



HAL
open science

Modéliser les comportements de consommation dérivée : le cas des temps de transport

Iragaël Joly

► **To cite this version:**

Iragaël Joly. Modéliser les comportements de consommation dérivée : le cas des temps de transport. Economies et finances. Ecole Doctorale de Sciences économiques et de Gestion de Lyon - Université Lumière Lyon 2, 2017. tel-02164981

HAL Id: tel-02164981

<https://hal.science/tel-02164981v1>

Submitted on 25 Jun 2019

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

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

UNIVERSITÉ LUMIERE LYON II

École Doctorale 486 de Sciences Économiques et de
Gestion de Lyon

Habilitation à Diriger des Recherches
es Sciences Économiques

Modéliser les comportements de
consommation *dérivée* : le cas du
temps de transport

Mémoire présenté par

Iragaël JOLY

Soutenue publiquement le 3 juillet 2017, devant un jury composé de :

-
- | | |
|--|---------------------------|
| Pr. Michel BIERLAIRE | |
| Professeur, École Polytechnique Fédérale de Lausanne | (Rapporteur) |
| Pr. Thierry BLAYAC | |
| Professeur des Universités, Université de Montpellier | (Président de jury) |
| Pr. Sylvie CHARLOT | |
| Professeure des Universités, Université Lumière Lyon 2 | (Examinatrice et Garante) |
| Pr. Hubert JAYET | |
| Professeur des Universités, Université de Lille 1 | (Rapporteur) |
| Dr. Michel SIMIONI | |
| Directeur de Recherche, INRA, UMR MOISA, Montpellier | (Rapporteur) |



Mémoire rédigé au sein du

Laboratoire d'Économie Appliquée de Grenoble

Université de Grenoble Alpes

Grenoble-INP, F-38000 Grenoble, France

CNRS, INRA, UMR 1215 GAEL, F-38000 Grenoble, France

Remerciements

Les programmes de recherche présentés ont été menés au Laboratoire d'Economie Appliquée de Grenoble et au Laboratoire d'Economie des Transports, en collaboration avec mes co-auteurs de ces laboratoires, ainsi que du LASUR, du GRT et de Grenoble-INP.

Ces travaux ont bénéficié des financements de l'ANR, du Predit, de la Structure fédérative de recherche INNOVACS, de l'Université Pierre Mendès France et du PUCA (Plan Urbanisme Construction Architecture).

Mes remerciements vont aussi, et plus particulièrement, à Maud Dampérat, à Sylvie Charlot pour ses encouragements et à Audrey Baradat pour son grand soutien tout au long de ce chemin.

Table des matières

Table des figures

Liste des tableaux

Avant Propos

Ce mémoire présente le bilan de mon activité de recherche. Je le soumetts à évaluation en vue de l'obtention de l'habilitation à diriger des recherches. Ce mémoire présente une synthèse de mes travaux de recherche publiés, ainsi que mes perspectives de recherches, dont certaines soutenues par les travaux en cours. Ce bilan est motivé par le souhait de prendre du recul, d'obtenir un retour sur le chemin parcouru et sur ses perspectives d'évolution, et la volonté d'évoluer vers l'encadrement de doctorants et la conduite autonome de projets de recherche.

Actuellement maître de conférences en économie (CNU section 05) à l'Institut National Polytechnique de Grenoble (Grenoble INP), j'effectue mes recherches au Laboratoire d'Économie Appliquée de Grenoble (GAEL UMR 1215) J'ai obtenu mon diplôme de Docteur en Sciences Économiques de l'Université Lumière Lyon 2 sous la direction du professeur Alain Bonnafeous.

Mon activité de recherche, depuis mon doctorat se traduit par la publication de douze articles dans des revues à comité de lecture dont une publication en économie classée 1 CNRS (rang A HCERES), une publication classée 2 CNRS (rang A HCERES), une publication classée 3 CNRS (rang B HCERES), six publications classées 4 CNRS (rang B & C HCERES). Enfin, deux des trois autres publications non classées en économie sont classées en géographie (rang A ou B HCERES).

Mes travaux s'inscrivent dans le cadre de l'économie des transports et la micro-économétrie et portent sur la modélisation des comportements de choix des individus en matière de temps de transport et temps d'activités,

ainsi que les facteurs qui les influencent. Ils se structurent autour de trois perspectives méthodologiques différentes : la première relève des modèles de durées pour l'étude des choix de durées de transport, la seconde des modèles de choix discrets appliqués aux choix de modes de transport et plus généralement de produits, et la troisième des modèles d'équations structurelles.

Parallèlement, j'ai également une activité de co-encadrement de doctorants : Hélène Bouscasse, doctorante de l'Université de Lyon (2014-...), en co-encadrement avec Patrick Bonnel (LET) et Natalia Duarte Ferrin, doctorante de l'Université de Grenoble, en co-encadrement avec Van-Dat Cung et Pierre Lemaire (GScop). J'encadre aussi régulièrement des d'étudiants en master 2 recherche (7 étudiants en M2R ou équivalent de l'Université Lyon 2, de l'UPMF ou de Grenoble-Inp).

Enfin, l'essentiel de mes activités de recherche ont été financées par des projets de recherche. J'ai été fortement impliqué au montage des projets financés auprès d'organismes publics lors de réponses à des appels à projets émanant de l'ANR, le Predit, la Structure fédérative de recherche INNOVACS, de l'Université Pierre Mendès France ou le PUCA (Plan Urbanisme Construction Architecture).

Si je sollicite mes pairs aujourd'hui, c'est pour me permettre d'évoluer dans mon activité d'enseignant-chercheur en ouvrant la voie à l'encadrement de doctorants, le pilotage de projets financés, et à terme, au professorat des universités.

Introduction

Les budgets-temps de transport (BTT) sont réputés stables depuis plusieurs décennies. Établie sur les travaux fondateurs de Zahavi, cette conjecture suppose que la moyenne par agglomération des temps quotidiens de transport individuels¹ est d'une durée invariable d'une heure. Dans les agglomérations françaises, la stabilité des budgets-temps de transport est illustrée par l'étude de ?, puis celle de ? sur 44 agglomérations françaises couvrant la période de 1976 à 1995².

À partir de cette hypothèse d'existence et de stabilité des BTT, ? propose une vision nouvelle (à l'époque) de la mobilité en considérant que les individus maximisent les opportunités auxquelles ils accèdent sous la contrainte de ce BTT (accompagné d'un budget monétaire de transport)³. Cette hypothèse de stabilité constitue le cadre de développement de modèles des mobilités centrés sur les vitesses urbaines et donc les distances parcourues (?).

Toutefois, l'apport de Zahavi réside surtout dans la modélisation du comportement moyen de mobilité par un programme d'optimisation d'utilité sous contraintes de budgets. Sa proposition, centrée sur les temps de transport plutôt que les vitesses, les distances ou les flux, ouvre la voie aux approfondissements des recherches sur les comportements individuels de mobilité.

1. Le Budget-Temps de Transport (BTT) se définit comme la somme des durées de tous les déplacements réalisés dans une journée par un individu.

2. De nombreux travaux ont recherché par l'analyse de données à illustrer ou démontrer la validité de cette stabilité du BTT, dont par exemple ceux de ? et de ?.

3. La loi de Zahavi et la «Bever law» (?) sont souvent référencées dans la littérature par le concept de BTT, qui suppose à la fois l'existence et la stabilité d'un BTT.

Cette hypothèse a permis d'apporter un éclairage nouveau aux politiques des transports et aux politiques urbaines. Pourtant, les outils économiques de régulation des mobilités (voir ?) omettent le plus souvent le temps de transport, pourtant élément central du coût généralisé de mobilité subi par les individus, au côté du coût monétaire de transport.

Un premier objectif du travail exposé ici est d'approfondir la connaissance des temps de transport et leur rôle potentiel comme outil de régulation des mobilités urbaines.

Par ailleurs, lever cette hypothèse signifie chercher à comprendre les comportements de choix de déplacements en lien avec les choix de modes de transport, d'itinéraire, d'horaire, etc., et surtout avec leur finalité : les activités. Le travail développé s'oriente naturellement vers les modélisations issues de l'approche des mobilités centrée sur les activités afin de mieux comprendre le rôle du transport en tant que demande dérivée de la participation aux activités. Les questions méthodologiques et de modélisations de la nature et du rôle particuliers du temps de transport constituent le second objectif.

Hypothèses des budgets temps de transport

Selon les données accessibles aux chercheurs, le BTT trouve de nombreuses définitions dans les études des mobilités et autant de modes de calcul⁴. Malgré ces difficultés, la littérature sur les BTT conduit à distinguer deux hypothèses. La première suggère une stabilité du BTT dans le temps et dans l'espace lorsqu'il est mesuré comme une moyenne par agglomération. Ainsi, un BTT d'une heure semble être une approximation relativement bonne de la moyenne des BTT moyens observés dans différentes villes, de différents pays à différentes périodes. Cette « *hypo-*

4. Les premières analyses dans les années 1970 ont pu mesurer un temps de transport quotidien en automobile ou pour les trajets motorisés domicile-travail (?????). Maintenant, la qualité des enquêtes permet l'observation des temps de trajets et des BTT pour tous les modes de transport et tous les motifs. Toutefois, de nombreuses questions de mesure de ces indicateurs demeurent, notamment autour du périmètre spatial pertinent, ou autour de la représentativité et la généralisation de certains des trajets enquêtés (sortie de zone d'enquête, les déplacements personnels enchaînés aux déplacements professionnels...). Autant de questions qui rendent difficilement comparables les résultats quantitatifs.

thèse forte » de stabilité des BTT prend tout son sens relativement à l'hétérogénéité des situations urbaines. En dépit des différences de développement économique, de niveau d'infrastructure de transport, des contextes urbains, etc., les BTT moyens par ville restent approximativement les mêmes, que ce soient ceux de villes européennes ou américaines, de métropoles japonaises ou de villages africains (?).

Loin d'être une loi comportementale individuelle, elle pourrait être une loi des villes. En effet, la conception de la mobilité proposée par Zahavi conduit à comprendre la coproduction ville-transport comme articulée autour des BTT et budgets monétaires. Certaines tendances observées par ? semblent souligner cette coproduction. Par exemple, les localisations résidentielles près des voies rapides et s'éloignant des lieux de travail, ou à l'inverse les localisations des lieux de travail et de commerce se rapprochant des lieux de résidence, notamment des populations peu mobiles.

Néanmoins, l'hypothèse forte de constance n'est pas pertinente au niveau désagrégé. A ce niveau, les analyses des BTT révèlent de nombreuses relations avec d'autres variables, telles que les attributs socio-démographiques, les caractéristiques des déplacements et les contextes urbains. La régularité de ces relations, malgré les différences entre études, en terme de recueil de données, de méthodes d'analyses, etc., constitue la seconde hypothèse : « *l'hypothèse faible* » de régularité des BTT (???, proposent des revues de ces différents effets). La recherche de ces régularités se heurte aux dimensions qui ne peuvent pas être mesurées ou résumées à un niveau quotidien. Par exemple, les modes de déplacements ou les contextes urbains des lieux d'activités, ou la planification d'activités sur plusieurs semaines.

Ces deux interprétations de la conjecture de Zahavi constituent deux premiers outils de compréhension et potentiellement de régulation des mobilités aux niveaux agrégés et individuels, et aussi deux défis de recherche en économie des transports.

Le temps de transport, un outil pour faire et défaire la ville ?

Au moins à un niveau agrégé, l'interprétation du lien entre vitesse, distance et BTT rend la vitesse responsable de l'extension de la portée spatiale des déplacements sous la contrainte d'un BTT fixe. L'étalement urbain est permis, au moins en partie, par les vitesses plus rapides permises par l'automobile (??). La coproduction ville-transport s'articule autour du BTT. Sous l'hypothèse de stabilité des BTT, la ville compacte semble être une réponse aux enjeux environnementaux actuels (?), avec des leviers sur les mobilités apparaissant autour de la régulation des vitesses automobiles, de l'accès aux transports en commun, et de la densité des aménités urbaines.

On comprend aisément que sous l'hypothèse forte de constance des BTT, l'amélioration des vitesses, notamment par les nouveaux espaces rendus accessibles, se traduit par une augmentation des distances parcourues et un réinvestissement du temps gagné dans d'autres déplacements. La conjecture de Zahavi est donc féconde pour comprendre le développement du trafic et la dilatation des espaces urbains. La forme urbaine la plus emblématique de ce développement a été qualifiée de «ville californienne»(?), laquelle est associée aux problèmes de soutenabilité de la mobilité quotidienne.

Cependant, cette stabilité suggère une gestion paradoxale des gains de temps à deux niveaux. Tout d'abord, au niveau urbain, les gains de vitesse n'ont pas été utilisés pour réduire le temps passé dans les transports, mais pour aller plus loin ou pour se déplacer plus. Ensuite, rapportés au choix d'allocation des temps, les gains de temps n'ont pas été consacrés à d'autres activités. Alors même que le temps de transport est identifié comme le « pire temps de la journée » (?).

Il est indispensable de ne pas faire de cette hypothèse de constance des BTT une loi universelle régissant les comportements individuels. Le temps de transport consenti par un individu pour accéder à une activité résulte d'un phénomène complexe mêlant de nombreux arbitrages. L'observation de relative stabilité au niveau agrégé est le résultat de l'en-

semble des comportements individuels d'usage des gains de temps.

Cette posture nous conduit à dépasser certaines conceptions du temps de transport. Notamment celle de certains modèles économiques (comme les modèles standards à quatre étapes), selon laquelle le temps de transport est un élément du coût généralisé de la mobilité, au même titre que le coût monétaire, que les individus sont supposés minimiser (?).

La gestion de la ressource temporelle implique un comportement d'autant plus complexe que le temps de transport est au centre de nombreuses interactions entre les choix individuels et interindividuels. Ce rôle particulier du temps de transport positionne l'individu dans un espace ou un ensemble d'opportunités urbaines, et dans une temporalité sociale et urbaine. La gestion des mobilités se résume de moins en moins à une réduction des coûts monétaires ou temporels, indépendante d'autres dimensions.

Organisation du mémoire

La mise en cause progressive de la conjecture de constance des BTT et son interprétation en tant qu'outil de régulation des mobilités, nous conduit à une démarche allant d'un niveau agrégé vers un niveau plus fin désagrégé. Au niveau agrégé, nos travaux de recherche sur les liens entre transport et aménagement urbain s'ancrent en économie des transports et en économie urbaine. Sur cette base théorique, la proposition de Zahavi est étudiée et les effets induits de son modèle, sur les formes urbaines et les systèmes de transport, sont évalués. Ce premier travail se concentre sur une analyse de données internationales en vue d'éclairer cette proposition.

Ensuite, l'approche désagrégée que nous proposons est construite dans le paradigme dit « d'approche centrée sur les activités » de la mobilité. L'apport majeur de cet ancrage théorique est de considérer la mobilité comme l'expression d'un besoin dérivé de la participation des individus à des activités hors domicile (??).

La nature dérivée de la demande de transport reste une difficulté majeure

de la modélisation des comportements de mobilité. Elle soulève notamment la question de la définition de l'utilité du temps de transport. Cette utilité est le plus souvent considérée comme l'utilité de l'activité poursuivie à destination. Mais, le temps de transport peut être lui aussi valorisé par l'activité menée pendant le déplacement, voire en tant que propre source de satisfaction (ou d'insatisfaction) (?).

Le transport semble dépasser le rôle de simple attribut d'une activité. En ce sens, il convient de traiter le BTT comme une activité et de rechercher une voie d'analyse de la concurrence pour la ressource temporelle à l'œuvre entre les multiples activités.

Ce mémoire présente et discute les modélisations proposées pour l'étude des comportements de mobilité et appliquées aux niveaux agrégé et désagrégé.

Tout d'abord, le premier chapitre propose une synthèse de la proposition de Zahavi et la confronte aux données. Cette mise en perspective précise la portée novatrice de sa vision des comportements de mobilité, notamment en tant qu'ouverture du cadre des outils de régulation des mobilités urbaines. Ce chapitre rappelle comment la stabilité du BTT paraît paradoxale étant donné les développements de zones urbaines, des systèmes de transport et des mobilités.

Ensuite, le second chapitre illustre certains des mécanismes structurels à l'œuvre derrière le BTT moyen mesuré dans différentes agglomérations. L'analyse approfondie des temps de transport dans huit villes européennes montre, non pas une stabilité des comportements de mobilité, mais l'existence de régularités multiples des comportements, voire l'émergence de nouvelles tendances ou profils de mobilité, notamment les « mobiles intensifs ». Le temps de transport apparaît ici comme non réductible à un simple coût.

