité, l'environnement dans lequel il prend ses décisions est au mieux risqué, voir de Lapparent (2004).

aléatoire » proposée par Marshack (1960), Block et Marshack (1960). Nous nous plaçons dans un espace probabilisé des utilités $(\mathbf{U}, \mathcal{B}_U, \mathbf{P}_U)$: \mathbf{U} est l'univers continu des réalisations élémentaires des vecteurs de niveaux d'utilité. $u \in \mathbf{U}$ est un événement élémentaire caractérisant le bien-être que fournissent les modes de transport pour l'individu. \mathcal{B}_U est une σ -algèbre d'événements, mesurable. Nous notons \mathbf{P}_U la mesure régulière de probabilité associée à l'espace $(\mathbf{U}, \mathcal{B}_U)$. Notons $u = (u_1, u_2)$ et considérons le système d'événements défini $\forall m = 1, 2$, par

$$\mathcal{A}_m = (u \in \mathbf{U} \mid u_m = \max(u_1, u_2)), \tag{8}$$

les ensembles des réalisations élémentaires de la variable aléatoire u telles que le mode m soit celui qui assure le niveau maximal de l'utilité pour ces réalisations.

Condition 2 (maximisation de l'utilité aléatoire) *La probabilité de tirer un individu qui choisit le mode m est égale à la probabilité de tirer un individu pour lequel m assure le niveau maximal d'utilité. Nous supposons que $\forall m = 1, 2, \forall \mathcal{A}_m \in \mathcal{B}_U$,*

$$\mathbf{P}_M(Y = m) = \mathbf{P}_U(\mathcal{A}_m). \tag{9}$$

Cette axiome circonscrit les comportements de tous les individus de la population à la règle de maximisation de l'utilité. Ainsi que l'ont souligné Ben-Akiva *et al.* (1999), Walker et Ben-Akiva (2002), il ne s'agit pas de l'unique règle de décision à envisager pour la définition d'un modèle probabiliste de choix discrets. Les récents développements intègrent des règles de décision dont la portée n'est pas limitée à l'application au champ économique et qui donnent naissance à des modèles hybrides de choix mutuellement exclusifs. En pratique, il s'agit d'endogénéiser des facteurs décisionnels psychologiques qui laissent à penser que l'individu ne choisit pas nécessairement ce qu'il y a de plus efficace. D'autre part, l'égalité définie ci-dessus n'est pas sans conséquences particulières pour notre modèle. Ainsi que l'ont souligné Block et Marshack (1960), McFadden et Richter (1971, 1991), Manski (1977), Falmagne (1978), Fishburn (1998), le système des $\mathcal{A}_m, m = 1, 2$, ne forme pas nécessairement une partition⁶ de \mathbf{U} . Il existe $u \in \mathbf{U}$ qui peut appartenir à différents \mathcal{A}_m . Il peut exister des préordres de préférence qui conduisent à formuler des niveaux d'utilité tels que plusieurs modes soient ceux qui en assurent le maximum. Les réalisations élémentaires exhibant des situations de préférences où plusieurs modes de transport maximisent l'utilité appartiennent en même temps à plusieurs événements \mathcal{A}_m de \mathcal{B}_U . U étant une variable aléatoire continue, \mathbf{P}_U est une mesure de probabilité continue. La probabilité que U prenne une valeur correspondant à une situation de préférence où l'argument maximisant le niveau d'utilité n'est pas unique est presque sûrement égale à 0. L'axiome de continuité des préférences de la théorie du consommateur nous permet de supposer une mesure de probabilité continue sur l'espace des niveaux d'utilité. Cette

6. Nous rappelons qu'une partition est un ensemble de parties disjointes de \mathcal{B}_U dont la réunion est \mathbf{U} tout entier.

hypothèse de continuité nous permet de supposer que l'argument maximisant le niveau d'utilité est presque sûrement unique, ce qui implique que la règle de choix sur \mathcal{M} est presque sûrement décisive. Dans ce cas, la probabilité de tirer un individu qui choisit deux possibilités m et m' est nulle et $\sum_{m=1}^M \mathbf{P}_{\mathcal{M}}(Y = m) = 1$. La mesure $\mathbf{P}_{\mathcal{M}}$ résultant de \mathbf{P}_U est presque sûrement unique.

2.4.2 Spécification de l'utilité aléatoire

Paramétrer le modèle en définissant la fonctionnelle représentant l'utilité et ses composantes est une étape cruciale, dans laquelle doivent transparaître les arguments théoriques et méthodologiques du modélisateur. Le modèle paramétrique conditionnel au second ordre que nous définissons doit intégrer les facteurs explicatifs que nous considérons et leurs influences sur le processus de choix.

Nous distinguons deux types de variables explicatives : celles propres aux alternatives de transport et celles propres à la description de l'individu. Les premières concernent la description des modes de transport. Pour chaque individu n et chaque modalité m , nous notons les réalisations observées de ces P variables explicatives $x_{n,m} = (x_{n,m,1}, \dots, x_{n,m,P})'$ et $x_n = (x_{n,VP}, x_{n,TC})'$. Elles sont pondérées par les mêmes paramètres quel que soit le mode m . Il s'agit en particulier des variables temps et coût de transport, qui sont supposées avoir le même impact sur l'utilité pour chaque mode de transport. Le second type de variables explicative décrit les caractéristiques observables du travailleur et inclut la constante comme variable. Pour chaque individu n , nous notons les réalisations observées de ces S variables explicatives $z_n = (z_{n,1}, \dots, z_{n,S})'$. Elles ont des pondérations différentes selon les modes de transport.

D'après le principe de souveraineté du consommateur, ses préférences sont déterminées indépendamment de toute situation de choix. Ce sont ses caractéristiques socio-économiques et celles de son ménage, ses caractéristiques psychologiques, ..., qui déterminent ses préférences. Une partie de ces facteurs est inobservable pour l'analyste. Nous modélisons cette inobservabilité partielle en introduisant des paramètres aléatoires pondérant les variables explicatives de l'utilité. Les poids associés aux variables explicatives sont différents pour chaque individu n .

D'autres facteurs explicatifs ne sont pas considérés explicitement dans notre spécification de l'utilité. Ils peuvent concerner la description du contenu des modalités de l'ensemble de choix, tels les niveaux de sécurité et de confort offerts, mais aussi certaines variables latentes propres à l'individu. Ils sont synthétisés pour chaque mode de transport $m \in \{VP, TC\}$ et pour chaque individu n par un terme aléatoire générique $\varepsilon_n = (\varepsilon_{n,VP}, \varepsilon_{n,TC})'$.

Le processus générateur des niveaux d'utilité est défini par une approximation linéaire de la fonction d'utilité de l'individu. La décomposition des goûts aléatoires est additive et se limite au deux premiers moments (moyenne et variance) pour les descriptions de leurs distributions :

$$\forall n=1,\dots,N, \forall m \in \{VP, TC\}, \begin{cases} U_{n,m} = \sum_{p=1}^P x_{n,m,p} \theta_{n,p} + \sum_{s=1}^S z_{n,s} \beta_{n,m,s} + \varepsilon_{n,m} , \\ \forall p=1,\dots,P, \theta_{n,p} = \theta_p + \sigma_p \eta_{n,p} , \\ \forall s=1,\dots,S, \beta_{n,m,s} = \beta_{m,s} + \omega_{m,s} \xi_{n,s} . \end{cases} \quad (10)$$

La loi jointe du vecteur des perturbations $\varepsilon_n = (\varepsilon_{n,1}, \dots, \varepsilon_{n,M})'$ est pour chaque observation n égale au produit de lois marginales extrêmes de type 1, ou lois de Gumbel, telles que

$$\forall n = 1, \dots, N, \forall m \in \{VP, TC\}, \varepsilon_{n,m} \xrightarrow{iid} F_{\varepsilon_{n,m}}(a_{n,m}) = e^{-e^{-\frac{a_{n,m}}{\mu}}} . \quad (11)$$

$F(\cdot)$ étant la fonction de répartition de la loi marginale et μ étant le paramètre de dispersion de la distribution. μ est souvent interprété comme un goût générique pour la diversité. Le vecteur des perturbations ε_n est indépendant des paramètres aléatoires :

$$\forall n = 1, \dots, N, \forall p = 1, \dots, P, \forall s = 1, \dots, S, \varepsilon_n \perp \eta_{n,p}, \varepsilon_n \perp \xi_{n,s} . \quad (12)$$

Les cinq hypothèses suivantes définissent une forme paramétrique et une distribution des paramètres aléatoires. Elles sont largement répandues dans la pratique et sont principalement faites au titre de la simplification et de la parcimonie du modèle. L'article de Walker, Ben-Akiva et Bolduc (2003) traite du cadre général. Elles conduisent à un modèle suridentifié. D'autres distributions peuvent être envisagées pour les paramètres aléatoires, voir Train (2003) :

$$\forall n = 1, \dots, N, \forall p = 1, \dots, P, \eta_{n,p} \xrightarrow{iid} \mathcal{N}(0, 1) , \quad (13)$$

$$\forall n = 1, \dots, N, \forall s = 1, \dots, S, \xi_{n,s} \xrightarrow{iid} \mathcal{N}(0, 1) , \quad (14)$$

$$\forall n = 1, \dots, N, \forall p, p' = 1, \dots, P, p' \neq p, \text{Cov}(\eta_{n,p}, \eta_{n,p'}) = 0 , \quad (15)$$

$$\forall n = 1, \dots, N, \forall s, s' = 1, \dots, S, s' \neq s, \text{Cov}(\xi_{n,s}, \xi_{n,s'}) = 0 , \quad (16)$$

$$\forall n = 1, \dots, N, \forall p = 1, \dots, P, \forall s = 1, \dots, S, \text{Cov}(\eta_{n,p}, \xi_{n,s}) = 0 . \quad (17)$$

La loi jointe de tous les paramètres aléatoires est égale, sous nos hypothèses, au produit des lois marginales associées aux paramètres. Pour notre application, il s'agit du produit de $P + S$ lois normales centrées et réduites, que nous noterons

$$\Phi(\eta_n, \xi_n) = \prod_{p=1}^P \phi(\eta_{n,p}) \prod_{s=1}^S \phi(\xi_{n,s}) \quad (18)$$

où $\phi(\cdot)$ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

2.4.3 Identification et estimation : le maximum de vraisemblance simulée

Par définition, ce sont les différences de niveaux d'utilité qui déterminent les probabilités de choix. Deux implications majeures en termes d'identification et d'interprétations des paramètres estimables du modèle y sont associées. En reprenant la condition (2), la probabilité d'échantillonner un individu qui choisit le mode *VP* conditionnellement à certaines variables explicatives est égale à la probabilité que le niveau d'utilité que fournit le mode *VP* soit supérieur au niveau d'utilité que fournit le mode *TC*, conditionnellement aux mêmes variables explicatives. Nous obtenons sous les hypothèses (10), (11), (12) :

$$\begin{aligned}
 & \Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \eta_{n,1}, \dots, \eta_{n,p}, \xi_{n,1}, \dots, \xi_{n,S}, \alpha) \\
 &= \Pr(U_{n,VP} > U_{n,TC} \mid x_n, z_n, \eta_{n,1}, \dots, \eta_{n,p}, \xi_{n,1}, \dots, \xi_{n,S}, \alpha) \\
 &= \Pr \left(\begin{array}{c} \varepsilon_{n,TC} - \varepsilon_{n,VP} < \sum_{p=1}^P (x_{n,VP,p} - x_{n,TC,p}) \theta_{n,p} \\ \qquad \qquad \qquad + \sum_{s=1}^S z_{n,s} (\beta_{n,VP,s} - \beta_{n,TC,s}) \end{array} \mid x_n, z_n, \eta_n, \xi_n, \alpha \right) \tag{19} \\
 &= \left[1 + e^{- \left(\begin{array}{c} \sum_{p=1}^P \frac{\theta_p}{\mu} (x_{n,VP,p} - x_{n,TC,p}) + \sum_{s=1}^S \frac{\beta_{VP,s} - \beta_{TC,s}}{\mu} z_{n,s} \\ + \sum_{p=1}^P \frac{\sigma_p}{\mu} (x_{n,VP,p} - x_{n,TC,p}) \eta_{n,p} + \sum_{s=1}^S \frac{\omega_{VP,s} - \omega_{TC,s}}{\mu} z_{n,s} \xi_{n,s} \end{array} \right)} \right]^{-1}
 \end{aligned}$$

où α est le vecteur des paramètres estimables du modèle :

$$\alpha = \begin{pmatrix} \frac{\theta_1}{\mu} \\ \vdots \\ \frac{\theta_P}{\mu} \\ \frac{\beta_{VP,1} - \beta_{TC,1}}{\mu} \\ \vdots \\ \frac{\beta_{VP,S} - \beta_{TC,S}}{\mu} \\ \frac{\sigma_1}{\mu} \\ \vdots \\ \frac{\sigma_P}{\mu} \\ \frac{\omega_{VP,1} - \omega_{TC,1}}{\mu} \\ \vdots \\ \frac{\omega_{VP,S} - \omega_{TC,S}}{\mu} \end{pmatrix} . \tag{20}$$

L'utilité étant une variable aléatoire définie à une transformation affine monotone croissante près, toute normalisation de cette variable aléatoire par un facteur d'échelle ne modifie pas la probabilité d'observer un choix donné. Comme conséquence directe de notre approximation linéaire de l'utilité, les paramètres de son espérance conditionnelle sont tous normalisés par le paramètre de dispersion μ .

La différence entre les niveaux d'utilité détermine la probabilité d'observer un choix donné. Une autre conséquence directe liée à notre approximation linéaire de l'utilité concerne les variables propres à l'individu, $z_{n,1}, \dots, z_{n,S}$. Pour chacune d'entre elles, seule compte la différence entre les paramètres associés à chaque modalité *VP* ou *TC*. Pour ces paramètres, deux types de différences (normalisées par μ) sont à distinguer. La première porte sur l'espérance de ces paramètres aléatoires et la seconde sur leurs écarts-types. il s'agit de la différence des paramètres

de dispersion des goûts propres à chaque alternative associée à la variable correspondante. Lorsque cette différence est positive, la dispersion du goût est plus grande pour un mode, et lorsqu'elle est négative, elle est plus grande pour l'autre mode de transport.