Dans le troisième chapitre, la mobilité individuelle est étudiée comme l'expression d'une demande dérivée de la participation aux activités. Les travaux présentés recherchent des articulations et des ajustements des comportements individuels de mobilité autour de l'élément clé que constitue le temps de transport. La place du temps de transport dans les pro-

grammes d'activités individuels est étudiée selon trois axes. Tout d'abord, la relation entre les durées des activités et de la mobilité est étudiée pour préciser le temps d'accès aux activités. Ensuite, nous recherchons l'influence des contextes urbains sur les emplois du temps et les mobilités. Puis la dimension dynamique des comportements d'allocation de temps aux activités et à la mobilité est modélisée.

Le dernier chapitre présente une mise en perspective des méthodes mobilisées dans l'ensemble de mes travaux, dont les plus récents. Il tente de dresser un panorama des modélisations des comportements pour les différents types de choix dans différentes situations et étudiées dans mes travaux. Ainsi structurée, cette synthèse met en avant les perspectives de recherche méthodologiques et le potentiel de leur application, issus de ces travaux et des travaux en cours.

Paradoxe des Gains de Temps

Introduction

Une première série de travaux traite de la question des BTT à un niveau agrégé, c'est-à-dire en étudiant les indicateurs de mobilité entre agglomérations. Cette étude comparative des mobilités permet de proposer plusieurs faits économiques constituant de l'économie de la mobilité urbaine ou de l'économie urbaine.

En effet, la littérature en économie des transports étudie les BTT dans leur articulation avec les autres indicateurs caractérisant les mobilités, les systèmes de transport et les géographies urbaines. Tout d'abord, l'hypothèse de stabilité des BTT constitue une sorte d'invariant dans cette littérature. Mais, s'il est admis que cet invariant n'est pas plausible au niveau individuel, une grande partie de la littérature l'accepte au niveau des villes, en en faisant une sorte de « loi des villes ». Il en découle une représentation simplifiée de la relation de coproduction entre ville et transport (??), où le BTT devient l'articulation entre les vitesses accessibles et les distances parcourues. Ainsi, les gains de vitesse dus à la mobilité automobile impliquent directement, sous l'hypothèse de stabilité des BTT, une augmentation des distances parcourues.

Cependant, d'autres éléments relatifs aux temps de transport peuvent sembler en contradiction avec cette première facette de l'analyse économique. En effet, le temps de transport, comme les autres éléments entrant dans la définition du coût généralisé de mobilité, est souvent considéré comme un coût. Ainsi, les individus tenteraient de le réduire. Pour, ?, le temps de transport est même identifié comme le « pire temps » de la

journée.

Ce premier chapitre est consacré à cette apparente contradiction ou cet usage paradoxal des gains de vitesse. Les travaux présentés ici (?????) proposent de clarifier le fondement de l'hypothèse de stabilité des BTT et en conséquence les limites de ces interprétations. Pour approfondir cela, nous étudions une base de données internationales via les méthodes classiques d'analyse multidimensionnelle, dont l'analyse en composante principale et la régression linéaire. Nous présentons tout d'abord un état de l'art succinct des études fondant l'hypothèse de stabilité des BTT (??) suivie d'une discussion critique de l'interprétation et des usages de cette hypothèse (??). Ensuite, nous précisons nos méthodes et nos principaux résultats de l'étude des relations entre ville et mobilité (??). Enfin, nous discutons les contributions de nos travaux (??), ainsi que leurs limites et les perspectives de recherche (??)

Les hypothèses sur le BTT

Dans les années 1980, Zahavi a émis l'hypothèse de la stabilité du BTT autour de 60 minutes en moyenne de transport quotidien par personne. Cette dépense temporelle étant d'après lui similaire entre les villes et les différentes périodes d'observation. La conjecture de Zahavi peut alors être formulée comme la transférabilité spatiale et temporelle du BTT. Depuis, la stabilité des temps de transport quotidiens est devenue un concept commun dans la recherche en transport (économie, géographie, urbanisme, sociologie, etc.). La constance du BTT constitue un invariant pour certaines projections de mobilités (???)

L'hypothèse de Zahavi est fondée sur un ensemble de données internationales dont la diversité constitue à la fois un atout et une faille. En effet, l'homogénéité des définitions des indicateurs et des méthodes d'enquêtes constitue, à la fin des années 70, une difficulté majeure du recueil d'un tel ensemble de données et de son analyse.

Malgré cette forte dépendance à l'ensemble de données disponibles et ses multiples limites, Zahavi parvient à éclairer un mécanisme devenu clas-

sique de l'économie de la mobilité urbaine. Et les difficultés rencontrées lors de la comparaison de données aussi variées sont contrebalancées par la régularité du résultat.

En effet, comment expliquer que malgré les différences historiques, géographiques, culturelles, économiques, etc. des situations urbaines, l'intervalle relativement étroit des BTT persiste ? Ainsi, l'hypothèse de stabilité des BTT est définie par l'observation des BTT mondiaux. L'ambiguïté des interprétations et des utilisations de ce constat réside alors dans le passage à des niveaux d'application plus fins.

Dans le prolongement des travaux de Zahavi, les BTT ont été explorés par plusieurs études et l'usage des BTT dans les modèles de transport et la démonstration de leur constance sont encore des sujets de débats (????????????????????). Mais peu de ces travaux possèdent la même dimension très agrégée de l'étude de Zahavi. La recherche d'une constance des BTT à un niveau moins agrégé (national ou urbain), revient à étudier un cas particulier de l'hypothèse de Zahavi.

Plus récemment, ? et ? disposent d'une vaste base de données internationale et vérifient et utilisent la stabilité des BTT afin de réaliser une projection de la mobilité mondiale. Ainsi, ils ne quittent pas le niveau d'observation agrégé de la stabilité des BTT. Les deux auteurs observent un intervalle des BTT relativement étroit, étant donnée la diversité des villes étudiées (Figure ??). Malgré les différences de méthodologies, de définitions, etc., l'intervalle obtenu est très proche de celui de Zahavi. La stabilité des BTT est observée malgré la croissance des PIB et malgré la croissance sous-jacente des distances parcourues. Leurs données étant des séries chronologiques de différentes agglomérations, ils corroborent l'hypothèse d'une transférabilité spatiale et temporelle du BTT moyen, et proposent l'application dans leur modèle de projection d'un BTT proche de 60 min.

D'autres études ont plutôt recherché les facteurs de la dispersion autour de la moyenne, et donc les effets de différentes variables sur les BTT à l'aide de données agrégées ou désagrégées (????????????????).

Par exemple, les résultats de ? sur l'Enquête Ménage Déplacements

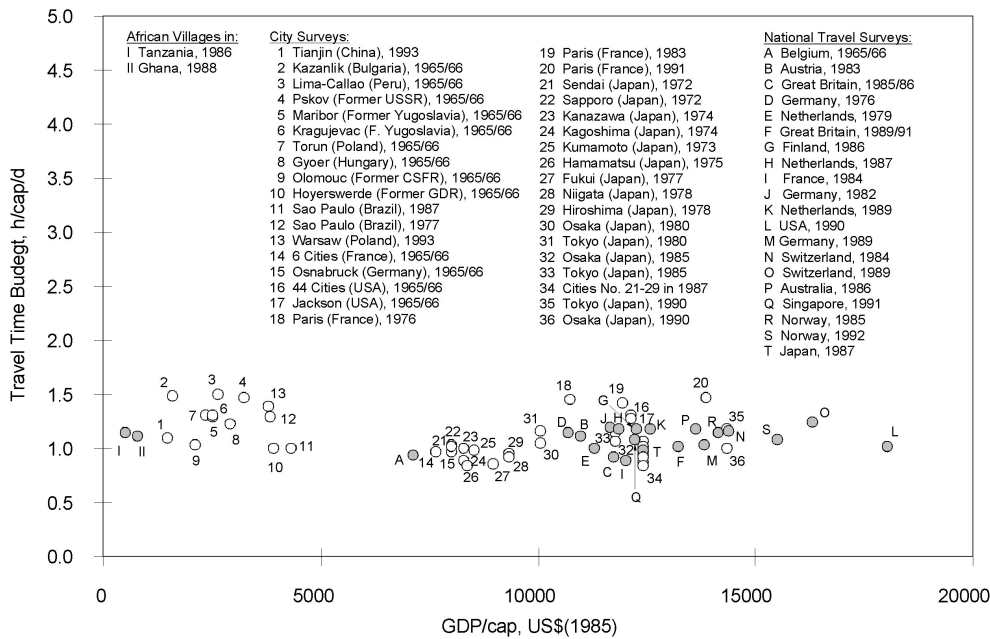


FIGURE 1.1 – BTT moyen par personne et PIB par personne

Source: ?

(EMD) de Lyon 1995 font apparaître que les attributs de l'individu ou du ménage tels que l'âge, le niveau d'équipement automobile, le statut professionnel, le genre, la taille du ménage, la classe de revenu sont des variables influentes. De même, certaines des caractéristiques des activités générant les déplacements, comme la durée, le type, ou la fréquence d'une activité, affectent le temps alloué aux transports. Les attributs des zones géographiques peuvent aussi intervenir, comme la taille de la ville, sa densité, son caractère urbain ou périurbain; ou encore les variables relatives aux systèmes de transports de la ville et à la mobilité réalisée (distance parcourue, part modale).

Le réinvestissement paradoxal des gains de temps

À un niveau plus fin, la conjecture de Zahavi conserve un pouvoir explicatif important. Elle permet de styliser simplement les mécanismes de l'économie de la mobilité urbaine autour de nouveaux éléments non

monétaires. Elle met aussi en évidence le réinvestissement apparemment paradoxal des gains en temps de transport, ainsi que les lacunes de la compréhension des arbitrages temporels individuels. Le mécanisme de réinvestissement des gains de temps découle de la caractéristique majeure du temps : il n'est pas stockable. Cette particularité est à la base du mécanisme de réinvestissement des gains de temps et donc de la gestion, apparemment paradoxale, de cette ressource rare. Car lorsque des gains de vitesse sont possibles, le temps gagné ne peut pas être épargné, il doit être consommé d'une façon ou d'une autre.

La réduction du « coût temporel » du transport permet d'étendre l'espace-temps des accessibilités. Les gains de vitesse mettent donc face à face les gains de temps et les gains d'accessibilité. L'hypothèse de stabilité des BTT signifie donc que le résultat de ce choix est en faveur des gains d'accessibilité. Le réinvestissement des gains de temps serait alors total et non soumis à un problème en amont d'allocation des temps.

En effet, l'individu en choisissant de réinvestir l'intégralité de ses gains de temps dans du transport supplémentaire, fait le choix d'étendre la zone espace-temps de ses activités. C'est-à-dire qu'il fait le choix de nouvelles activités dont l'utilité marginale est plus forte que celle d'activités déjà pratiquées.

Cette extension se traduit soit par une fréquentation accrue des activités menées jusqu'à présent, soit par un éloignement des lieux de réalisation de ces activités, soit encore, par l'apparition de nouvelles activités dans l'emploi du temps de l'individu. Dans tous les cas, l'individu parcourt plus de distance au quotidien.

Ainsi, sous l'hypothèse de Zahavi, la vitesse automobile et toute politique visant à améliorer l'accessibilité supportent toute la responsabilité de la hausse des mobilités et de leurs externalités, telles que l'étalement urbain, les pollutions et les consommations énergétiques (??). La coproduction ville-transport s'articule autour du BTT. Sous l'hypothèse de stabilité des BTT, la ville compacte semble être une réponse aux enjeux environnementaux actuels (?). Avec des leviers sur les mobilités qui apparaissent autour de la régulation des vitesses automobiles, de l'accès aux transports en commun, de la densité des aménités urbaines (?).

BTT et coproduction ville-transport

Afin d'approfondir les mécanismes sous-jacents à la relation de coproduction ville-transport articulée autour du BTT, nous avons étudié les limites de validité de l'hypothèse de stabilité des BTT (??) et du mécanisme de réinvestissement des gains de temps (??). Dans ces objectifs, cette série de travaux compare les mobilités urbaines entre agglomérations à l'aide de la base de données internationales « Millenium Cities Database » de l'UITP (Union Internationale des Transports Publics).

Cette base de données apporte une information rare sur la mobilité quotidienne dans les grandes villes du monde. Les données collectées concernent la démographie, l'économie, la structure urbaine, le système de transports, la mobilité qui est pratiquée dans ces villes, etc.

Les méthodes quantitatives employées sur cet échantillon, en série croisée et de taille limitée, relèvent tout d'abord de l'analyse de données multidimensionnelle (ACP) pour mettre en évidence les différences de profils urbains. Ensuite des modèles de régression linéaire sont appliqués lorsqu'il s'agit d'étudier les potentiels déterminants des BTT (ou des parts modales des transports collectifs des villes (?)).

Au niveau mondial, la stabilité des BTT entre villes, telle qu'elle est définie par Zahavi et revue par Schafer, n'est donc pas rejetée par nos premiers résultats. Cependant, la dispersion dont font preuve les BTT laisse présager l'existence de mécanismes internes. Seul le niveau mondial d'observation semble donc soutenir l'hypothèse de stabilité des BTT. L'étude fait apparaître des niveaux de BTT contrastés selon la zone géographique étudiée. L'opposition apparaît entre deux types d'organisation urbaine possédant des dynamiques de BTT distinctes (Figure ??). Tout d'abord, un modèle urbain extensif composé des agglomérations nord-américaines et océaniques qui se développe par l'extension de ses consommations d'espace et de temps. Ensuite, un modèle urbain intensif composé des villes européennes et des métropoles asiatiques qui parvient à maintenir relativement homogènes ses consommations d'espace et de temps.

Cette opposition des performances des modèles d'organisation urbaine

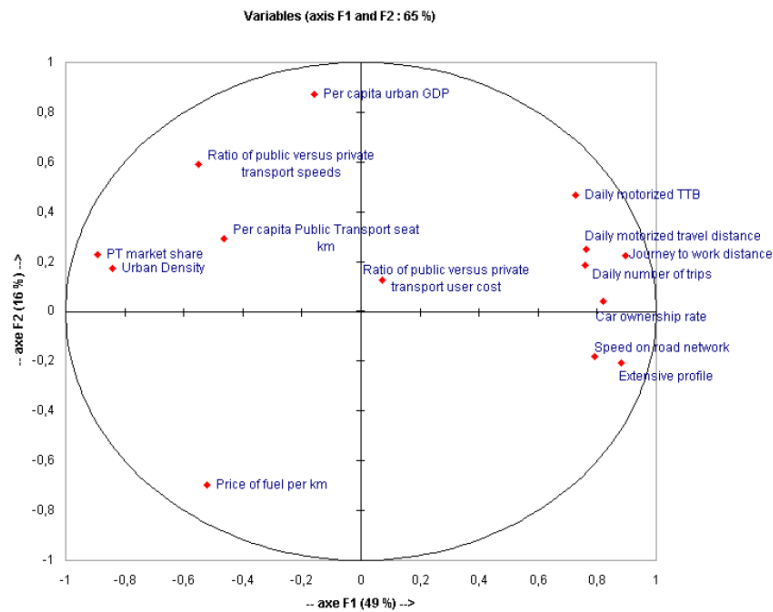


FIGURE 1.2 – Cercle de l'ACP : Identification du profil urbain extensif

Source: ?

est accentuée par les différences de vitesses observées. Malgré ses vitesses accrues, le modèle extensif a des BTT plus élevés (Figure ??). Dans ces agglomérations, tout se passe comme si l'accès à un niveau de revenu supérieur procurait des vitesses plus grandes et nécessitait des distances plus importantes. L'orientation du système de transports vers l'automobile et la croissance du taux de motorisation ne semble pas « faire gagner du temps ». Malgré l'efficacité relative du modèle extensif en terme de vitesse, ces villes subissent la dilatation de leurs espaces et de leurs temps. La portée des déplacements a dépassé la limite que pouvait représenter le BTT d'une heure. Ce constat amène alors à reconsidérer le lien causal établi entre distance-temps-vitesse, qui sous la conjecture de Zahavi se réduisait à un réinvestissement systématique des gains de temps.

Pour satisfaire des besoins de mobilité accrues, les habitants des agglomérations du modèle extensif consomment, à la fois, plus d'espace et de temps de transport. D'après la relation entre le PIB urbain et les distances parcourues, le coût marginal en distance de l'activité économique paraît plus élevé pour le modèle extensif que pour le modèle intensif. La fonction de production globale de l'économie des villes du modèle exten-

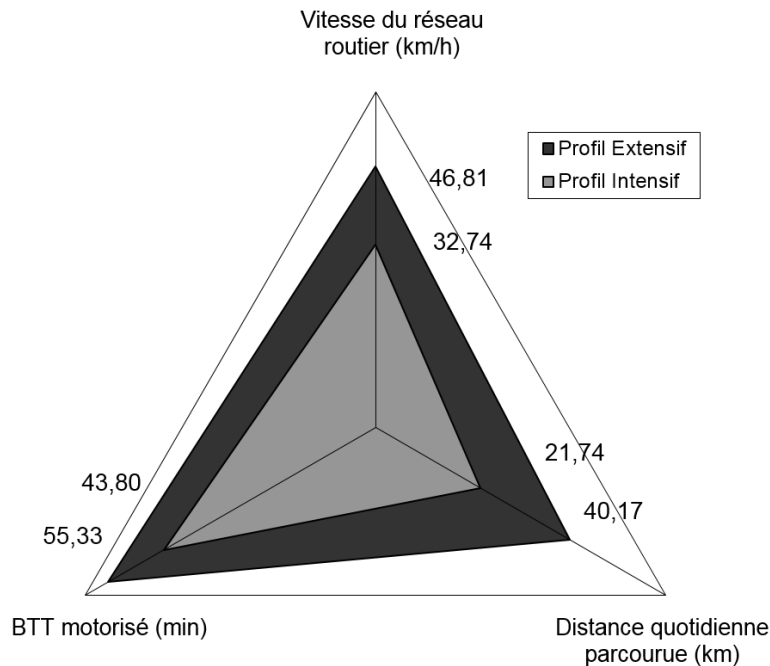


FIGURE 1.3 – Indicateurs de mobilité selon le modèle d'organisation urbaine

Source: ?

sif consomme plus de mobilité, il y a bien gestion paradoxale du bien le plus rare.

En plus d'invalider la transférabilité de la conjecture de Zahavi à un niveau moins agrégé que le niveau mondial, le modèle urbain extensif remet en question le lien de causalité possible entre les vitesses, les BTT et les distances parcourues. Si les vitesses perdent leur rôle de maintien du niveau de mobilité, elles conservent leur pouvoir générateur de mobilité. La croissance des transports, qui pourrait être selon la conjecture de Zahavi une simple projection linéaire des gains de vitesse, serait pour le modèle extensif, une croissance exponentielle.

En définitive, l'accessibilité ne permet pas de réduire les temps de transport ou les distances parcourues. Au contraire, elle aura permis au moins de conserver une mobilité constante. Nous pouvons aller au-delà et formuler l'hypothèse controversée, selon laquelle, *les nouveaux espaces accessibles attisent la mobilité*, au point où les gains de vitesse peuvent même

inciter les individus à accepter une dépense temporelle de transport de plus en plus grande (hypothèse que nous développerons dans les chapitres suivants).

Synthèse & Discussion

Ce premier axe de recherche apporte deux types de résultats et remet en question l'hypothèse de stabilité des temps de transport à deux niveaux.

- Au niveau mondial, la stabilité des BTT semble constituer une régularité entre villes. Mais l'évaluation de la variabilité des BTT autour de la moyenne mondiale et l'amplitude de l'intervalle de fluctuation observé des BTT (de 30 à 90 minutes) restent problématiques et difficilement interprétables. Est-ce que, comme le suggère ?, le constat de stabilité n'est qu'une composition de hasards? ou le reflet des contraintes de nos emplois du temps?(?)
- L'analyse fait apparaître des oppositions entre deux modèles urbains intensifs et extensifs. À ce niveau d'étude un peu plus fin, les BTT semblent en partie déterminés par un ensemble de variables propres à la géographie, l'économie et le système de transports des villes. Ce ne sont alors pas les BTT qui sont stables, mais leurs relations avec d'autres variables. Dès lors, la transférabilité du niveau de BTT d'une heure n'est plus assurée.

Ces premiers constats au niveau agrégé remettent en question le passage d'un modèle d'organisation urbaine et des transports à un autre. Sous l'hypothèse que ce passage est possible, ces résultats indiquent que les vitesses plus élevées ne sont pas associées à des durées de transport plus faibles. Il en résulte une première hypothèse de gestion paradoxale du temps de transport quotidien. Ainsi, la plus grande mobilité des villes peu denses semble indiquer que davantage d'opportunités peuvent être mises à profit grâce à des vitesses plus élevées.

L'hypothèse, que l'accessibilité attise la mobilité et les BTT, permet d'expliquer cette gestion apparemment paradoxale par l'existence d'une demande latente (ou de trafic induit).

Nos résultats soulèvent là plusieurs questions quant à la place de l'hypothèse de stabilité dans les modèles économiques.

- Jusqu'à présent, la demande induite de déplacements est modélisée et mesurée, dans les modèles classiques de prévision de trafic, sous l'hypothèse de stabilité des BTT (??). Les gains de vitesse ou d'accessibilité sont alors transformés en déplacements et distances supplémentaires. Toutefois, ces mesures sont construites sur la base du trafic induit et non des comportements induits, incluant les usages du temps gagné, les choix d'activité, les décisions de long terme de localisation et relocalisation, etc. Nos résultats semblent indiquer que ces ajustements de comportements n'ont pas un effet aussi simple sur les indicateurs de mobilité.
- L'usage paradoxal des gains de temps soulève la question de la valeur associée aux gains de temps, notamment dans les analyses coûts-bénéfices réalisées pour l'évaluation des investissements publics en infrastructure. La valeur des gains de temps représente 80% des bénéfices évalués lors d'investissements sur des axes routiers majeurs (?). Les estimations de valeurs des gains de temps de transport reposent sur les arbitrages individuels estimés entre les temps de transport et les autres facteurs décrivant les situations de choix de transport. La valeur des gains de temps de transport s'obtient en croisant les utilités marginales estimées des prix et des temps de transport. Ces consentements à payer pour les gains de temps sont obtenus le plus souvent pour des situations individuelles fixées à court terme (l'individu en situation de choix n'a pas d'option par exemple de relocalisation résidentielle).

L'usage paradoxal du temps de transport souligne les limites de ces mesures de court terme produites par des situations de choix limitées. La valeur des gains de temps est obtenue par la valeur individuelle accordée aux gains d'accessibilité, c'est-à-dire par la réappropriation individuelle des temps gagnés et leurs intégrations dans les programmes d'activités.

Les bénéfices d'une infrastructure améliorant l'accessibilité devraient être mesurés par la valorisation des gains d'accessibilité, plutôt que par les gains de temps. *Il s'agirait ici plus d'évaluer le*

coût d'opportunité du temps de transport, plutôt que le consentement à payer pour les gains de temps.

L'existence potentielle d'une demande latente de mobilité mérite donc toute notre attention. D'autant plus que les BTT de différentes villes semblent en hausse dans de nombreux travaux récents aux Pays-Bas, en Grande Bretagne, en France et en Suisse (????).

Limites & Perspectives

Les limites de ce travail concernent tout d'abord la base de données. La comparaison de mobilités de différentes agglomérations révèle toute la difficulté de la question de mesures homogènes d'indicateurs objectifs, tels que les distances parcourues ou les caractéristiques des systèmes de transport. Malgré, les efforts et l'expérience des auteurs de la base de données (?), les résultats restent influencés par les différences de définition des indicateurs (par ex. la prise en compte de la marche à pied), par les variations de définition des limites des zones urbaines à comparer, ou encore les méthodes d'enquêtes, etc.

L'analyse de la relation entre les différents indicateurs de mobilité et les caractéristiques des systèmes de transport est ici limitée à une analyse en séries croisées des données. Aucune donnée de panel n'est disponible pour permettre une étude causale approfondie. Ainsi, malgré les précautions prises, l'endogénéité de certaines variables fragilise encore certainement une partie des résultats. Une partie du raisonnement proposé repose sur l'hypothétique passage d'un modèle urbain intensif à l'autre extensif. Les relations identifiées entre les BTT et les caractéristiques urbaines s'en trouvent fragilisées.

Il apparaît aussi que la gestion paradoxale des gains de temps soulève au moins deux directions de recherche : l'étude de la demande induite par les gains d'accessibilité et l'étude de leur valorisation et des méthodes d'élicitation de ces valeurs. Mes travaux réalisés par la suite (post-doctoraux) ont eu pour objectifs de tenter de dépasser les limites imposées par la base de données « Millenium Cities » et de traiter les deux questions

précédentes.

L'analyse produite jusqu'ici se situe à un niveau agrégé, où les mobilités moyennes sont comparées entre agglomérations. Or les enjeux de l'analyse des mobilités et de leur régulation résident dans la compréhension des comportements individuels.

Deux ouvertures ont été privilégiées : analyser les mobilités urbaines de différentes villes à partir de données désagrégées et approfondir la compréhension du comportement de mobilité sous l'angle des temps de transport.

Par conséquent, il a été question de constituer et analyser une base de données composée d'enquêtes déplacements de différentes villes européennes observées à plusieurs dates. Les données collectées sont de nature désagrégée et permettent un traitement micro-économétrique plus fin, mais aussi plus complexe des choix de mobilité en lien avec les programmes d'activités.

Les chapitres suivants présentent les différents travaux abordant cette proposition d'existence d'une demande latente de mobilité et étudient les comportements d'allocation de temps au transport.

Etude du Temps de Transport et Mobilité Intensive

Introduction

Le paradoxe décrit dans le chapitre précédent renvoie à la question de l'usage et donc de l'utilité associée aux gains de temps de transport. Ce paradoxe est d'autant plus saillant que certains travaux montrent que les BTT sont notamment en augmentation aux Pays-Bas, en Grande-Bretagne, en France, en Suisse et en Australie (???????)

Comprendre les motivations des individus à supporter une telle contrainte peut répondre à des enjeux sociaux, tels que ceux soulevés par les questions d'inégalités face au transport sous l'effet d'inégalités sociales ou encore de genre ou spatiale. Aussi les phénomènes de péri-urbanisation liés aux accès automobiles et le développement des corridors ferroviaires autour des grandes agglomérations résultent d'une extension de la portée des déplacements individuels. Le comportement relatif aux temps de transport apporte de nouvelles perspectives, parmi les explications apportées à ces phénomènes (l'accès à de plus grandes vitesses, la pression et l'orientation du marché immobilier, etc.).

Les enjeux de politiques économiques de régulation des mobilités et d'investissement en infrastructures routières ou de transports publics dépendent aussi de notre compréhension de ces comportements liés au temps de transport.

Les travaux discutés (???) proposent une étude des BTT selon une

approche mixte, c'est-à-dire recherchant les complémentarités des approches quantitative et qualitative, afin de traiter à la fois les enjeux économiques des temps de transport et les enjeux socio-psychologiques de la valorisation ou la perception des temps de transport. Notre recherche examine les mobiles intensifs, c'est-à-dire les individus réalisant des durées quotidiennes de transport élevées (le seuil sera défini à 100 minutes par jour). Nous proposons un modèle économétrique des BTT pour donner un indicateur et une mesure des mobilités intensives, et nous mobilisons conjointement une étude qualitative des mobiles intensifs pour étudier et compléter les déterminants de ces mobilités élevées identifiés par le modèle économétrique.

Nous étudions tout d'abord, la valeur du temps de transport et présentons la modélisation économique des temps de transports (??), puis les apports de la littérature sur la relation entre bien-être et transport (??). Pour finir, nous discutons les méthodes et les contributions de nos travaux (??), ainsi que leurs limites et les perspectives de recherche (??).

Modélisation économique du temps de transport

Les modèles de trafic et le calcul économique considèrent le plus souvent les temps de transport comme un coût d'accès aux destinations ou aux activités poursuivies. Le temps de transport est alors un élément du coût généralisé de la mobilité au même titre que le coût monétaire, que les individus sont supposés minimiser (?). De nombreux travaux ont abordé le temps de transport en relation avec les programmes d'activités (les types d'activités poursuivies et leurs durées). Par exemple, une proposition de ? reprend le principe de l'allocation proportionnelle de ?. Dans ce modèle micro-économique, le temps de transport associé à une activité est déterminé par le « prix en temps de transport des activités ». Dans ce modèle, la durée du temps de transport associé à une activité est déterminée comme une fonction linéaire de la durée d'activité avec un taux différent selon le type d'activité. Le temps de transport n'apparaît alors dans ce modèle qu'en tant que contrainte. Ce rôle de coût

ou de contrainte des temps de transport est finalement celui qui est le plus souvent présent dans la littérature micro-économique (c.f. ? pour une revue de cette littérature). Ce n'est que récemment que les modèles d'allocation de temps aux activités et au transport intègrent un choix simultané et dépendant des différentes demandes (?????).

Un certain nombre d'études empiriques ont tenté de quantifier cette relation entre les durées de transport et d'activité. Selon différentes méthodes, une relation de proportionnalité est recherchée ou supposée, soit entre durées quotidiennes, soit entre durées par épisode. (?????????????)

Toutefois, ces représentations apparaissent réductrices, au sens où les relations de proportionnalité proviennent le plus souvent d'enjeux empiriques, voire pratiques. Pourtant, certains temps de transport peuvent paraître plus pénibles que d'autres. Par exemple, les 10 premières minutes sont souvent moins négativement perçues que les 10 dernières minutes d'un déplacement ; le temps d'attente d'un transport public est souvent perçu de manière plus négative que le temps de trajet, etc. Ces représentations constituent les premiers éléments proposés par la littérature pour appréhender le temps de transport et son utilité en tant que demande dérivée de la participation aux activités.

Utilité du temps de transport

La propension à accepter des durées de transport croissantes est donc à étudier plus précisément. Un ensemble de recherches relevant d'approches qualitatives ou quantitatives se sont orientées vers la relation entre bien-être et mobilité (cf ? pour une revue de littérature). Ainsi, quel que soit l'indicateur de mesure de cette satisfaction, il est fréquemment observé que l'activité de transport est associée à une satisfaction relativement faible ou moyenne par rapport à celle des autres activités. Le transport est associé à la fois à des concepts négatifs de stress, de fatigue, d'inconfort et à des notions positives d'aventures, de nouveautés, d'autonomie, etc (?????????????????).

D'autres évaluent les différences de perception entre la mobilité automobile et la mobilité en transports publics. Par exemple, des émotions positives sont associées à la voiture. Les situations de mobilité active (la marche à pied, le vélo) sont positivement évaluées par rapport à des situations de conducteur automobile ou de passager des transports publics (?).

Enfin, certaines études ont questionné le lien entre l'évaluation du bien-être (parfois défini au sens large) et la durée de transport. Ainsi, selon les indicateurs de ce bien-être, les durées de transport les plus longues sont jugées plus négativement (?????????). D'autres identifient une relation négative entre *life satisfaction* et la durée de trajet domicile-travail (???). De même, les expériences de congestion sont évaluées négativement (?????????).

Plus particulièrement, le temps de trajet peut être perçu comme un temps gagné, un moment plaisant durant lequel le mode de transport devient un lieu de vie à part entière et le temps de transport utile et productif (?????????). Le temps de trajet peut même apparaître comme une opportunité de réaliser des activités personnelles, qui seraient impossibles à réaliser à d'autres moments du quotidien (??). Finalement, la littérature identifie deux aspects du lien satisfaction-mobilité (?). Tout d'abord la satisfaction (ou insatisfaction) immédiate issue de l'activité de transport elle-même, ensuite, la satisfaction atteinte par le transport en tant qu'instrument.

Nous retrouvons là les notions d'utilité dérivée (ou d'utilité de la destination) et d'utilité primaire (ou l'utilité intrinsèque) du déplacement (???). L'utilité primaire du déplacement pouvant être décomposée entre l'utilité associée aux activités qui peuvent être menées pendant le déplacement et l'utilité associée aux caractéristiques de ce déplacement (paysages, confort, plaisir de la conduite, temps de césure entre activités, etc.)

Synthèse & Discussion

L'étude des temps de transport nécessite donc d'intégrer des éléments de décision particulièrement subjectifs renvoyant aux notions de plaisir et de satisfaction, mais aussi de considérer des outils de mesures suffisamment flexibles pour dépasser les représentations simplifiées du temps de transport (par exemple celle proportionnalité entre durées ou celle d'un simple coût d'accès aux activités). L'approche méthodologique proposée dans ?? relève de méthodes mixtes au sens de la réunion de méthodes quantitatives et qualitatives sur un même objet de recherche (?). La méthode mixte proposée tente d'apporter un éclairage nouveau, tant sur les dimensions mesurables que subjectives des BTT, mais aussi de dépasser les conceptions usuelles du temps de transport.