La probabilité inconditionnelle aux aléas des poids des variables est obtenue en intégrant la probabilité définie dans l'équation (19) par rapport à leur loi jointe définie par les hypothèses posées dans les équations (13), (14), (15), (16) et (17) :

$$\begin{aligned}
 & \Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \alpha) \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int \Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \eta_{n,1}, \dots, \eta_{n,p}, \xi_{n,1}, \dots, \xi_{n,S}, \alpha) d\Phi(\eta_n, \xi_n) \\
 &= \int_{-\infty}^{+\infty} \dots \int \left[1 + e^{- \left(\begin{aligned} & \sum_{p=1}^P \frac{\theta_p}{\mu} (x_{n,VP,p} - x_{n,TC,p}) + \sum_{s=1}^S \frac{\beta_{VP,s} - \beta_{TC,s}}{\mu} z_{n,s} \\ & + \sum_{p=1}^P \frac{\sigma_p}{\mu} (x_{n,VP,p} - x_{n,TC,p}) \eta_{n,p} + \sum_{s=1}^S \frac{\omega_{VP,s} - \omega_{TC,s}}{\mu} z_{n,s} \xi_{n,s} \end{aligned} \right)} \right]^{-1} d\Phi(\eta_n, \xi_n). \tag{21}
 \end{aligned}$$

Il s'agit d'une intégrale multivariée, de dimension $P + S$, qui ne possède pas de forme analytique réduite. Lorsque $P + S \geq 4$, les méthodes classiques d'approximation numérique ne sont plus précises. Le recours à la simulation par des méthodes de Monte-Carlo permet de dépasser ce problème. L'intégrale multiple de l'équation (21) étant définie comme une espérance, sa contrepartie empirique sert d'estimateur sans biais et convergent en moyenne quadratique de $\Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \alpha)$ sous nos hypothèses :

$$\begin{aligned}
 & \Pr^{sim}(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \alpha) \\
 &= \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \eta_{n,1}^r, \dots, \eta_{n,p}^r, \xi_{n,1}^r, \dots, \xi_{n,S}^r, \alpha) \\
 &= \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R \left[1 + e^{- \left(\begin{aligned} & \sum_{p=1}^P \frac{\theta_p}{\mu} (x_{n,VP,p} - x_{n,TC,p}) + \sum_{s=1}^S \frac{\beta_{VP,s} - \beta_{TC,s}}{\mu} z_{n,s} \\ & + \sum_{p=1}^P \frac{\sigma_p}{\mu} (x_{n,VP,p} - x_{n,TC,p}) \eta_{n,p}^r + \sum_{s=1}^S \frac{\omega_{VP,s} - \omega_{TC,s}}{\mu} z_{n,s} \xi_{n,s}^r \end{aligned} \right)} \right]^{-1} \tag{22}
 \end{aligned}$$

où $(\eta_{n,1}^r, \dots, \eta_{n,p}^r, \xi_{n,1}^r, \dots, \xi_{n,S}^r)'$ est la r^e réalisation échantillonnée pour l'individu n dans la loi normale centrée réduite de dimension $P + S$.

Considérons initialement que nous disposons pour chaque observation $n = 1, \dots, N$, d'une matrice à $P + S$ lignes et R colonnes de réalisations⁷ de $P + S$ lois uniformes indépendamment distribuées sur $[0, 1]$. Notons $(u_{n,1}^r, \dots, u_{n,p}^r, w_{n,1}^r, \dots, w_{n,s}^r)$ la r^e colonne de cette matrice. Les réalisations de la loi normale centrée réduite de dimension $P + S$ sont simulées en appliquant terme à terme la fonction de répartition inverse de la loi normale univariée centrée réduite :

$$\forall p = 1, \dots, P, \eta_{n,p}^r = \Phi^{-1}(u_{n,p}^r); \forall s = 1, \dots, S, \xi_{n,s}^r = \Phi^{-1}(w_{n,s}^r).$$

Pour chaque individu $n = 1, \dots, N$, et pour chaque réalisation $r = 1, \dots, R$, nous évaluons la probabilité $\Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \eta_{n,1}^r, \dots, \eta_{n,p}^r, \xi_{n,1}^r, \dots, \xi_{n,s}^r, \alpha)$. À la suite des R rééchantillonnages, nous évaluons la contrepartie empirique, définie dans l'équation (22), de la probabilité inconditionnelle aux composantes aléatoires des paramètres définie dans l'équation (21).

La fonction de log-vraisemblance de l'échantillon s'écrit :

$$\begin{aligned} \ln \ell(y \mid x, z, \alpha) &= \sum_{n=1}^N \ln \ell(y_n \mid x_n, z_n, \alpha) \\ &= \sum_{n=1}^N [y_n \ln(\Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \alpha)) + (1 - y_n) \ln(1 - \Pr(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \alpha))] . \end{aligned} \tag{23}$$

Elle ne peut pas être évaluée sous sa forme analytique et doit être remplacée par la fonction de log-vraisemblance simulée, qui possède asymptotiquement les mêmes propriétés :

$$\begin{aligned} \ln \tilde{\ell}(y \mid x, z, \alpha) &= \sum_{n=1}^N \ln \tilde{\ell}(y_n \mid x_n, z_n, \alpha) \\ &= \sum_{n=1}^N [y_n \ln(\Pr^{sim}(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \alpha)) + (1 - y_n) \ln(1 - \Pr^{sim}(Y_n = 1 \mid x_n, z_n, \alpha))] . \end{aligned} \tag{24}$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance simulée est l'argument qui maximise la fonction de vraisemblance simulée :

$$\hat{\alpha}_{MVS} = \arg \max_{\alpha} \ln \tilde{\ell}(y \mid x, z, \alpha) . \tag{25}$$

Ses propriétés ont été étudiées par Gourieroux et Montfort (1996), McFadden (1989), Pakes et Pollard (1989), Hajivassiliou (1993), Hajivassiliou (2000). Il est asymptotiquement équivalent à l'estimateur classique du maximum de vraisemblance lorsque

7. Ces réalisations de lois uniformes sont différentes pour chaque individu. Le tirage des nombres uniformes est effectuée une unique fois. Pour chaque individu $n = 1, \dots, N$, la même table de nombres uniformes est utilisée pour les évaluations des probabilités en différentes valeurs du vecteur des paramètres estimables, voir McFadden (1989), Pakes et Pollard (1989).

$$\frac{\sqrt{N}}{R} \xrightarrow{N \rightarrow \infty, R \rightarrow \infty} 0. \quad (26)$$

Le nombre de simulations R doit croître plus rapidement que la racine carrée du nombre d'observations. Le résultat est obtenu en effectuant un développement limité du score de la fonction de log-vraisemblance simulée autour de la vraie valeur du paramètre α .