Les travaux menés avec les équipes du Let, du LaSUR et du GRT m'ont conduit à constituer une base de données de huit villes françaises (Grenoble, Lyon, Rennes et Strasbourg), suisses (Berne, Genève et Zurich), et belges (Bruxelles). Ainsi dix-sept enquêtes de mobilité (environ 400000 déplacements, 80000 individus) sont regroupées et homogénéisées assurant un échantillon diversifié, afin de répertorier tous les aspects des transports dans ces agglomérations (cf. Annexe ??, pour ce travail de données).

La recherche qualitative a porté sur des individus ayant des BTT élevés, afin de comprendre les pratiques, le vécu et les perceptions des temps de trajet. Les mobiles intensifs ont été choisis en fonction du temps passé à se déplacer quotidiennement, et en lien avec le seuil identifié par le modèle quantitatif (au minimum 2h de trajet pendulaire). En dehors de ce critère, un principe de diversité a été appliqué au recrutement des interviewés. Géographiquement, les entretiens ont été menés dans trois des 8 villes : Lyon, Genève et Bruxelles (11 entretiens réalisés en 2003 dans le bassin lémanique ; 8 entretiens dans la région de Lyon et 10 entretiens dans la région de Bruxelles en 2008). Les entretiens ont été menés à partir d'une méthode qualitative et compréhensive. La méthodologie des récits de vie a été appliquée aux entretiens, car elle permet de saisir la vie des individus rencontrés dans la longue durée (??). Elle donne ainsi accès aux processus de décision, aux permanences et aux changements en matière

| | BTT quotidiens (min.) | | | Pendulaires intensifs (%) | |
|-----------------|-----------------------|---------|---------|---------------------------|------------|
| | N | Moyenne | Médiane | % > 100min | % > 120min |
| Bruxelles 1999 | 979 | 67.82 | 55 | 19.86 | 11.85 |
| Grenoble 1992 | 3271 | 65.72 | 55 | 16.78 | 9.66 |
| Grenoble 2001 | 5410 | 75.53 | 64 | 24.10 | 15.05 |
| Grenoble 2010 | 8003 | 77.49 | 65 | 25.26 | 16.82 |
| Lyon 1985 | 7247 | 66.72 | 60 | 18.15 | 10.13 |
| Lyon 1995 | 11061 | 76.20 | 65 | 24.24 | 14.78 |
| Lyon 2006 | 11373 | 75.75 | 63 | 24.49 | 15.24 |
| Rennes 1991 | 6140 | 57.19 | 50 | 11.17 | 6.19 |
| Rennes 2000 | 7585 | 66.43 | 55 | 16.74 | 10.34 |
| Strasbourg 1988 | 3776 | 67.98 | 60 | 17.93 | 11.10 |
| Strasbourg 1997 | 4717 | 76.25 | 65 | 23.51 | 15.07 |
| Berne 1994 | 1335 | 74.13 | 60 | 21.65 | 15.43 |
| Berne 2000 | 1348 | 85.41 | 69 | 29.01 | 20.18 |
| Genève 1994 | 353 | 83.41 | 60 | 24.93 | 17.56 |
| Genève 2000 | 1919 | 84.06 | 65 | 28.19 | 19.49 |
| Zurich 1994 | 1574 | 82.11 | 65 | 25.16 | 17.79 |
| Zurich 2000 | 2010 | 87.35 | 70 | 30.85 | 22.09 |

TABLE 2.1 – BTT quotidiens moyens et médians et parts des mobiles intensifs

Source: ?

de déplacements, mais aussi de vie familiale, conjugale, professionnelle et quotidienne.

Une définition de la mobilité intensive

Cette analyse indique que le BTT moyen dans ces huit agglomérations s'établit autour de 70 minutes, malgré des politiques de transports et des situations urbaines différentes (cf ?? pour l'approfondissement de ces dimensions). Toutefois, les temps moyens suivent une tendance générale à la hausse depuis quelque trente ans. L'étude statistique approfondie montre que la hausse des BTT moyens constatée sur ces huit villes résulte en partie d'une proportion croissante d'individus consacrant des temps très élevés à leur mobilité (Table ??).

La littérature définit la mobilité extrême à partir d'un critère arbitraire fondé sur la distance parcourue ou le temps de *commute* (???). Nous

définissons les mobiles intensifs en examinant le taux de hasard estimé qui caractérise la distribution des BTT. Notre définition en terme de durées quotidiennes de transport inclut de facto la définition selon les distances parcourues et tient compte de l'influence de l'accessibilité et des vitesses.

L'analyse quantitative des durées quotidiennes de transport est réalisée en deux temps. Tout d'abord, une analyse non-paramétrique (?) permet d'estimer la fonction de survie, sans hypothèse a priori sur la distribution des BTT. Puis, une analyse paramétrique, contrôlant l'effet de multiples covariables, permet de soutenir et préciser les résultats de l'approche non-paramétrique.

Ainsi, la fonction de survie a pour représentation graphique une courbe décroissante de 1 à 0. Elle représente la probabilité d'atteindre un certain BTT. À partir d'une durée très élevée la probabilité (la survie) vaut zéro. Le rythme de décroissance de la survie est mesuré par le taux de hasard¹. La forme de la fonction de hasard a d'importantes implications sur la représentation de la dynamique temporelle du processus (??). Un hasard croissant monotone indique un processus dont la probabilité d'interruption à un instant donné est croissante avec la durée écoulée. Ici, avec le BTT, un individu ayant réalisé au cours de sa journée un certain temps de transport t aura une probabilité croissante d'interrompre ces déplacements pour la journée lorsque t augmente. Il aura une propension décroissante à accepter un temps de transport élevé, de façon continue.

Les modèles de durées appliqués aux BTT des huit villes a permis d'identifier une forme non monotone du hasard. Il existe donc un seuil de durée des BTT à partir duquel nous pouvons définir les mobiles intensifs : à partir d'un seuil compris entre 100-120 minutes de BTT, les individus ont un taux de hasard décroissant. Autrement dit, au-delà de ces 120 minutes, les mobiles intensifs ont une probabilité de continuer de se déplacer toujours relativement forte et qui décroît lentement. Tout se passe comme si la résistance à accepter du temps de transport supplémentaire se réduisait au-delà de ce seuil. Le taux de hasard estimé est non monotone

1. Le taux de hasard peut être compris comme une sorte de probabilité conditionnelle instantanée d'arrêter un processus pendant son déroulement, ici la chaîne de déplacements de la journée.

sur l'ensemble des échantillons des huit villes. Les mobiles intensifs sont définis comme cette proportion d'individus (autour de 20% des effectifs) qui semblent disposés ou résignés à supporter des BTT très élevés.

Cette modélisation fondée sur des modèles de durées semble montrer une gestion des BTT en contradiction avec la vision économique du temps de transport comme un simple coût ou une consommation dont l'utilité marginale serait monotone et décroissante. Enfin, la définition quantitative de ce seuil a servi de critère de recrutement pour les entretiens sociologiques.

Les déterminants de la mobilité intensive

Les déterminants de la mobilité intensive ont ensuite émergé de l'analyse croisant les deux méthodes. Une modélisation semi-paramétrique de la survie est réalisée pour étudier l'impact sur la survie de variables explicatives. Le modèle semi-paramétrique de Cox est appliqué. Il suppose une forme de hasard proportionnel, mais n'impose aucune contrainte sur la forme du hasard représentatif (ou hasard de base).

Premièrement, les caractéristiques socioéconomiques des individus influencent la mobilité intensive, qui est plutôt le fait d'hommes et d'actifs, et qui est peu fréquente en présence d'enfants. Deuxièmement, le nombre de déplacements et les durées des activités réalisées hors du domicile tendent également à accroître les temps de transport quotidiens. Troisièmement, les activités réalisées régulièrement au cours de la semaine augmentent, elles aussi, les BTT et créent des cycles hebdomadaires réguliers. Enfin, la méthode qualitative a permis d'ouvrir la réflexion vers la manière dont sont vécus les temps de transport pour expliquer la mobilité intensive. L'hypothèse formulée à partir de ces données qualitatives est qu'une perception positive des temps de déplacements quotidiens soutiendrait des pratiques intensives de mobilité. De nouveaux comportements d'appropriation du temps de transport, notamment grâce aux nouvelles technologies, semblent prendre le relais des gains de vitesse pour soutenir la mobilité et les BTT, tant en transport en commun qu'en voiture. L'existence de « temps masqués » (?) exploités durant le transport, tend

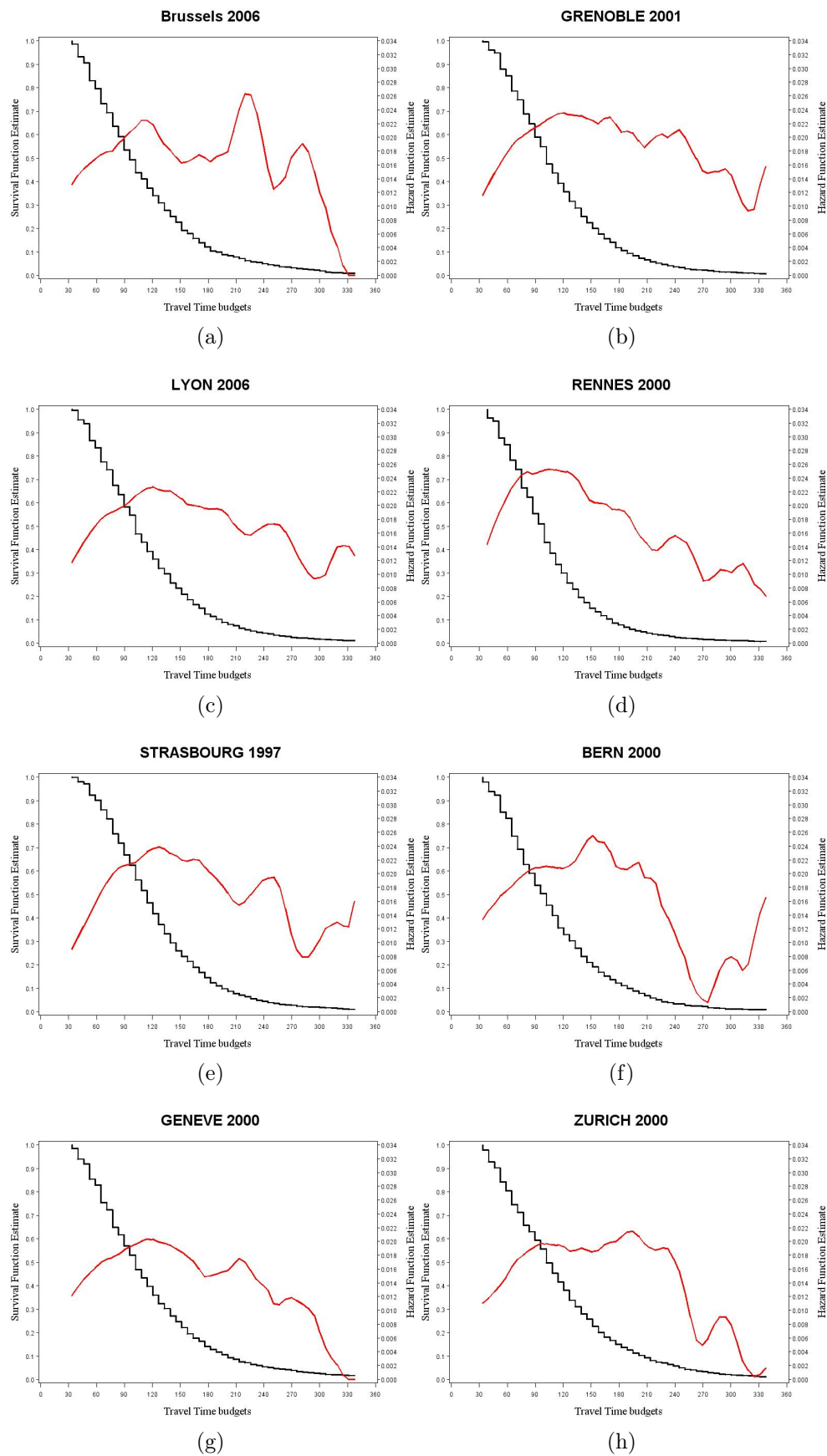


FIGURE 2.1 – Survies et hazard estimés

à modifier le rapport au temps de transport.

Si la méthode quantitative a pour objet la généralisation de résultats avec la puissance de la représentativité, la méthode qualitative a, quant à elle, pour but, l'étude approfondie d'objets qui ne sont pas saisissables quantitativement, ainsi que du sens que les acteurs donnent eux-mêmes à leurs pratiques. Transverses aux différentes agglomérations et cohérents avec les résultats présents dans la littérature, les déterminants identifiés ont du sens dans les pratiques des personnes comme l'ont montré les entretiens. Réciproquement, les hypothèses formulées grâce aux résultats des entretiens ont pu être consolidées quantitativement grâce aux données statistiques. La méthode mixte proposée ici a donc bien amené à une validation croisée des résultats, par triangulation et complémentarité sur un même objet de recherche : les mobiles intensifs (??).

Nos résultats nuancent l'idée selon laquelle le temps de trajet est le pire temps de la journée. Les entretiens qualitatifs montrent que, en reprenant l'hypothèse de ?, l'utilité du déplacement peut provenir de trois sources : l'utilité à destination, l'utilité intrinsèque au déplacement et l'utilité des « activités embarquées ». La composition de ces trois éléments peut produire une fonction d'utilité marginale de forme non monotone, comme celle estimée. Parmi les mobiles intensifs, ceux se ré-appropriant ces temps et ceux choisissant ces durées élevées apparaissent comme un contre exemple de cette idée que le temps de transport est un temps uniquement subi.

Limites & Perspectives

Ces résultats ouvrent des prolongements dans l'étude des comportements de mobilité intensive en particulier, et des comportements de mobilité en général. En effet, les résultats des entretiens qualitatifs suggèrent que la perception du temps de transport comme d'un temps à optimiser, voire comme d'un temps à profiter, participe au choix de la mobilité intensive et surtout contribue à sa pérennité dans le temps. Une telle hypothèse apparaît actuellement non vérifiable étant donné que le plus souvent, les données disponibles dans les enquêtes quantitatives de déplacements

ne donnent pas accès aujourd'hui à des informations sur les activités réalisées durant les déplacements, ni sur la perception de la qualité de ce temps. Seules des données longitudinales, allant au-delà de récits de vie peuvent soutenir cette hypothèse grâce à un recueil de données sur les pratiques et représentations à plusieurs moments dans la trajectoire biographique. Recueillir des informations sur ces dimensions du temps de trajet offrirait alors l'opportunité de consolider quantitativement les résultats des entretiens, ainsi que la portée explicative de la perception du temps de trajet sur les comportements de mobilité.

D'un point de vue méthodologique, ces résultats invitent à approfondir la modélisation et l'estimation de l'utilité du temps de transport. Une piste pourrait être de considérer qu'une fonction de répartition ($F(t)$) peut être adaptée pour décrire une utilité (voir, la revue de littérature proposée par ?), alors l'étude de la fonction de densité associée ($f(t)$), de la fonction de survie ($S(t)$) et du taux de hasard ($h(t)$) apporte des informations complémentaires sur le comportement. Précisément, le hasard estimé renseigne sur l'élasticité de la fonction de survie pour un niveau de durée t donné.

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{dF(t)/dt}{S(t)} = \frac{d[1 - S(t)]/dt}{S(t)} = \frac{-dS(t)/dt}{S(t)}$$

$$h(t) = \frac{-d \ln S(t)}{dt}$$

Ainsi, le hasard estimé semble indiquer une fonction d'utilité particulière. En effet, la fonction associée au hasard estimé (et donc l'utilité marginale) serait non monotone, ainsi que l'élasticité de l'utilité.

Une autre piste peut être l'approfondissement de l'étude des choix de mobilité comme une succession de choix séquentiels et dépendants entre eux. Les modélisations fondées sur les modèles de choix discrets séquentiels sont un premier pas vers cela. Des modèles de type *multiple discrete-continuous extreme value choice model* (?????) seraient leurs extensions intégrant le choix d'activité simultanément aux durées qui leur sont allouées, dont le transport.

Ces perspectives seront discutées en Chapitre ??.