2.5 Résultats et commentaires

Nous modélisons ici la probabilité de choisir un véhicule particulier, c'est-à-dire la probabilité que l'utilité de l'individu associée à ce mode soit supérieure à son niveau d'utilité pour l'autre mode. Nous mesurons l'impact de certaines variables explicatives sur ce choix, celui des transports en commun étant l'événement complémentaire. En accord avec les stratégies d'identification des paramètres estimables, nous choisissons le mode des transports en commun pour mode de référence. Pour le traitement de nos variables croisées, l'individu de référence réside et travaille à Paris. Il commence son travail entre 7 h et 8 h et son ménage dispose de moins d'un véhicule par actif. En complément du modèle Logit à paramètres aléatoires, nous estimons le modèle Logit simple correspondant sous l'hypothèse de nullité des coefficients des dispersions des goûts des travailleurs.

2.5.1 Paramètres

Nous ne relevons pas de valeurs numériques disproportionnées ni de signes aberrants et/ou non attendus associés aux estimations des paramètres identifiés des deux modèles. Le fait que les valeurs numériques des poids moyens du modèle Logit à paramètres aléatoires soient plus grands (en valeur absolue) que leurs paramètres correspondants dans le modèle Logit simple est une implication directe de la décomposition de la variance conditionnelle totale de l'utilité en plusieurs facteurs. Le paramètre de dispersion générique μ n'a plus pour rôle de capturer toute l'hétérogénéité du modèle mais seulement celle qui est nette de l'hétérogénéité des goûts. Théoriquement, μ doit avoir une vraie valeur plus petite, ce qui légitime l'augmentation des valeurs numériques des paramètres estimables puisqu'ils sont normalisés par ce paramètre.

Les effets totaux d'une augmentation du coût ou du temps de transport sur le niveau d'utilité sont en moyenne négatifs : l'utilité est une fonction décroissante des temps et coûts de transport. Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du temps de transport en mode véhicule particulier ou une diminution du temps de transport en mode transports en commun diminuent le différentiel des niveaux d'utilité que fournissent ces deux modes : en moyenne, la probabilité de choisir le mode véhicule particulier diminue. De façon analogue, une augmentation du coût du transport en mode véhicule particulier ou une diminution en mode transports en commun diminuent le différentiel des niveaux d'utilité que fournis-

sent ces deux modes : en moyenne, la probabilité de choisir le mode véhicule particulier diminue. L'augmentation du temps de parcours par un mode a un effet négatif sur la probabilité de le choisir. Réciproquement, si l'alternative non choisie voit ses conditions d'offre se dégrader, alors l'individu confirmera ses préférences dans le choix pour le mode qu'il exploite lors de son déplacement. Pour le mode véhicule particulier, considérons le réseau routier : si ses capacités d'absorption sont accrues, le niveau de congestion doit diminuer pendant les heures de pointe et les temps et coûts de trajet diminuent aussi. La probabilité de choisir ce mode va alors s'accroître. De même, une augmentation des fréquences de passage des transports en commun à leurs points d'embarquement des passagers conduit à une diminution des temps d'attente et donc à un accroissement de la probabilité de le choisir, toutes choses restant égales par ailleurs. En région Île-de-France, le pic de congestion se situait en 1998 autour de 7 h 30, voir le rapport Boiteux (2001). Nous soulignons qu'en moyenne, le poids négatif de la variable temps diminue lorsque l'on s'éloigne du pic de congestion et accroît la probabilité d'utiliser un véhicule particulier.

Nous remarquons que le nombre de correspondances sur l'itinéraire utilisé avec les transports en commun et la présence d'une place de parking gratuite à destination accroissent de façon significative la probabilité d'utiliser un véhicule particulier. Ces deux variables jouent sur le temps total de transport pour chacun des modes de transport, le nombre de correspondances jouant sur le temps d'attente et le temps de marche à pied entre les stations pour les transports en commun, et la disposition d'une place de parking gratuite jouant sur le temps de recherche d'un stationnement et le coût total du déplacement en automobile.

Le revenu est une variable expliquant le choix du mode de transport. Son effet s'étend au-delà de cette problématique. En particulier, le niveau de revenu du ménage est un déterminant de ses choix de localisation et de capital automobile, qui causent eux-mêmes les choix de déplacement (modes, itinéraires et horaires des déplacements) associé à une demande de mobilité. L'effet total du revenu sur le choix du mode de transport est composé d'effets directs et d'effets indirects résultant des choix concernant les autres facteurs de la demande de transport : il est à distinguer selon les localisations du domicile et du travail de l'individu, mais aussi selon le niveau de son capital automobile. Pour la variable revenu, nous estimons la différence des effets totaux entre le mode de transport voiture et le mode transports en commun. Nous ne pouvons pas identifier les signes distincts des effets totaux pour chacun des modes de transport. La spécification linéaire du modèle en cette variable permet d'estimer seulement l'amplitude de la différence entre les effets totaux associés à chacun des modes.

Toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du revenu a en moyenne un effet total positif plus important dans le mode des transports en commun que dans le mode véhicule particulier pour notre individu de référence. À Paris *intra-muros*, la densité du maillage du réseau des transports en commun et l'accessibilité à de nombreux points d'entrées et de sorties offrent une variété d'itinéraires

qui permettent de se déplacer facilement dans la ville en échappant à la congestion routière. De façon plus générale, la forte desserte en transports en commun à l'intérieur de Paris, la congestion routière inhérente aux faibles capacités de circulation, les problèmes et les coûts liés au stationnement rendent le mode automobile moins attractif à son utilisation pour tous les motifs de déplacements au sein de la ville.

Les variables croisées « revenu journalier \times type du trajet origine-destination \times stock de capital automobile » mesurent les variations de l'effet du revenu sur le choix d'un mode de transport selon le choix de la localisation de la résidence et selon la présence d'une contrainte sur l'utilisation d'une automobile. Lorsque l'individu réside sur Paris, l'effet d'une augmentation du revenu sur le choix du mode de transport est en moyenne en faveur des transports en commun, quelle que soit la localisation du lieu de travail (Paris ou banlieue) et le nombre d'automobiles par actif dans le ménage du travailleur. Nous remarquons qu'en moyenne, l'amplitude de l'effet revenu en faveur des transports en commun pour un individu résidant à Paris diminue avec la disparition de la contrainte de partage d'une automobile. Ce résultat est à nuancer, car les estimations du modèle Logit simple énoncent un résultat contraire pour les individus résidant et travaillant à Paris dont le ménage possède au moins une automobile par actif : l'amplitude de l'effet d'une augmentation du revenu en faveur des transports en commun est accrue.

Lorsque l'individu réside en banlieue, les effets d'une augmentation du revenu sur le choix du mode de transport sont différenciés selon le lieu du travail et le nombre de véhicule par actif. Lorsque la destination est la banlieue, l'effet du revenu est en faveur de l'utilisation d'une automobile, mais diminue dès qu'il n'y a pas de contrainte de partage. Lorsque le niveau de capital automobile du ménage est suffisant, l'augmentation du revenu sert à d'autres intérêts que l'acquisition d'un nouveau véhicule et l'accroissement des capacités personnelles de mobilité. Nous remarquons aussi que l'effet du revenu change de signe pour les résidents en banlieue dont la destination est Paris selon la présence ou non d'une contrainte de partage du capital automobile dans le ménage. Lorsqu'il y a au moins un véhicule par actif, l'effet du revenu est en moyenne en faveur de l'automobile, sinon elle est en faveur des transports en commun. De façon générale, l'effet d'une augmentation du revenu lorsque le capital automobile n'impose pas de contrainte de partage diminue l'effet en faveur des transports en commun ou est en faveur de l'utilisation de l'automobile pour les résidents en Île-de-France. Cet effet est à nuancer lorsque le travailleur réside à Paris, car les coûts monétaires et temporels liés à la recherche et l'occupation d'un stationnement imposés par l'acquisition d'un véhicule non indispensable sont importants.