Mobilité et Programmes d'Activités

Introduction

Les deux chapitres précédents présentent deux résultats de mes travaux concordant avec ceux récents de la littérature : d'une part l'usage paradoxal des gains de temps de transport et d'autre part l'existence de mobiles intensifs semblant indiquer une propension à accepter des temps de transport supplémentaires non monotone avec la durée déjà écoulée.

L'étude du ré-emploi des gains de temps de transport en mobilité supplémentaire nécessite une meilleure compréhension des comportements de demande de mobilité et des temps de transport. Comme discuté dans les chapitres précédents, la demande de mobilité doit être comprise et modélisée comme une demande dérivée de la participation aux activités en certaines localisations géographiques.

Cette meilleure compréhension des aspirations des individus permettra de proposer des modélisations de la demande de transport, des prévisions de trafic et des modélisations de type *Land Use and Transport Interaction* (LUTI) intégrant une représentation plus réaliste des comportements. Ainsi les études de l'influence des politiques de transport et d'aménagement urbain pourront dépasser les habituelles projections des mobilités et performances des systèmes de transport, pour étudier les impacts sur les emplois du temps des individus, une dimension critique de l'évaluation de la qualité de vie et du bien-être.

Les travaux discutés dans ce chapitre abordent la question de la demande dérivée de transport par la modélisation des relations entre la participation aux activités et la mobilité associée. Cette question est étudiée selon deux axes.

D'une part, une première série de travaux (??) se concentre sur l'analyse de la nature dérivée du temps de transport. Ils proposent et comparent empiriquement plusieurs modélisations des emplois du temps et des relations entre les durées d'activités et de transport. Notre recherche examine les différentes représentations simplifiées des relations entre durées de transport et d'activités, identifiées dans la littérature, puis justifie la proposition d'une forme plus flexible. Ensuite, elle propose une modélisation économétrique des durées d'activité et de transport, où sont pris en compte simultanément les durées en inter-dépendance, la nature non normale de la variable de durée modélisée, les dépendances aux états, c'est-à-dire aux activités précédentes, ainsi que plusieurs formes de hasard.

D'autre part, une seconde série de travaux (???) propose des modélisations des emplois du temps (dont le temps de transport) capturant quelques dimensions de l'offre de transport et de l'aménagement urbain, aux côtés des dimensions de la demande, telles que les caractéristiques socio-démographiques et les structures des ménages.

L'ensemble de ces modélisations sont évaluées empiriquement sur les bases de données issues des enquêtes de mobilité à disposition (cf Annexe ??).

Nous étudions la modélisation de la demande dérivée en temps de transport selon 3 axes. Tout d'abord, les relations entre durées de transport et durées d'activités à destination sont explorées. Puis, l'impact des localisations spatiales et des attributs géographiques est recherché sur les temps de transport et les relations temps d'activité-transport. Enfin, la dynamique de constitution des programmes d'activité est étudiée .

La première partie (??) présente ces trois axes au travers des revues de littérature de chacun des trois. Ainsi, les hypothèses comportementales et les propositions théoriques de représentation simplifiée des relations

temps d'activité-transport sont présentées (??). Les modèles articulant les mobilités et les localisations autour des temps de transport constituent la section (??). Et la section (??) présente les applications des modèles de survie et des modèles semi-markoviens à l'analyse des chaînes d'activité-transport.

Pour finir, les sections (??, ??, ??) traitent les méthodes et les contributions de nos travaux. Enfin, leurs limites et perspectives de recherche sont discutées (??).

Modéliser la demande en temps de transport

Relation entre durées d'activités

La *time-geography* de ? propose des outils conceptuels pour décrire et comprendre l'ordonnancement et la coordination spatio-temporels des comportements humains (?). Sa transposition en transport a conduit à l'approche des mobilités centrée sur les activités (*activity based Approach*, ABA), qui vise à étudier les comportements de mobilité dans leur inscription dans l'organisation temporelle et spatiale des activités. Cette analyse des programmes d'activités apporte un nouvel éclairage sur les comportements de mobilité individuels et des ménages en les rapprochant de leur finalité, plutôt que de leur manifestation en terme de flux.

L'ABA postule que le transport est l'expression d'une demande dérivée des activités réalisées (?). De ce point de vue, la compréhension des mobilités ne peut s'appuyer sur la seule étude des déplacements et nécessite un élargissement du cadre de réflexion à l'ensemble du programme d'activité.

Cette direction s'avère d'autant plus intéressante que la gestion paradoxale des BTT et l'émergence significative de mobiles intensifs tendent à indiquer une demande latente de mobilité qui trouve sa source dans la demande pour la participation à des activités hors domicile.

Face à la complexité apparente des comportements d'allocation de temps au transport et aux activités, une partie de la littérature sur les durées de transport a proposé plusieurs simplifications des relations entre durées d'activités et de transport.

Certaines de ces simplifications se voient justifiées par des raisonnements théoriques ou des observations, et sont qualifiées de « paradigmes » ou de « lois ».

Ainsi, les premiers travaux, fin des années 1970, développent une hypothèse de stabilité des temps quotidiens de transport : *Travel-Time Budgets paradigm* (?), *Breuer law* (?) ou *Zahavi's hypothesis* (?). Chaque proposition est fondée sur des définitions et des unités d'observation différentes, mais elles partagent l'idée d'une régularité comportementale de la moyenne quotidienne, observable par le temps de transport, le nombre de déplacements ou la dépense en transport.

Une série de travaux plus récents tend à intégrer les choix de transport dans des modélisations micro-économiques de choix d'activités et d'allocation de temps à ces activités. Cette littérature considère le transport comme un coût (temporel et/ou monétaire) qui doit donc être compensé par l'utilité de l'activité menée à destination. Les premiers modèles micro-économiques d'allocation du temps prolongent les travaux de ? et de ? en intégrant le transport sous la forme d'un coût monétaire et temporel différencié selon le mode de transport (??). Par la suite, la littérature économique relie le temps de transport à la durée de l'activité à destination en supposant un simple prix constant (temporel ou monétarisé) d'accès aux activités (voir ? et ? pour des revues de ces travaux). Dans les modèles d'allocation de temps aux activités, le temps de transport est encore souvent considéré comme exogène et donc au rang de contrainte dans ces modèles d'allocation et n'est pas introduit dans la fonction d'utilité (par ex. ?).

Sous cette représentation du lien temps de transport-temps d'activité, une sorte de régularité comportementale serait à l'œuvre dans le « prix en temps de transport » maximum consenti, soit le pourcentage de temps d'activité alloué au transport donnant accès à cette activité.

Ce « prix en temps de transport » mesurable par le rapport des durées quotidiennes de transport et d'activités a été modélisé et testé sous différentes formes. ? estiment les relations de proportionnalités entre les durées au niveau quotidien pour explorer le principe de l'allocation proportionnelle (*principle of proportional assignment*) de ?. Selon cette proposition, chaque durée d'activité serait une proportion fixe du temps total quotidien disponible d'un individu. ? et ? estiment le ratio en temps de transport (le rapport du temps de transport à la durée d'activité associée). Ce ratio reflétant l'arbitrage entre durées d'activité et de transport est supposé présenter des régularités.

L'impact des localisations

De nombreux travaux suggèrent l'existence d'un lien entre les durées quotidiennes de déplacement et les attributs des zones de localisation résidentielle en terme de données géographiques (densité de population ou d'emplois, distance au centre, etc.) et de systèmes de transport (niveau de développement des systèmes de transport, accessibilité des infrastructures, etc.) (????).

Articulés autour des BTT, les travaux de ? proposent l'hypothèse de localisation rationnelle des individus (*Rational Locator*). Selon cette hypothèse, les acteurs (ménages et firmes) peuvent, s'ils le choisissent, maintenir une durée de déplacement domicile-travail (comme approximation du BTT) relativement stable en ajustant les localisations de leur domicile ou de leur lieu de travail, et ce notamment lorsque l'offre de transport est modifiée. Ainsi, en choisissant des localisations plus proches des voies rapides, notamment en périphérie, les agents parviennent à maintenir une durée de déplacement domicile-travail relativement stable.

Même si l'hypothèse de stabilité des BTT au niveau désagrégé n'est pas soutenue par de nombreux travaux mentionnés précédemment (dont ceux de ?), le *rational locator* reste un arbitrage potentiellement explicatif des comportements de mobilité en interaction avec les choix de localisation résidentielle. Cet arbitrage transport-localisation est à l'œuvre et peut conduire à accepter une hausse des BTT en contrepartie de nouvelles

opportunités accessibles ou de l'accès à la propriété immobilière.

Les programmes d'activités observés reflètent les pratiques spatiales et temporelles des individus, qui diffèrent, également entre sociétés et villes. Les différences de mobilité s'observent notamment sur la durée, le nombre de déplacements et le type d'activités poursuivies.

Globalement, les études de la mobilité fondées sur l'ABA introduisent rarement le caractère spatial du contexte de la mobilité et de réalisation des activités. Pourtant, de nombreux travaux sur les mobilités suggèrent l'existence d'un lien entre les durées quotidiennes de déplacement et les attributs des zones de localisation résidentielle en terme de systèmes de transport (?????).

L'analyse comparative entre villes est plus rare du fait de la difficulté d'acquisition des données et de leur traitement. ? ont comparé les usages du temps entre les Pays-Bas (1985) et la Californie (1988). ? rend compte des usages du temps en moyenne dans douze pays européens. Et les travaux sur les mobilités urbaines américaines de ? analysent et comparent les usages du temps entre différentes régions des États-Unis. Ils suggèrent l'existence d'arbitrages entre le nombre de déplacements et la durée des déplacements fortement conditionnés par la localisation résidentielle.

Des études récentes de comparaison internationale de mobilité fournissent des estimations empiriques des effets de variables explicatives sur le temps moyen de déplacement et la durée des activités. ?? ont exploité une étude comparative des types d'usages du temps entre plusieurs villes aux Pays-Bas, au Royaume-Uni, aux États-Unis, au Canada et au Japon, sur la base d'enquêtes déplacements. Ils ont analysé les effets, sur l'allocation du temps, des types socio-démographiques de ménages, du jour de la semaine, des caractéristiques spatiales et de transport, et des différences nationales. Ils ont montré que le type de ménage et le jour de la semaine sont fortement corrélés avec l'allocation du temps dans les différentes villes. Le contexte spatial et l'offre de transport, pour leur part, ont des effets moins significatifs. Les effets de différences nationales sont moins significatifs que ceux des caractéristiques socio-démographiques.

En outre, l'effet spatial considéré sous la forme de critères subjectifs,

comme urbain/suburbain et bonne/mauvaise offre de transport public, nécessiterait un travail plus approfondi.

Modélisation dynamique des programmes activités-transport

Les représentations précédentes de la relation entre temps d'activité et de transport omettent la nature dynamique du processus d'allocation de temps aux activités. Comme nous l'avons montré dans le chapitre précédent, l'allocation de temps au transport est un processus dynamique. Nos résultats montrent cette dépendance temporelle : la probabilité d'interruption des déplacements quotidiens est dépendante de la durée écoulée.

Quelques travaux (?????) ont étudié l'interdépendance entre choix d'activité et de transport dans différents épisodes d'une chaîne d'activités. Les résultats suggèrent que l'horaire et la durée d'une activité dépendent de son type, mais aussi de l'activité précédemment poursuivie. La spécification des modélisations des durées d'activité doit intégrer la dépendance entre les activités conduites séquentiellement.

Ces travaux utilisent des techniques d'estimation issues des modèles de durées et modèles semi-markoviens. Certains intégrant des hasards concurrents et des dépendances aux états. Bien que supportant la dépendance temporelle des comportements de constitution des chaînes d'activités, la plupart de ces travaux sont limités à la considération d'un ou deux épisodes d'activité précédents et ne considèrent pas simultanément la dépendance à la durée écoulée avec la dépendance d'état.

De plus, le modèle de Cox à hasards proportionnels est souvent utilisé pour estimer les transitions d'une activité à l'autre, supposant ainsi des hasards relatifs proportionnels associés aux covariables.

$$\lambda_{ij}^k(\tau; X_{ijl}^k) = \lambda_{ij0}^k(\tau) \times \exp(\beta X_{ijl}^k)$$

où le triplet (i, j, k) représente la transition de l'état i vers l'état j à la fin de l'épisode k . $\lambda_{ij0}^k(\tau)$ est le hasard de référence. La matrice X et le vecteur β représentent les covariables et les coefficients associés.

Toutefois le modèle de Cox est critiqué pour cette hypothèse de hasards proportionnels, sa faiblesse pour intégrer les covariables dépendantes du temps ou encore son manque de consistance lorsque des covariables sont supprimées (???)

Pour relaxer l'hypothèse de proportionnalité ? a proposé une spécification de hasards additifs permettant d'introduire des effets de covariables dépendants du temps.

$$\lambda_{ij}^k(\tau; X_{ijl}^k) = \lambda_{ij0}^k(\tau) + \sum_{l=1}^p \beta_{ijl}^k(\tau) X_{ijl}^k$$

où $\lambda_{ij0}^k(\tau)$ est le hasard de référence, et le terme additif représente le risque supplémentaire associé à une covariable à un instant donné.

Enfin, la littérature a développé relativement récemment les modèles multi-états pour tenir compte simultanément de multiples entrées et sorties sur la durée du processus (?). Les modèles multi-états analysent les données historiques d'évènements individuels sous forme de processus de Markov. C'est-à-dire que la transition à un instant donné d'un état à un autre est modélisée (son occurrence et la durée la précédant), comme dépendante des étapes précédentes. Ainsi, une durée d'activité d'un type donné est influencée par la durée et le type des activités menées précédemment (dont le transport).

La figure ?? décrit le processus semi-markovien applicable au programme ou à la chaîne transport-activités hors domicile.

Synthèse & Discussion

Une relation activité-transport non linéaire

Nos travaux étudiant les relations entre temps d'activité et de transport élargissent la notion de « prix en temps de transport » en considérant ce que l'on peut qualifier d'intensité en temps de transport d'une activité, c'est-à-dire le temps de transport supplémentaire associé à un temps

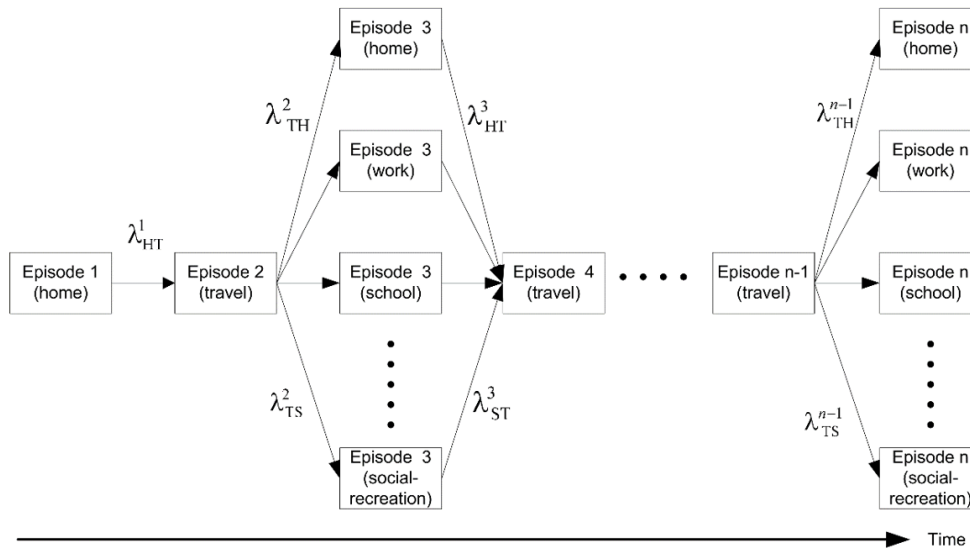


FIGURE 3.1 – Processus semi-markovien pour la formation du programme d’activités-transport

d’activité supplémentaire. Ainsi, le prix constant et le ratio en temps de transport sont des cas particuliers de relations entre durées d’activités et de transport. Les formes proposées et testées relaxent cette constance.

En effet, le temps de transport consenti par un individu pour accéder à une activité mêle de nombreux arbitrages. Tout d’abord, certains temps de transport peuvent paraître plus pénibles que d’autres. Les premières minutes sont perçues moins négativement que les dernières minutes d’un déplacement ; le temps de transport pour une activité contrainte est moins apprécié que le temps de transport pour le loisir ; le temps d’attente d’un transport public est souvent perçu de manière plus négative que le temps de trajet, etc.

Nos travaux (présentés dans le chapitre précédent) ont pu montrer que la propension à accepter des temps de trajets supplémentaires est dépendante de la durée de transport déjà réalisée. En conséquence, l’intensité en temps de transport peut être supposée comme non constante avec la durée de l’activité. Une proposition de modélisation non linéaire est faite par l’élasticité en temps de transport des durées d’activité. Considérer l’intensité en temps de transport en terme d’élasticité plutôt qu’en terme de ratio permet des formes plus flexibles entre temps d’activité et de

transport et peut être estimée simplement par un modèle log-linéaire.

L'hypothèse d'élasticité constante est testée et confrontée aux différentes modélisations proposées dans la littérature : l'allocation proportionnelle au temps disponible (?) et le ratio en temps de transport constant (??). Dans cet objectif, le modèle log-linéaire suivant est estimé :

$$\ln Y_j = \theta_j \ln Z_j + \beta_1 \ln X_1 + \beta_2 \ln X_2 + \dots + \epsilon$$

Où, selon le modèle estimé, (Y_j et Z_j) notent respectivement :

- Le BTT (Y) et la durée disponible quotidienne (Z) (24h - durée de travail),
- La durée quotidienne de déplacement pour un motif j (Y_j) et la durée quotidienne des activités de type j (Z_j),
- La durée de trajet pour un motif j (Y_j) et la durée associée de l'activité de type j (Z_j).

Les hypothèses de proportionnalité dans chacun des différents modèles sont évaluées par un test simple de l'égalité à 1 du paramètre θ .

Nos résultats sur les différentes enquêtes de mobilité françaises et suisses montrent que les temps quotidiens d'activité ont un impact sur la durée quotidienne de transport. Trois types de résultats apparaissent ainsi (figure ??) :

1. Les prix en temps de transport pour le travail, le loisir et pour l'achat/service ne sont pas constants avec les niveaux de durées d'activité poursuivie. Le temps de transport associé à une activité n'est pas une part fixe et constante de la durée de l'activité.
2. Les relations temps d'activité-transport peuvent être mesurées par des élasticités constantes de la demande en temps de transport relativement aux durées d'activité. Une régularité forte entre villes apparaît lorsque l'on mesure la variation relative de temps de transport associée à une variation relative de la durée d'activité. Les élasticités estimées sont relativement proches entre les villes de Grenoble, Lyon, Rennes et Strasbourg, selon les types d'activités poursuivies. Pour ces différentes agglomérations, les ordres de grandeur de ces élasticités sont autour de 0,1 pour le travail, 0,3 pour l'achat/service et 0,2 pour les loisirs.

3. La confrontation aux données révèle que la relation temps d'activité-transport gagne à être modélisée par une forme non linéaire concave, qui représente la propension décroissante à accepter des durées de transport élevées relativement à la durée d'activité. Le temps de transport consenti croît de moins en moins rapidement avec la durée de l'activité à destination.

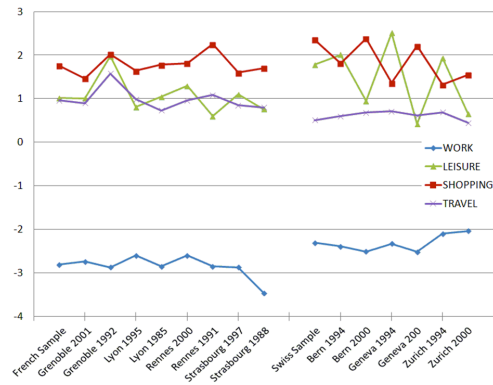
Une incidence directe de ces résultats sur notre façon de comprendre les comportements sous-jacents aux durées de transport est qu'un gain de temps n'aura pas le même impact sur les temps de transport, selon qu'il est employé pour le motif travail ou pour le motif achat/service ou le loisir. Notamment, si ce temps gagné est utilisé pour une activité de loisir, le temps de transport associé pourra être relativement plus élevé. Ce mécanisme semble pouvoir expliquer en partie la gestion paradoxale des BTT. Les gains de temps de transport peuvent bénéficier aux activités discrétionnaires plus intensives en temps de transport.

Un équilibre mobilités-localisations

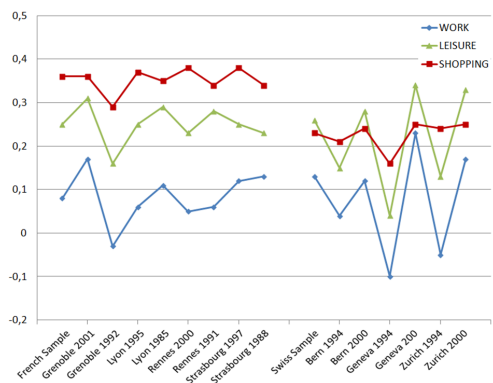
Sur la base de ces études précédentes et de la disponibilité de données d'enquêtes collectées dans plusieurs villes en Europe, notre travail analyse les comportements de mobilité et les programmes d'activités en les différenciant selon les contextes urbains de résidence (??).

Précisément, les programmes d'activités sont étudiés par les durées quotidiennes d'activité par motif. Les comportements de mobilité sont abordés par le nombre quotidien de déplacements, la durée quotidienne de déplacement et la durée de déplacement selon le motif. Nos analyses introduisent l'influence sur les durées quotidiennes d'activité et de transport, de facteurs socio-démographiques, du contexte spatial et de spécificités propres aux systèmes de transport ou aux agglomérations étudiées. Elles introduisent aussi la dépendance au mode de transport des durées de déplacement.

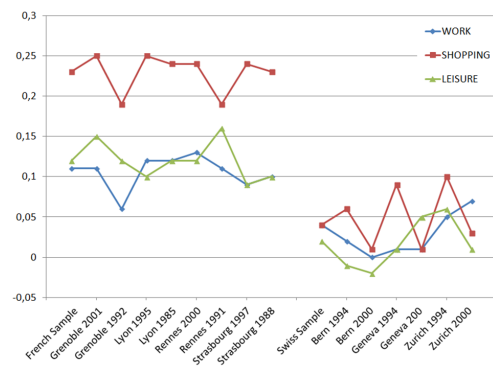
Les huit villes européennes étudiées présentent une diversité de taille et de qualité d'offre de transport public et se situent dans trois pays : la France (Lyon, Grenoble, Strasbourg et Rennes), la Suisse (Genève, Berne



(a) Modèle de proportionnalité des temps d'activités au temps total disponible



(b) Modèle de proportionnalité du temps de transport quotidien pour un motif à la durée quotidienne de ce motif



(c) Modèle de proportionnalité du temps de transport à la durée de l'activité associée

FIGURE 3.2 – Valeurs estimées des paramètres θ dans les 3 modélisations

et Zurich) et la Belgique (Bruxelles) (cf Annexe ??).

Ètant donné les natures des variables et les enjeux différents de modélisations, plusieurs stratégies de modélisations économétriques sont avancées. D'une part, l'analyse de la mobilité proposée dans ?? étudie le nombre de déplacements et la durée de transport quotidienne. L'échantillon étudié est constitué des personnes mobiles recensées dans les enquêtes des huit villes. Seuls les mobiles sont étudiés, puisqu'ils sont les seuls dont on peut déduire l'emploi du temps hors domicile. Ils ont donc un nombre de déplacements réalisés strictement positif. Par conséquent, le nombre de déplacements est estimé par un modèle de comptage tronqué en zéro du type négatif binomial, relaxant l'hypothèse d'homoscédasticité résiduelle. Les durées de transport sont estimées par un modèle de durée (ou de survie) de distribution paramétrique log-logistique avec hétérogénéité inobservée. Cette méthode est adaptée pour des données de durées positives, éventuellement censurées en présence de covariables variant dans le temps. Les méthodes linéaires classiques ne peuvent intégrer ces éléments. La modélisation sous forme Tobit repose quant à elle sur l'hypothèse de normalité de la variable. Les distributions de données de durées sont le plus souvent asymétriques et de formes spécifiques, dans ce cas, la robustesse des propriétés des estimateurs obtenus sous hypothèse de normalité sont réduites (?).

D'autre part, l'analyse des programmes d'activités et des mobilités proposée dans ? estime un modèle de Cox mixte à hasards proportionnels, pour tenir compte du biais de sélection éventuel sur les personnes mobiles. La participation à une activité hors domicile et la durée d'activité sont modélisées par un modèle logit et un modèle de Cox, estimés simultanément par algorithme EM (?).

? questionnent la relation entre la gestion du temps de transport et les zones de localisation résidentielle, à partir des EMD de Lyon 2006 et Grenoble 2002. Les estimations des intensités en temps de transport, qui ont été réalisées sur les deux villes, indiquent des intensités en temps de transport différentes entre villes, types d'activité et niveaux d'accès aux infrastructures de transport pour les motifs travail et achat/service. Tandis que l'intensité en transport pour le loisir semble indépendante

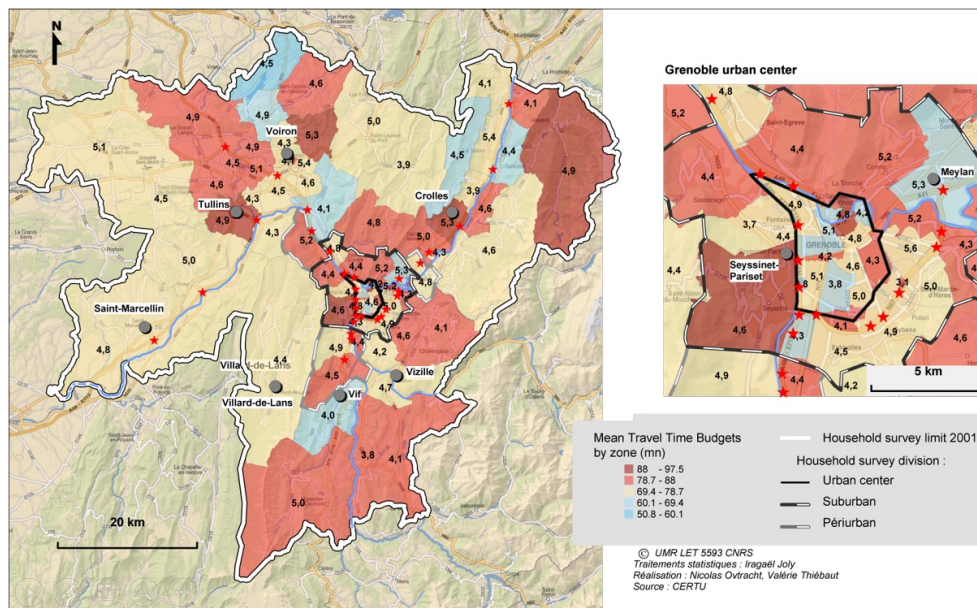
des contextes spatiaux. La proximité des bretelles d'accès aux voies rapides accroît l'intensité en temps de transport du temps de travail et réduit l'intensité en temps de transport du temps d'achat/service. La propension à accepter des temps de transport plus élevés avec la durée de travail est augmentée par la proximité aux infrastructures de transport. Mais cette proximité réduit le temps consenti relativement à la durée d'achat/service.

Nos résultats ne soutiennent que partiellement l'hypothèse du *rational locator*, dans le sens où les choix de localisation résidentielle semblent conduire au maintien d'un certain équilibre entre nombre de déplacements et BTT. Si nous ne pouvons confirmer la recherche d'une relative constance du BTT par la relocalisation, supposée par ?, nos résultats semblent indiquer l'existence d'arbitrages entre les indicateurs de mobilité directement affectés par les localisations. Le meilleur accès aux voies rapides de la zone semble associé à 1) des durées quotidiennes de transport relativement plus faibles que dans les autres zones dont le nombre de déplacements moyen est comparable, ou 2) à un nombre moyen de déplacements plus élevé pour un BTT équivalent (figure ??).

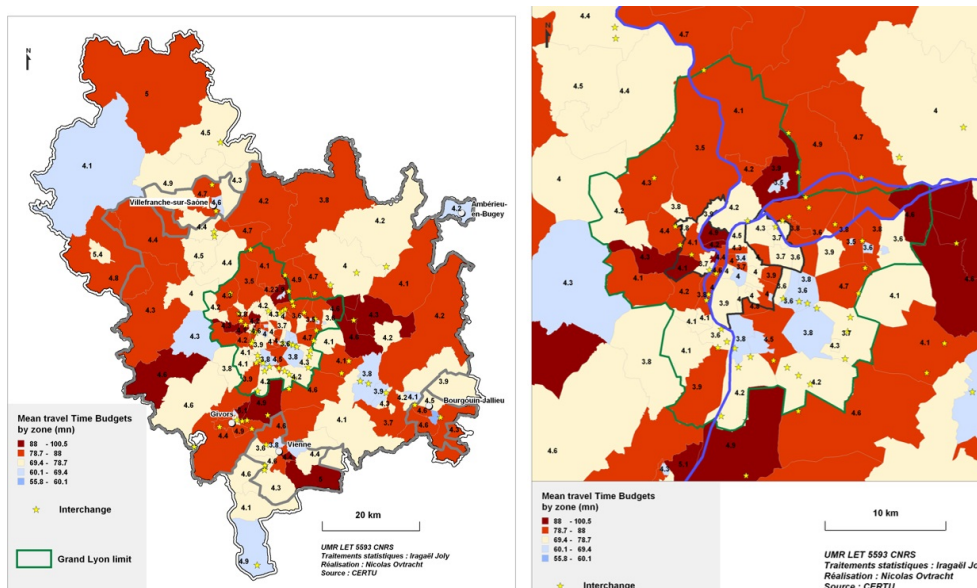
Les résultats d'estimations (?) sur huit villes montrent que les caractéristiques socio-démographiques, les durées d'activités hors domicile et des effets spécifiques aux villes, relatifs au contexte spatial et à l'offre de transport, ont un impact sur le BTT, ainsi que le nombre quotidien de déplacements. La durée quotidienne de transport s'accroît avec la durée quotidienne hors domicile. De façon générale, la durée de transport semble plus sensible aux durées de travail et de loisir qu'à la durée d'achat.

Cependant, les effets croisés par ville indiquent des minorations de l'influence de la durée de travail sur la durée de transport pour les villes de Grenoble et Strasbourg et une majoration pour l'influence de la durée de loisir pour Genève et Berne.

Les durées d'activité impactent à la hausse le nombre quotidien de déplacements. Les durées de loisir ayant le plus fort impact. L'accroissement de mobilité est accru avec la durée d'achat dans les villes de Grenoble, Lyon et Genève. Alors que l'accroissement de mobilité avec la durée de



(a) Grenoble 2001



(b) Lyon 2006

FIGURE 3.3 – BTT moyen et nombre moyen de déplacements quotidiens par zone EMD

loisir est réduit dans les villes de Rennes, Strasbourg et Lyon.

La prise en considération de l'hétérogénéité inobservée sous une forme Gamma généralisée réduit le pouvoir explicatif des modèles à effets fixes par ville. Cela indique que ces effets fixes sur les durées de déplacements correspondent à un bruit distribué différemment entre les agglomérations.

Les caractéristiques des zones de résidence n'ont pas d'effet direct sur le nombre de déplacements, ni les durées quotidiennes de déplacement. Les effets croisés indiquent un effet de réduction du nombre de déplacements et du BTT dû à la proximité d'un échangeur à Rennes. À Zurich la proximité d'un échangeur réduit le BTT alors qu'une hausse du BTT est constatée à Lyon. La densité de population réduit le nombre de déplacements uniquement à Strasbourg et les BTT uniquement à Zurich. La distance aux transports publics n'affecte ni le nombre de déplacements, ni les BTT dans ces villes.