De façon absolue, l'impact du type du corridor origine-destination (Paris-Paris, Paris-banlieue, banlieue-Paris, banlieue-banlieue) sur le choix du mode de transport est intuitif. La forte desserte en transports en commun dans la ville de Paris, facilement accessible par ce mode à partir de la banlieue, associée à la congestion routière aux portes de la ville (goulots d'étranglement), favorisent la probabilité d'utiliser les transports en commun à partir de la banlieue lorsque la destination est Paris. La probabilité d'utiliser un véhicule particulier diminue pour

ces individus relativement à ceux dont la résidence est Paris, pour une même zone de destinations du lieu de travail. Lorsque le lieu de travail est situé en banlieue, la probabilité d'utiliser un véhicule particulier augmente. La perte d'intensité du maillage du réseau des transports en commun à mesure que la destination s'éloigne de Paris diminue les facilités de déplacement par ce mode.

L'horaire du début du travail semble jouer un rôle sur le choix du mode de transport. L'étalement horaire et l'intensité de la congestion sur les réseaux routiers incite les travailleurs à se déplacer en transports en commun. Plus l'horaire de début du travail s'éloigne de la pointe de la congestion du matin, plus la probabilité de choisir un véhicule particulier pour son déplacement augmente. Le niveau de congestion n'est pas le même au cours des heures de pointe : l'individu n'éprouve pas les mêmes difficultés à circuler selon l'heure à laquelle il souhaite se déplacer.

En présence de goûts aléatoires, nous soulignons une dispersion statistiquement significative de nombreux paramètres associés aux variables explicatives de la différence des niveaux des utilités des modes de transport. Pour deux individus dont les variables explicatives de leurs utilités respectives sont identiques, il existe une probabilité non nulle que les signes de leurs effets du revenu sur le choix de leur mode de transport soient différents. Ces paramètres de dispersion ont une interprétation différente selon qu'ils sont associés aux variables décrivant les caractéristiques du trajet ou celles décrivant les caractéristiques de l'individu. Pour les premières, il s'agit de la dispersion du paramètre associé normalisé par le paramètre μ . Pour les secondes, il s'agit de la différence des paramètres de dispersion des goûts propres à chaque alternative associée à la variable correspondante. Lorsque cette différence est positive, la dispersion du goût est plus grande pour le mode automobile et lorsqu'elle est négative, elle est plus grande pour le mode des transports en commun. Les signes sont différents selon les variables explicatives et peuvent être lus directement dans le tableau des estimations. La dispersion des goûts des travailleurs pour les attributs expliquant le choix du mode de transport s'explique par la non-uniformité spatiale des offres de transport en termes de réseaux et capacités de circulation.

2.5.2 *Valeur du temps*

La valeur du temps mesure le consentement à payer du voyageur pour économiser du temps de trajet à niveau d'utilité constant. Il s'agit du taux marginal de substitution entre le coût monétaire du transport et le temps y étant alloué. Depuis les travaux théoriques de Becker (1965), Beesley (1965), de Serpa (1971), de nombreuses études et analyses empiriques ont été faites à ce sujet. Pour notre application, les évaluations que nous proposons semblent en accord avec celles proposées par les rapport TRACE (1997) et Boiteux (2001) pour la même région géographique et le même motif de déplacement.

La corrélation positive entre valeur du temps et niveau de la congestion sur les réseaux de transport est un résultat important en termes de politiques de transport,

puisqu'il signifie que le voyageur est prêt à contribuer financièrement pour la résorption de l'externalité négative qu'il subit. Pour le modèle Logit simple, nous obtenons une valeur représentative par tranche horaire.

TABLEAU 7

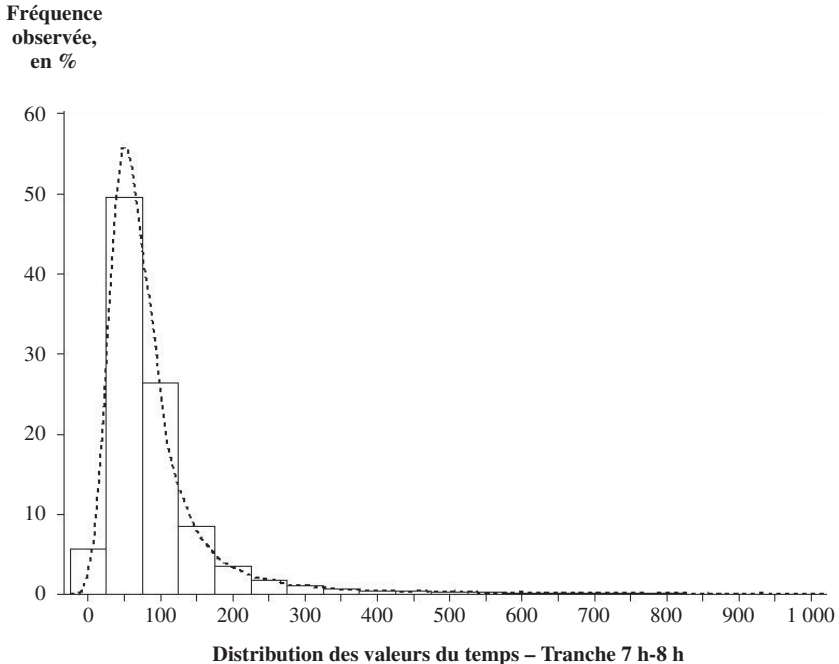
VALEUR HORAIRE DU TEMPS EN FRANC FRANÇAIS (FF), MODÈLE LOGIT

Début du travail 7 h-8 h	82,577
Début du travail 8 h-9 h	55,876
Début du travail 9 h-10 h	50,103

NOTE : 1 € = 6,55957 FF.

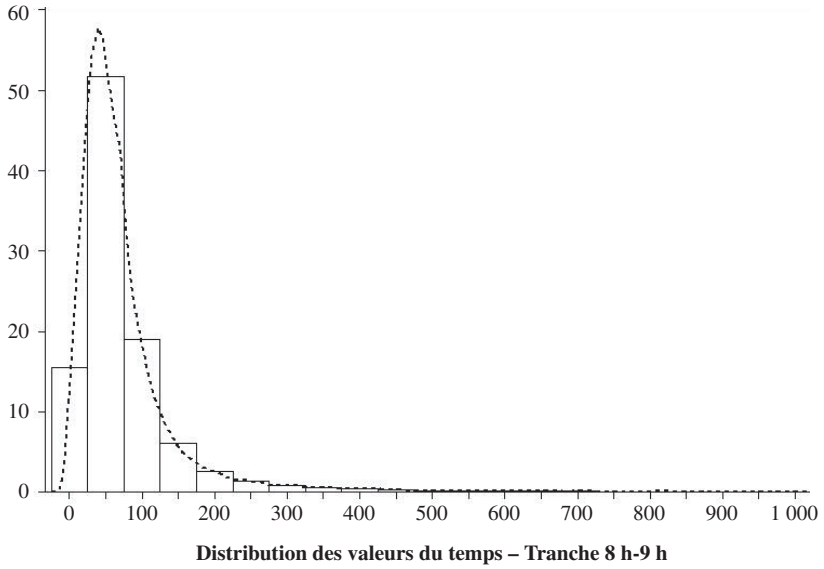
En présence de goûts aléatoires, la valeur du temps est différenciée pour chaque individu : nous avons une distribution de valeurs du temps. Nous calculons le rapport des taux marginaux de substitution entre prix et temps de transport, défini comme la rapport de deux paramètres aléatoires. Nous effectuons 10 000 tirages dans les lois de ces paramètres pour le calcul des différentes distributions des valeurs du temps.

GRAPHIQUE 2

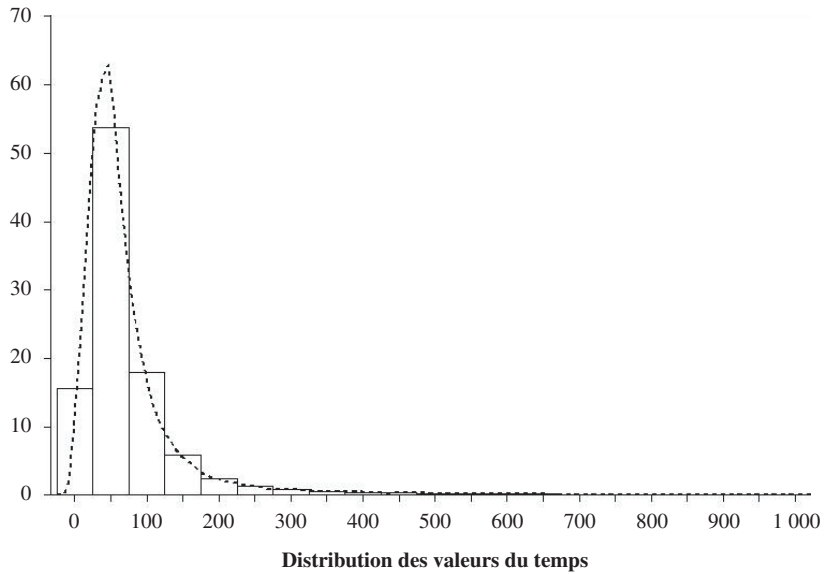


GRAPHIQUE 2 (suite)

Fréquence
observée,
en %



Fréquence
observée,
en %



Certaines de leurs caractéristiques statistiques sont reportées dans le tableau suivant : elles montrent que la relation proportionnelle entre valeur du temps et niveau de la congestion est conservée. La distribution de la valeur du temps se décale et se concentre vers de plus basses valeurs à mesure que le niveau de congestion diminue.

TABLEAU 8
DISTRIBUTION DES VALEURS HORAIRES DU TEMPS EN FF,
MODÈLE LOGIT À PARAMÈTRES ALÉATOIRES

Statistique	Début du travail 7 h-8 h	Début du travail 8 h-9 h	Début du travail 9 h-10 h
Moyenne	95,938	79,7461	76,9296
Écart-type	101,039	95,8175	92,0421
Médiane	69,0962	55,8932	53,0992
Premier quartile	46,4251	33,7886	33,2833
Troisième quartile	104,7407	88,7331	85,2335
Kurtosis	23,4149	27,3221	28,9608
Skewness	4,1963	4,5189	4,6111

2.5.3 Test de l'axiome IIA

L'axiome d'indépendance à l'égard des alternatives non pertinentes présenté par Luce (1959) énonce que l'introduction d'une nouvelle modalité dans l'ensemble de choix ne modifie pas les ratios des probabilités de choix des possibilités déjà existantes. Pour notre problématique de choix de transport, cela signifie que la nouvelle modalité capture la même part de marché que celles déjà existantes. Il n'existe aucun effet de complémentarité entre les choix et leur substitution avec une nouvelle alternative est la même.

Sous l'hypothèse de nullité des coefficients des dispersions des goûts des travailleurs, nous obtenons le modèle Logit simple, présupposant l'absence de corrélations inobservables entre les différents choix possibles. McFadden (1973), Ben-Akiva et Lerman (1985) discutent de façon détaillée de ses propriétés, parmi lesquelles le respect de cet axiome. Notre test est donc construit sur l'hypothèse de base suivante :

$$H_0 : \left\{ \frac{\sigma_1}{\mu} = \dots = \frac{\sigma_P}{\mu} = \frac{\omega_{VP,1} - \omega_{TC,1}}{\mu} = \dots = \frac{\omega_{VP,S} - \omega_{TC,S}}{\mu} = 0 \right\},$$

l'hypothèse alternative H_1 étant l'événement complémentaire, c'est-à-dire l'existence d'au moins un paramètre de goût dont la variance dans la population de voyageurs est non nulle. La valeur de la statistique du rapport de vraisemblance est égale à 59,642 et suit une loi du χ^2 à 26 degrés de liberté. Elle conduit au rejet de H_0 (à un seuil de risque de 5 %). L'interprétation est réaliste : l'introduction d'une nouvelle modalité de transport a des impacts différenciés sur les probabilités de choix des possibilités déjà existantes.

CONCLUSION

Notre approche est utile à la calibration de système de prévision des flux sur les réseaux de transport en validant un ensemble de résultats théorique et en proposant différents paramètres, telles les différentes valeurs du temps proposées pouvant servir à la définition d'une fonction de coût généralisé de transport utile à la résolution du problème d'allocation des flux sur les itinéraires. L'hétérogénéité des goûts réfute l'hypothèse de voyageur représentatif. Nous soulignons la présence de dispersion des goûts significative sur les variables propres aux alternatives, légitimée par la non-uniformité spatiale des caractéristiques des réseaux de transport et leurs structures radiales. La présence de différences de dispersion des goûts significative sur les variables propres aux individus et la constante suggère d'étendre le modèle à la présence de variables latentes endogènes dans l'explication de l'utilité du consommateur. Nous soulignons aussi que l'effet du revenu sur le choix d'un mode de transport est différencié selon les choix de localisation et de stock de capital automobile, décisions qui influencent le choix du mode de transport, déterminées à plus long terme.

L'ensemble de choix est dichotomique et caractérise des modalités de transport agrégées qui ne nous permettent pas de capturer toute la diversité des alternatives de transport, limitant ainsi le champ des politiques de transport à celles des investissements en infrastructures et réseaux. Notre modèle doit aussi être étendu en endogénéisant d'autres aspects de la demande de transport, notamment ceux concernant l'horaire et l'itinéraire du déplacement, mais aussi ceux concernant les attributs qualitatifs des offres de transport : la sécurité, le confort, ..., semblent jouer un rôle significatif dans les choix de déplacement. Nous devons aussi généraliser notre approche à celle de l'analyse d'un calendrier d'activités afin d'explicitier les différentes interactions spatiales et temporelles des déplacements d'un individu.