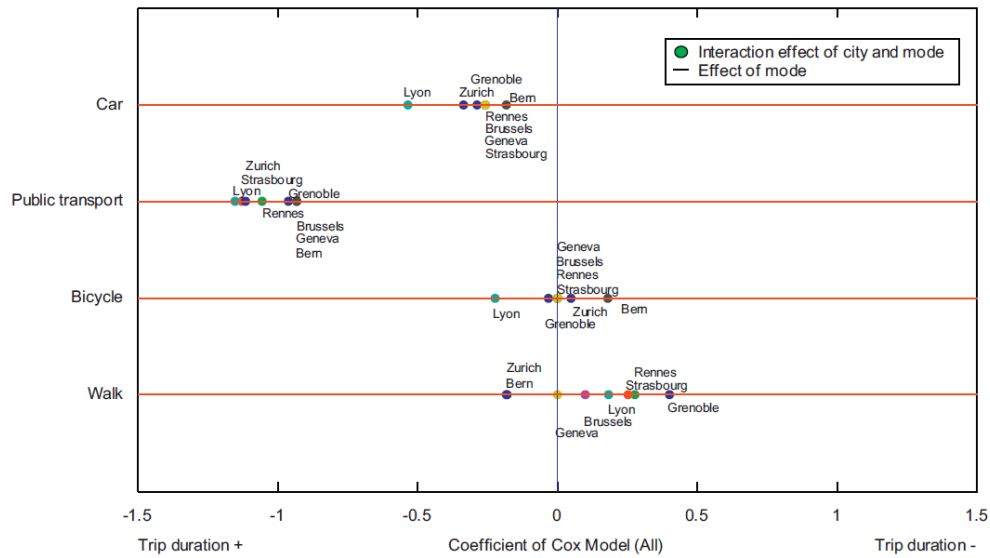
Toutefois, nous ne pouvons réfuter l'hypothèse du *rational locator*. En effet, quelle que soit la localisation résidentielle, les mobilités semblent similaires. Les ménages parviendraient en se relocalisant en des zones bénéficiant d'un meilleur système de transport à retrouver une sorte d'« équilibre » de leur temps alloué aux déplacements. Cet équilibre paraît être observé ici.

Les résultats de ? indiquent des effets fixes des villes dans la détermination des durées quotidiennes d'activités et de transport. Alors que les indicateurs de densités résidentielles et de proximité aux systèmes de transport routier et ferroviaire ne semblent jouer qu'un rôle mineur par rapport aux attributs socio-démographiques et aux effets fixes des villes. En définitive, ces résultats ne soutiennent pas un effet similaire de ces indicateurs entre les agglomérations étudiées. Il reste toutefois possible que des effets différenciés entre agglomérations existent et soient captés par les effets fixes.

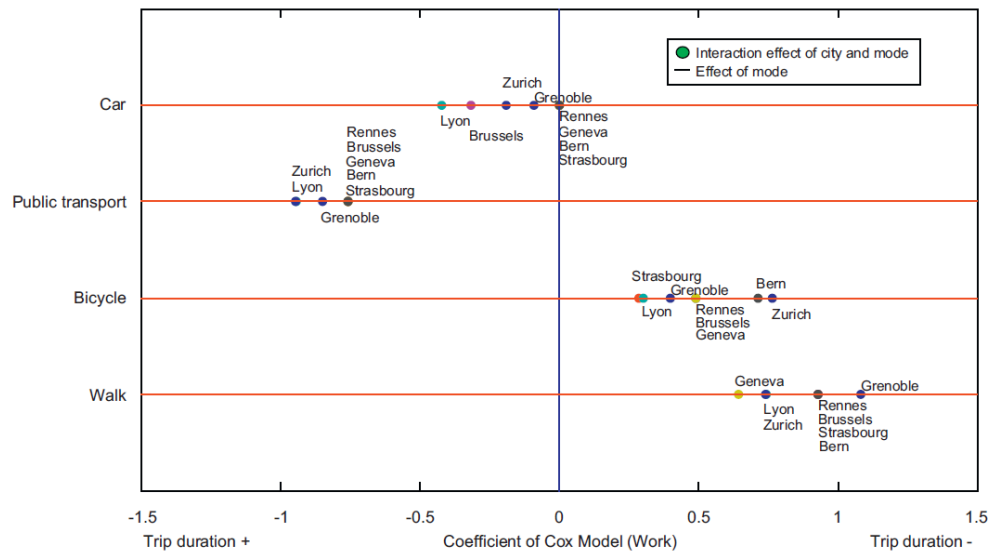
Les durées par déplacement sont influencées par les indicateurs géographiques. La densité a un effet positif pouvant être interprété comme un effet de congestion des réseaux ou l'indication d'une plus grande propension à la participation à des activités hors domicile et donc d'une plus grande mobilité.

L'analyse des durées de déplacement par mode de déplacement et par motif indique un ordre relativement stable des temps de trajets selon le mode entre agglomérations, avec les transports publics présentant des temps de trajets plus élevés. Mais cet ordre semble moins stable entre villes, lorsque le motif à destination est le loisir ou l'achat. Ainsi des

structures liant temps de trajet, mode de transport et motif à destination semblent apparaître et être différentes entre villes (figure ??).



(a) Toutes activités



(b) Travail

FIGURE 3.4 – Effets fixes des villes et des modes de transport sur la durée de trajet

Un processus dynamique dépendant des durées écoulées

Nos travaux étudiant la dynamique temporelle entre activités et transport dans les programmes d'activités ont appliqué des modèles semi-markoviens multi-états en intégrant l'interdépendance entre les types, les horaires et les durées d'activités séquentielles. Ils réunissent les considérations de modèles à hasards concurrents (de dépendance aux états de sortie) avec celles des processus markoviens avec mémoire (de dépendance à l'historique des états précédents et à leurs durées). La durée d'une séquence quotidienne de transport et d'activités est supposée résulter d'un processus semi-markovien pour lequel la durée observée est une variable aléatoire continue indépendante dont la distribution dépend des états précédents (ou des activités précédentes). Conditionnellement au transport et aux activités précédant dans la chaîne, l'hypothèse du processus semi-markovien admet une estimation séparée des probabilités de transition (terminer un déplacement ou une activité pour s'engager dans une autre) avec des covariables spécifiques à l'état.

La probabilité de transition entre états est estimée par un modèle de Cox à hasards proportionnels (?) et par un modèle à hasards additifs (?), sur les données de l'enquête de Bruxelles 1999 et de Lyon 2006 respectivement. Dans ces modélisations, les covariables sont les attributs socio-démographiques et des indicateurs de formes urbaines et d'accessibilité. Les effets des durées de transport et d'activités de la séquence sont captés par la spécification de la fonction de hasard.

Les hasards sont estimés pour les chaînes d'activités composées de 4 épisodes transport/activité (soit 4 déplacements et 4 activités à destination), qui représentent une part importante des déplacements (58% pour Bruxelles).

L'hypothèse de proportionnalité des hasards est testée ou confrontée à la spécification en hasards additifs. Les modèles sont construits en introduisant par étape les ensembles de covariables complexifiant les spécifications. Ainsi, les covariables socio-démographiques sont introduites, puis les indicateurs géographiques, les horaires des activités et enfin les

durées des activités précédentes. Les tests réalisés sur ces 3 spécifications valident l'apport des 3 ensembles introduits simultanément : la dépendance à l'historique du processus apparaît comme validée.

L'hypothèse de hasards proportionnels est globalement validée sur les données de Bruxelles. Et la comparaison entre les résultats du modèle de Cox à hasards proportionnels et le modèle à hasards additifs d'Aalen montre des résultats concordant dans le signe et la magnitude de la plupart des effets estimés. L'interprétation du modèle de Cox fondée sur le ratio de hasards entre valeurs d'une covariable est relativement simple. Alors que le modèle additif d'Aalen relaxe l'hypothèse d'effet proportionnel et constant dans le temps des covariables et permet une modélisation d'effet variant dans le temps.

Finalement, nos résultats montrent que l'effet des covariables sur les durées d'activité dépend du type d'activité et de l'épisode, mais aussi de l'horaire d'engagement dans l'activité et de la durée de l'activité précédente. Ces résultats sont concordants avec ceux de ?.

Les indicateurs de formes urbaines et d'accessibilité ont un impact significatif sur les durées d'activité des épisodes. Les estimations suggèrent que la durée de trajet est plus longue lorsque la durée de l'activité à destination est plus longue. La durée des trajets précédents a aussi un effet significatif sur la plupart des durées d'activité à tous les épisodes et positif ou négatif selon le type d'activité.

Limites & Perspectives

Dans ce travail, nous avons analysé les effets des situations socio-démographiques, du contexte spatial et de l'offre de transport sur les programmes d'activités et les mobilités, sur huit villes dans trois pays européens. Un effort particulier a été mené pour harmoniser les données. À la différence de la littérature précédente, l'analyse est conduite au niveau individuel, tandis que le contexte spatial et les indicateurs d'offre de transport ont été mesurés au niveau des zones de résidence selon une définition et une méthodologie communes (cf Annexe ??).

Ces recherches menées sur les relations activités-transport et leur dépendance aux caractéristiques géographiques apportent quelques éléments de réflexion sur la modélisation des programmes d'activité.

Tout d'abord, la relation entre temps d'activité-transport apparaît comme complexe et difficilement réductible à une simple relation d'indépendance (l'hypothèse de stabilité des BTT) ou une relation de proportionnalité. Nos résultats privilégient une modélisation en terme d'élasticité constante de l'intensité en transport des activités. Ce résultat paraît d'autant plus intéressant que les élasticités par type d'activité apparaissent relativement proches entre agglomérations. Ainsi, selon la durée de l'activité poursuivie, la durée de transport suit une tendance croissante, mais à taux marginal décroissant.

Par ailleurs, la modélisation dynamique permet de montrer que les temps de transport et les durées d'activité s'influencent tour à tour dans la constitution des programmes d'activités. Ainsi, les modèles de prévision de déplacements et les modélisations économiques qui considèrent la mobilité comme un coût d'accès aux activités omettent une partie des déterminants des comportements. Nous retrouvons là la nature dérivée de la demande de transport, mais aussi l'idée de ? que le transport est, au moins en partie, considéré par les individus comme une activité à part entière, pouvant générer une utilité intrinsèque.

Nous montrons une partie de la dynamique temporelle, mais au coût d'un nombre exponentiel de coefficients estimés, puisque nous avons une équation pour chaque type triplet (i, j, k) et potentiellement des coefficients dépendant du temps. L'opposition relativement classique dans toute modélisation économétrique entre le besoin de parcimonie pour l'estimation et l'interprétation des modèles et le besoin de modèle flexible et réaliste, est ici un enjeu particulièrement saillant.

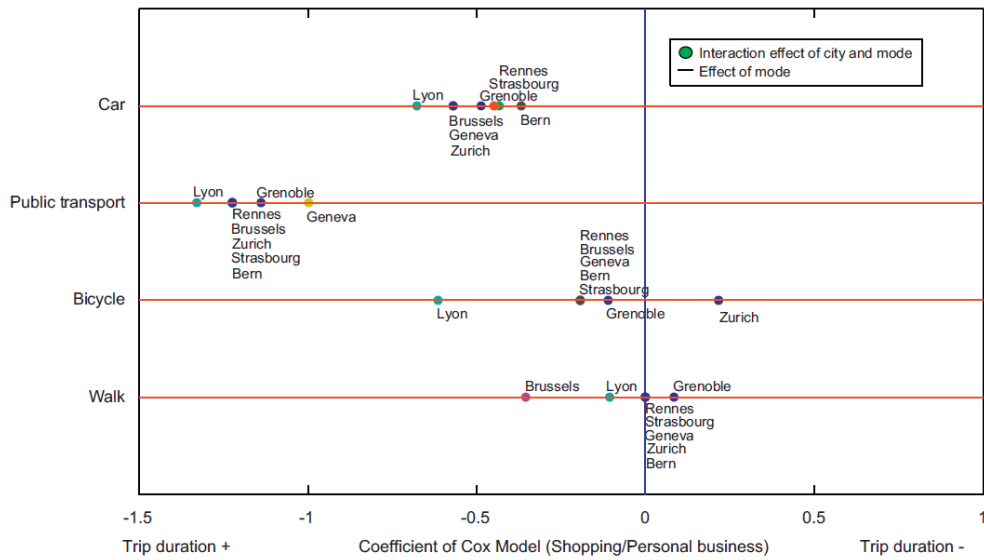
Les résultats indiquent que les caractéristiques socio-démographiques et spécifiques aux villes jouent un rôle majeur dans ces mobilités et que le contexte spatial et l'offre de transport impactent eux aussi, mais dans une moindre mesure, les comportements de mobilité. Il faut toutefois rester prudent, malgré nos efforts pour vérifier et harmoniser les données, lorsque l'on compare des données collectées par des instruments d'enquête

différents dans des aires géographiques, culturelles, etc. variées.

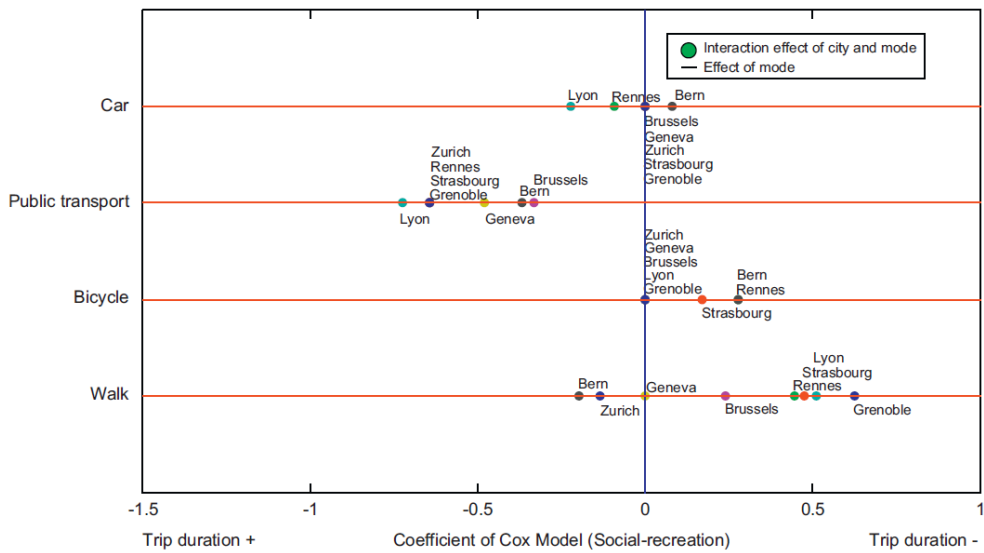
Ainsi, les définitions et la précision des indicateurs entre enquêtes sont susceptibles d'être questionnées lorsqu'il s'agit de définir de façon homogène des motifs d'activité agrégés, des indicateurs géographiques pertinents, etc. D'autres limites concernent les dimensions non prises en compte et dont l'effet est supposé homogène entre villes et périodes. Par exemple, l'effet des activités réalisées à domicile, réalisées le week-end, planifiées au niveau hebdomadaire ou mensuel, etc.

Enfin, les modèles multi-états sont eux aussi sujets à quelques hypothèses restrictives. Le choix d'activités des individus est supposé être réalisé dans un ensemble d'alternatives fini et identique entre individus. L'histoire des épisodes d'une chaîne d'activités n'est introduite dans les modèles semi-markoviens qu'au rang des activités connexes dans la chaîne. La modélisation semi-markovienne impose aussi d'étudier l'alternance de transition activité/transport et transport/activité comme indépendante les unes des autres. Tenir compte de l'ensemble de la chaîne amont paraît difficile, peut être quelques pistes de construction d'indicateurs synthétiques, comme la durée écoulée de la chaîne à un instant t pourront être explorées.

Méthodologiquement, ces résultats invitent à approfondir la modélisation des choix d'alternatives dans une perspective dynamique et séquentielle. Quelques-unes de ces pistes ont été initiées et sont présentées dans le chapitre suivant.



(c) Achat



(d) Loisir

FIGURE 3.3 – Effets fixes des villes et des modes de transport sur la durée de trajet

Perspectives - Modéliser les Comportements de Mobilité

Introduction

Les chapitres précédents présentent mes travaux de recherche selon un point de vue de l'économie des transports. Le présent chapitre propose une synthèse de ces travaux structurée selon un axe méthodologique : les modélisations des choix. Ce dernier point de vue me semble plus approprié pour mettre en perspective les différentes directions de recherche prises ces dernières années et pour développer mon programme de recherche.

Enfin, cette entrée permet de dépasser les problématiques de choix propres à l'économie des transports pour tenter de mettre en avant les points communs et les transversalités qui ont pu être identifiés au cours de ces travaux. En effet, mon environnement à Grenoble au sein de Gael, particulièrement dans l'axe consommation et économie expérimentale, ainsi qu'à l'école de Génie Industriel de l'Institut Polytechnique de Grenoble, a été le support de ma volonté d'élargissement de ma compréhension des questions de modélisation des comportements et des choix. Cette ouverture revêt au moins deux dimensions, d'une part, sur le plan des thématiques abordées, telles que la consommation de produits innovants, durables, ou alimentaires, et d'autre part, sur le plan méthodologique, par exemple l'économie expérimentale ou les méthodes appliquées par mes collègues de statistique et de recherche opérationnelle et informatique.