ANNEXE 1

TABLEAU A1

MODÈLE LOGIT À PARAMÈTRES ALÉATOIRES, PROBABILITÉ DE CHOISIR *VP*
 ($R = 1\ 000$ SIMULATIONS (SÉQUENCES DE HALTON))

Paramètres aléatoires $\alpha = \bar{\alpha} + \sigma \zeta$	$\bar{\alpha}$ (écart-type)	σ (écart-type)
Différence des constantes	3,6421 (5,2879)	-26,9672 (1,6925)
Différence des temps de trajet	-4,4711 (0,2783)	1,6218 (0,1026)
Différence des temps de trajet × Début du travail entre 8 h-9 h	0,8644 (0,0597)	-0,8280 (0,0543)
Différence des temps de trajet × Début du travail entre 9 h-10 h	0,9746 (0,0708)	-0,4952 (0,0444)
Différence des coûts de trajet	-3,8714 (0,2398)	-1,8790 (0,1203)
Nombre de correspondances en <i>TC</i>	4,3881 (0,5501)	12,5198 (0,9193)
Parking à destination en <i>VP</i>	79,5424 (5,1095)	52,7872 (3,3501)
Log du revenu journalier	-0,1483 (0,0134)	-0,006022 (0,000693)
Log du revenu journalier × Trajet Paris-banlieue × < 1 véhicule par actif	-0,0883 (0,0185)	0,1733 (0,0116)
Log du revenu journalier × Trajet banlieue-Paris × < 1 véhicule par actif	-0,3187 (0,0247)	-0,1021 (0,007337)
Log du revenu journalier × Trajet banlieue-banlieue × < 1 véhicule par actif	0,1751 (0,0158)	-0,0478 (0,003639)
Log du revenu journalier × Trajet Paris-Paris × ≥ 1 véhicule par actif	0,0222 (0,0118)	0,1175 (0,007902)
Log du revenu journalier × Trajet Paris-banlieue × ≥ 1 véhicule par actif	0,0796 (0,0111)	0,0382 (0,002452)

TABLEAU A1 (suite)

Paramètres aléatoires $\alpha = \bar{\alpha} + \sigma \zeta$	$\bar{\alpha}$ (écart-type)	σ (écart-type)
Log du revenu journalier \times Trajet banlieue-Paris $\times \geq 1$ véhicule par actif	0,5741 (0,0417)	0,1601 (0,0125)
Log du revenu journalier \times Trajet banlieue-banlieue $\times \geq 1$ véhicule par actif	0,1361 (0,0128)	0,009955 (0,001101)
Début du travail entre 8 h-9 h	23,4617 (1,9327)	43,2255 (2,8024)
Début du travail entre 9 h-10 h	34,1340 (2,6502)	-46,0042 (2,9252)
Trajet Paris-banlieue $\times < 1$ véhicule par actif	50,5323 (8,4397)	1,3458 (0,6705)
Trajet banlieue-Paris $\times < 1$ véhicule par actif	13,1417 (5,6118)	-78,5092 (4,9613)
Trajet banlieue-banlieue $\times < 1$ véhicule par actif	5,1564 (5,4512)	69,0856 (4,3953)
Trajet Paris-Paris $\times \geq 1$ véhicule par actif	11,6079 (6,4380)	19,6806 (1,3257)
Trajet Paris-banlieue $\times \geq 1$ véhicule par actif	-24,5330 (5,5080)	32,9904 (2,1986)
Trajet banlieue-Paris $\times \geq 1$ véhicule par actif	-56,9171 (5,9570)	19,4941 (1,3679)
Trajet banlieue-banlieue $\times \geq 1$ véhicule par actif	21,3007 (5,7524)	-20,9412 (1,4282)
Âge inférieur à 30 ans	-23,5975 (1,6699)	-6,2873 (0,7576)
Le travailleur est un homme.	-16,0388 (1,2856)	52,1454 (3,3791)
Log-vraisemblance au point de convergence	-296,48826	
Log-vraisemblance, constante seule	-599,65	

TABLEAU A2

MODÈLE LOGIT CONDITIONNEL, PROBABILITÉ DE CHOISIR *VP*

Paramètres α	α (écart-type)
Différence des constantes	-0,5485 (0,8229)
Différence des temps de trajet	-0,0801 (0,0153)
Différence des temps de trajet × Début du travail entre 8 h-9 h	0,0259 (0,0171)
Différence des temps de trajet × Début du travail entre 9 h-10 h	0,0315 (0,0182)
Différence des coûts de trajet	-0,0582 (0,009479)
Nombre de correspondances en <i>TC</i>	0,0323 (0,1162)
Parking à destination en <i>VP</i>	1,2415 (0,2136)
Log du revenu journalier	-0,001245 (0,002192)
Log du revenu journalier × Trajet Paris-banlieue × < 1 véhicule par actif	-0,001785 (0,003562)
Log du revenu journalier × Trajet banlieue-Paris × < 1 véhicule par actif	-0,003671 (0,003171)
Log du revenu journalier × Trajet banlieue-banlieue × < 1 véhicule par actif	0,001467 (0,002545)
Log du revenu journalier × Trajet Paris-Paris × ≥ 1 véhicule par actif	-0,000077 (0,002946)
Log du revenu journalier × Trajet Paris-banlieue × ≥ 1 véhicule par actif	-0,000079 (0,002627)
Log du revenu journalier × Trajet banlieue-Paris × ≥ 1 véhicule par actif	0,001743 (0,002407)
Log du revenu journalier × Trajet banlieue-banlieue × ≥ 1 véhicule par actif	0,000868 (0,002236)
Début du travail entre 8 h-9 h	0,4346 (0,3105)
Début du travail entre 9 h-10 h	0,6981 (0,3581)
Trajet Paris-banlieue × <1 véhicule par actif	1,2745 (1,1483)

TABLEAU A2 (suite)

Paramètres α	α (écart-type)
Trajet banlieue-Paris $\times < 1$ véhicule par actif	0,4715 (0,9730)
Trajet banlieue-banlieue $\times < 1$ véhicule par actif	0,5999 (0,8641)
Trajet Paris-Paris $\times \geq 1$ véhicule par actif	0,5966 (1,3980)
Trajet Paris-banlieue $\times \geq 1$ véhicule par actif	0,6508 (1,5558)
Trajet banlieue-Paris $\times \geq 1$ véhicule par actif	-0,6764 (1,1420)
Trajet banlieue-banlieue $\times \geq 1$ véhicule par actif	1,2204 (0,8606)
Âge inférieur à 30 ans	-0,5818 (0,2358)
Le travailleur est un homme	-0,4237 (0,1982)
Log-vraisemblance au point de convergence	-326,30930
Log-vraisemblance, constante seule	-599,65

BIBLIOGRAPHIE

- BECKER, G.S. (1965), « A Theory of the Allocation of Time », *The Economic Journal*, 75 : 493-517.
- BEESELEY, M. (1965), « The Value of Time Spent Travelling: Some New Evidence », *Economica*.
- BEN-AKIVA, M., D. McFADDEN, T. GARLING, D. GOPINATH, J. WALKER, D. BOLDDUC *et al.*, (1999), « Extended Framework for Modeling Choice Behavior », *Marketing Letters*, 10.
- BEN-AKIVA, M. et M. BIERLAIRE (1999), « Discrete Choice Methods and their Applications to Short-term Travel Decisions », in R. HALL (éd.), *Handbook of Transportation Science*, Kluwer, chap. 23.
- BEN-AKIVA, M. et J.L. BOWMAN (1998), « Integration of an Activity-based Model System and a Residential Location Model », *Urban Studies*, 35.
- BEN-AKIVA, M. et A. DE PALMA (1996), « Activity Based Travel Demand Model Systems », Communication at the 25th Anniversary of CRT, Montréal.
- BEN-AKIVA, M. et S.R. LERMAN (1985), *Discrete Choice Analysis: Theory and Application to Travel Demand*, MIT Press, Cambridge, MA.
- BLOCK, H. et J. MARSHACK (1960), « Random Orderings and Stochastic Theories of Response », in I. OLKIN *et al.* (éds), *Contributions to Probability and Statistics*, Stanford University Press, p. 97-132.
- BOITEUX, M. (2001), *Transports : choix des investissements et coûts des nuisances*, Rapport, Commissariat Général du Plan.
- BROWNSTONE, D. et K. TRAIN (1999), « Forecasting New Product Penetration with Flexible Substitution Patterns », *Journal of Econometrics*, 89 : 109-129.
- DE LAPPARENT, M. (2004), « De la valeur du temps à la valeur du risque de perte de temps de transport : le cas des déplacements professionnels », Thèse de Doctorat, Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne.
- DE PALMA, A., A.J. KHATTAK et D. GUPTA (1997), « Commuters' Departure Time Decisions in Brussels », *Transportations Research Record*, 139-146.
- DE PALMA, A. et F. MARSHALL (1998), « From W. Vickrey to Large-scale Dynamic Traffic Models », Proceedings of the 1998 European Transport Conference, Loughborough University.
- DE SERPA, A.C. (1971), « A Theory of the Economics of Time », *The Economic Journal*, 81 : 828-846.
- DEBREU, G. (1954), « Representation of a Preference Ordering by a Numerical Function », in R. THRALL, R. DAVIS et C. COOMBS (éds), *Decision Processes*, Wiley, p. 159-165.
- DOMENICH, T. et D. McFADDEN (1975), *Urban Travel Demand: A Behavioral Analysis*, North-Holland, Amsterdam.
- FALMAGNE, J.C. (1978), « A Representation Theorem for Finite Random Scale Systems », *Journal of Mathematical Psychology*, 18 : 52-72.

- FISHBURN, P. (1998), « Stochastic Utility », in S. BARBARA, P. HAMMOND et C. SEIDL (éds), *Handbook of Utility Theory*, Kluwer, p. 273-320.
- FONTAN, C. et A. DE PALMA (2001), « Choix modal et valeur du temps en Île-de-France », Document de travail, Département d'économie, Université de Cergy-Pontoise, France.
- GOURIEROUX, C. et A. MONTFORT (1996), *Simulation Based Econometrics Methods*, New York University Press.
- HAIJASSILIOU, V.A. (2000), « Some Practical Issues in Maximum Simulated Likelihood », in R. MARIANO, M. WEEKS et T. SCHUERMAN (éds), *Simulation-Based Inference in Econometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press.
- HAIJASSILIOU, V.A. (1993), « Simulation Estimation Method for Limited Dependent Variable Models », *Handbook of Statistics*, 11 : 519-543.
- HENSHER, D.A. (1994), « Stated Preference Analysis of Travel Choices », *Transportation*, 21 : 107-133.
- IAURIF (1997), *Le modèle de trafic de l'IAURIF*, Division Transports et Infrastructure.
- LUCE, R.D. (1959), *Individual Choice Behavior*, Wiley and Sons, New York.
- MANSKI, C. (1977), « The Structure of Random Utility Models », *Theory and Decision*, 8 : 229-254.
- MARSHACK, J. (1960), « Binary Choice Constraints on Random Utility Indicators », in K. ARROW, S. STARLING et P. SUPPES (éds), *Mathematical Methods in the Social Science*, Stanford University Press, p. 312-329.
- McFADDEN, D. (1973), « Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior », in P. ZAREMBKA (éd.), *Frontiers of Econometrics*, New York, Academic Press.
- McFADDEN, D. (1974), « The Measurement of Urban Travel Demand », *Journal of Public Economics*, 3 : 303-328.
- McFADDEN, D. (1989), « A Method of Simulated Moments for Estimation of Discrete Response Models without Numerical Integration », *Econometrica*, 57 : 995-1026.
- McFADDEN, D. (1998), « Measuring Willingness-to-pay for Transportation Improvements », in T. GARLING, T. LAITILA et K. WESTIN (éds), *Theoretical Foundations of Travel Choice Modeling*, Elsevier Science, Amsterdam, p. 339-364.
- McFADDEN, D. et K. RICHTER (1971), « On the Extension of a Set Function on a Set of Events to a Probability on the Generated Boolean σ -algebra », Working Paper, University of California, Berkeley.
- McFADDEN, D. et K. RICHTER (1991), « Stochastic Rationality and Revealed Stochastic Preference », in J. CHIPMAN, D. McFADDEN et K. RICHTER (éds), *PREFERENCES, Uncertainty and Rationality*, Westview Press, p. 161-186.
- McFADDEN, D. et K. TRAIN (1978), « The Goods/Leisure Tradeoff and Disaggregate Work Trip Mode Choice Models », *Transportation Research*, 12 : 349-353.

- MONTFORT, A. (1996), *Cours de probabilités*, Economica.
- MVA (1987), *The Value of Travel Time Savings*, Rapport.
- PAKES, A. et D. POLLARD (1989), « Simulation and the Asymptotics of Optimization Estimators », *Econometrica*, 57 : 1 027-1 057.
- SMALL, K. (1992), « Urban Transportation Planning », Harwood, Chur.
- SMALL, K. (1982), « The Scheduling of Consumer Activities: Work Trips », *American Economic Review*, 72 : 467-479.
- THURSTONE, L. (1927), « A Law of Comparative Judgement », *Psychological Review*, 34 : 273-286.
- TIPPING, D.G. (1968), « Time Savings in Transport Studies », *The Economic Journal*, 78 : 843-854.
- TRACE (1997), *Review of Existing Evidence on Value of Time*, Rapport pour la Commission Européenne, Contrat No RO-97-SC.2035, Hague Consulting Group Coordination.
- TRAIN, K. (1998), « Recreation Demand Models with Taste Differences over People », *Land Economics*, 74 : 230-239.
- TRAIN, K. (2003), *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge University Press, New York.
- TRAIN, K. et D. MCFADDEN (2000), « Mixed MNL Models for Discrete Response », *Journal of Applied Econometrics*, 15 : 447-470.
- VARIAN, H. (1992), *Microeconomic Theory*.
- VICKREY, W. (1969), « Congestion Theory and Transport Investment », *American Economic Review*, 59 : 251-260.
- WALKER, J., M. BEN-AKIVA et D. BOLDUC (2003), « Identification of the Logit Kernel (or the Mixed Logit) Model », MIMÉO.
- WALKER, J. et M. BEN-AKIVA (2002), « Generalized Random Utility Models », *Mathematical Social Science*, 43 : 303-343.