Les méthodes présentées dans ce chapitre sont celles que j'ai pu appli-

quer ou discuter lors de mes travaux. La synthèse des modélisations des comportements de choix, qui en est dressée ci-dessous ne se veut pas exhaustive. La structure proposée ici a pour objectif de constituer un objet de discussion et un point de repère pour mes futures recherches et méritera peut-être d'être approfondie.

La synthèse que propose la première partie de ce chapitre, dresse un panorama des différentes situations de choix étudiées dans mes travaux, et le complète par les indicateurs économiques traités et les spécificités de ces travaux.

Mes travaux étudient un certain nombre de décisions et situations de choix. Par exemple : la décision d'arrêter ou non une activité, de se déplacer ou non durant une journée ; le choix d'une activité ou d'un mode de déplacement ; le choix d'une quantité , comme le BTT ; ou encore, le choix du moment d'une prise de décision : quand arrêter un déplacement ?

L'analyse de ces situations tente, au-delà des enjeux classiques d'étude de corrélations multiples et de prédiction, de mesurer quelques indicateurs économiques propres à la microéconomie appliquée aux choix. Une partie des indicateurs étudiés dans ces travaux font référence à des situations de choix statiques, par hypothèse : les parts de marché, les consentements à payer, les élasticités de la demande (élasticités de substitution, élasticités prix, etc.), alors que d'autres renvoient à une représentation dynamique du contexte de choix : le taux de hasard, la durée médiane de survie, etc.

Enfin, les méthodes spécifiques proposées dans ces travaux tentent d'intégrer quelques-uns des challenges de la modélisation des comportements, tels que l'hétérogénéité inobservée, l'influence de variables latentes a priori observables, mais non parfaitement mesurables, ou encore tentent d'identifier et qualifier des structures causales ou des séquences.

Nous présentons et étudions les situations de choix traitées dans ces travaux structurées par les questions de choix soumises aux individus et discutons pour chacune les spécificités des traitements proposés. Ainsi, la section (??) présente à la fois les travaux relatifs au choix d'une option parmi plusieurs, la « question du « quoi ? », les limites et les perspectives. Les travaux constituant la section (??) se concentrent sur la question du

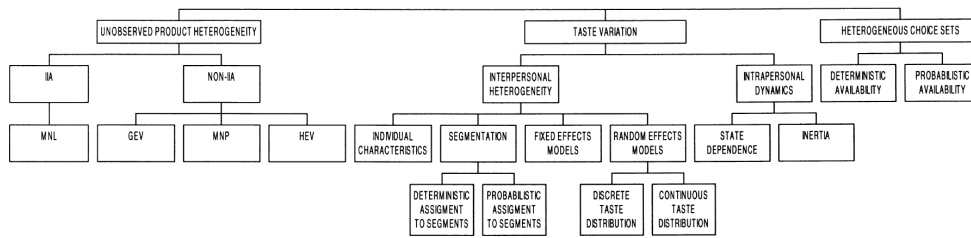


FIGURE 4.1 – Taxonomie des modèles de choix discrets à utilité aléatoire

Source: ?

« quand ? » en étudiant le choix d'une durée d'un processus ou le moment d'un évènement. La section (??) présente les limites et les perspectives identifiées lors de ces travaux.

Modéliser différentes situations de choix

La littérature ne propose pas, à notre connaissance, de vision unifiée des modélisations des comportements dans différentes situations de choix (??). Le plus souvent, la présentation de ces modélisations se concentre, voire ne considère, que le choix discret d'une option parmi plusieurs alternatives (??). Toutefois, l'usage de ces outils pour modéliser des situations de choix relevant de quantités ou de périodes est, le plus souvent, présenté très rapidement (par ex. Train, 2009) par une discrétisation de la variable output (la quantité ou le temps). Dans ce cadre de modélisation de choix discret, une littérature abondante ouvre de nombreuses dimensions (Figure ??). Les plus récents développements s'orientent souvent vers la prise en compte d'éléments relevant du contexte, des perceptions des situations de choix ou des attitudes, notamment autour des modèles de choix discrets hybrides (?).

Toutefois, considérer l'ensemble des choix afin de permettre l'étude de leurs interdépendances nécessite un élargissement de ces modèles et devient une préoccupation de la littérature (??).

Ainsi, par exemple, ? propose un modèle général dans lequel la dynamique des choix individuels est représentée par un programme sto-

chastique dynamique Markovien. L'objectif de cette modélisation est de dépasser l'hypothèse fondatrice d'une utilité additive séparable dans le temps et entre des options risquées. Le modèle est basé sur les idées de ? puis de ? d'une utilité construite comme l'intégrale d'une intensité de plaisir sur une période de temps. Il décrit une utilité espérée au moment t , conditionnée par une évaluation subjective du temps, des risques et de l'environnement du consommateur.

Ce modèle est proposé afin d'intégrer les notions d'aversion au risque et de préférences inter-temporelles dans le modèle néoclassique. Il n'en demeure pas moins intéressant en tant que proposition de modélisation des choix dynamiques. Il recouvre les différentes composantes des choix de consommation : le choix du produit, des quantités de produits et le moment ou les durées de consommation.

Nous tentons, dans les sections suivantes, de préciser ces composantes des situations de choix et les outils mobilisés pour leur traitement dans nos travaux relevant des choix en transport et en consommation.

La question du « quoi ? » ou Choix discret entre options

Les travaux (?????) sont fondés sur la modélisation RUM des choix individuels (??). Ils ont pour premier objectif d'identifier les déterminants des choix d'une option parmi plusieurs. Ces déterminants peuvent relever des caractéristiques des individus décisionnaires et des attributs des options comparées.

Cette modélisation offre un cadre théorique micro-économique permettant de déduire des estimations certains indicateurs utiles à l'analyse économique et à l'aide à la décision. Ainsi, les consentements à payer (CAP) et les premiums associés à des produits (ou à des caractéristiques) innovants ou environnementaux ont pu être estimés, de même que les parts de marché ou les élasticités de demande.

Estimer les Consentements à Payer

Les travaux (??) se sont intéressés à la mesure du CAP pour des attributs de produits environnementaux ou innovants et durables. Ces indicateurs étant fondés sur la mesure de l'effet des prix sur les choix, les méthodes de l'économie expérimentale sont particulièrement adaptées. En effet, les données recueillies en laboratoire relèvent d'un *Choice Experiment* incité, c'est-à-dire une expérience proposant des situations de choix constituées de plusieurs options se distinguant par leurs attributs contrôlés par l'expérimentateur. La spécificité de l'expérimentation en laboratoire permet de renforcer l'incitation du choix, puisque le sujet ne réalise pas de choix hypothétique, mais un choix qui conduira à une réelle dépense pour lui. Le biais hypothétique s'en trouve alors réduit. La conjonction de la méthode d'élicitation de valeurs par choix non-hypothétiques avec les modèles économétriques de type logit mixte atteint une meilleure validité des résultats comparés aux choix hypothétiques (??).

Cependant, la méthodologie expérimentale contraint fortement la taille d'échantillon et la structure des données. En effet, le nombre de sujets est souvent faible, mais chaque sujet réalise plusieurs choix sur des situations de choix différentes. Il est donc nécessaire pour l'analyse économétrique de tenir compte de la dimension panel due à la répétition des choix et de l'effet individuel et d'adapter ces méthodes aux petits échantillons.

En conséquence, les spécificités des travaux réalisés, d'un point de vue de la modélisation économétrique, abordent deux dimensions : la structure des variances-covariances des termes résiduels et l'introduction de l'hétérogénéité des préférences par des coefficients aléatoires.

Les modèles logit mixtes sont appliqués dans ces travaux, plutôt que les modèles logit multinomiaux ou hétéroscédastiques à valeur extrême. Cette modélisation offre un cadre relaxant par la matrice de variance-covariance, à la fois : (1) l'hypothèse d'indépendance des termes résiduels, permettant de tenir compte de la répétition des choix d'un individu (2) l'hypothèse d'indépendance des alternatives non pertinentes (IIA), en permettant une corrélation entre les termes inobservés des utilités des alternatives, et (3) considérant l'hétérogénéité interindividuelle des pré-

férences pour certains attributs du produit en permettant une variabilité des paramètres de préférence entre individus (??). Ces spécifications sont équivalentes dans le cadre des logit mixtes (?).

Les hypothèses faites sur les distributions des termes résiduels des utilités, ainsi que sur les paramètres aléatoires des associés à certains attributs, conduisent à relaxer les hypothèses d'homoscédasticité et d'indépendance résiduelle, et permettent d'introduire les corrélations entre paramètres distribués dans la population.

Cependant, elles augmentent significativement le nombre de coefficients à estimer de ces modèles et introduisent des nuances de construction des indicateurs économiques sensibles lors de leur interprétation. Les estimations de CAP sont par conséquent à étudier avec attention. Déterminés par le ratio d'utilités marginales associées aux attributs du produit, les CAP se déterminent comme le ratio des coefficients estimés lorsque l'utilité est supposée linéaire (?). La spécification à paramètres aléatoires conduit à des préférences hétérogènes et par conséquent des CAP estimés variant dans la population. La distribution choisie pour modéliser cette hétérogénéité est supposée gaussienne à défaut d'a priori non symétrique, permettant ainsi des valeurs positives et négatives. Suivant, ?, nous imposons un coefficient associé au prix non aléatoire, supposant ainsi des réactions aux prix homogènes dans la population et réduisant la complexité de calcul des CAP aléatoires.

Sous l'hypothèse d'absence de corrélation entre les coefficients à estimer, les CAP pour un attribut k sont supposés être distribués dans la population comme :

$$CAP_k = \frac{\beta_k}{\beta_{prix}} \sim \mathcal{N} \left(\frac{\mu_k}{\beta_{prix}}, \frac{\sigma_k}{\beta_{prix}} \right)$$

Où le paramètre du prix β_{prix} intervient comme fixe. Et le paramètre associé à l'attribut k (β_k) suit une loi normale d'espérance μ_k et de variance σ_k^2 .

Cependant, le résultat d'estimation est susceptible d'indiquer une corrélation entre les estimateurs des paramètres. En conséquence, les écarts-types et les intervalles de confiance des CAP moyens estimés sont obtenus

par la méthode paramétrique bootstrappée de ?. La matrice estimée de variance-covariance des estimateurs est utilisée pour simuler des tirages aléatoires issus d'une loi normale multivariée, dont sont déduits les percentiles des CAP moyens estimés. La même méthodologie est utilisée pour déduire les distributions des CAP estimés.

Limites & Perspectives

L'usage de coefficients aléatoires représentant l'hétérogénéité des préférences ajoute la question de la distribution inter-individuelle des CAP. Ainsi, deux types de résultats peuvent être discutés : la significativité des CAP moyens estimés, à partir de l'intervalle de confiance de l'espérance des CAP ; et la représentativité ou l'hétérogénéité estimée des CAP, à partir de l'intervalle de confiance (ou de fluctuation) des CAP.

Une étude des résultats obtenus par simulation (table ??, figure ??) illustrent les enjeux autour de l'interprétation des corrélations possibles entre CAP moyens estimés et entre les distributions des CAP. Les résultats montrent une corrélation des estimations du CAP moyen associé au label environnemental (mWTP_label) et le CAP associé au double affichage d'un label et d'une empreinte carbone réduite (mWTP_LC). Ils renseignent sur la qualité ou les risques de ces estimations. Les corrélations positives entre les trois CAP associés aux labels nous renseignent sur la distribution inter-individuelle des CAP et illustrent la cohérence du comportement environnemental identifié par le modèle.

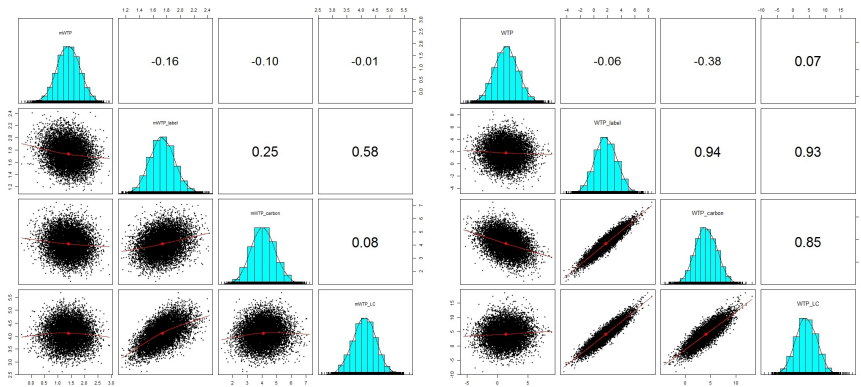
Ces travaux ont soulevé la question de l'estimation des CAP comme des transformations de paramètres estimés, ici le ratio de deux paramètres. Cependant, les travaux récents de ? indiquent que l'application de la méthode de ?, pour déterminer les moments et quantiles des distributions de transformation des estimateurs, est abusive. Particulièrement dans le cas d'un ratio de coefficients de distribution normale, les espérances et écarts-types sont non définis. La méthode d'estimation des WTP proposée par les auteurs pour contourner ce problème pourra être appliquée à l'avenir.

Ces travaux et ces méthodes ont soulevé un certain nombre d'interroga-

| WTP and premiums | WTP for a rose (EUR/piece) | Premium for Label (EUR/piece) | Premium for Carbon (EUR/piece) | Premium for Label + Carbon |
|--------------------|----------------------------|-------------------------------|--------------------------------|----------------------------|
| Mean | 1.40 | 1.73 | 4.09 | 4.11 |
| Standard deviation | 1.96 | 1.63 | 2.17 | 2.98 |
| 95% CI of mean WTP | [0.56; 2.26] | [1.37; 2.11] | [2.53; 5.75] | [3.30; 4.91] |
| 90% CI of mean WTP | [0.69; 2.11] | [1.43; 2.05] | [2.78; 5.50] | [3.43; 4.79] |
| 95% CI | [-2.47; 5.26] | [-1.45; 4.91] | [-0.17; 8.33] | [-2.45; 10.67] |
| 90% CI | [-1.83; 4.62] | [-0.93; 4.40] | [0.53; 7.66] | [-1.37; 9.62] |

TABLE 4.1 – CAP moyens et Premiums estimés pour les attributs environnementaux et intervalles de confiance Krinsky-Robb

Source: résultats dérivés de ?



(a) Étude des CAP moyens estimés simulés (b) Étude des CAP "individuels" estimés simulés

FIGURE 4.2 – Étude des CAP et de leurs moyennes estimées par simulation ?

Source: résultats dérivés de ?

tions quant à l'interprétation des indicateurs produits sous ces ensembles d'hypothèses et au contrôle de la qualité d'estimation relativement à d'autres méthodes. Toutes n'ont pas encore été approfondies.

Étude de spécification des DCM

Les travaux (?) s'intéressent à l'évaluation de l'impact des spécifications des modèles sur les résultats d'estimation et les interprétations économiques induites. Ce travail traite de l'impact de la proposition de ? de remplacer la fonction de lien logistique dans l'écriture du modèle multinomial standard :

$$\frac{\pi_j}{\pi_j + \pi_J} = \frac{\exp(\eta_j)}{1 + \exp(\eta_j)} \quad \text{où} \quad j = 1, \dots, J - 1$$

Par d'autres fonctions de distribution continues et strictement croissantes.

$$\frac{\pi_j}{\pi_j + \pi_J} = F(\eta_j) \quad \text{où} \quad j = 1, \dots, J - 1$$

Ainsi, les fonctions de distribution Normale, Laplace, Gumbel, Gompertz, Cauchy ou Student sont testées et évaluées. Leurs spécificités en terme de queues de distributions ou d'asymétrie peuvent permettre un meilleur ajustement par le choix d'une forme fonctionnelle liant le rapport de probabilités et les covariables. Mais elles ont aussi des conséquences sur le modèle comportemental. Les formes de ces fonctions de lien induisent des sensibilités différentes du ratio de probabilités de choix des alternatives aux variations d'un attribut. Les conséquences du choix d'une fonction de distribution ou d'une autre sont alors étudiées sur un jeu de données de type *choice experiment* en terme de qualité d'ajustement, de conséquences sur la significativité des covariables et en terme d'impact sur les choix et les indicateurs tels que les CAP.

Nos premiers résultats indiquent que les fonctions de lien les plus flexibles a priori (Student) correspondent au meilleur ajustement. Les estimations obtenues sont globalement cohérentes entre modèles en terme de signe et de significativité. Une relative stabilité entre les modèles apparaît dans les ordres de préférence estimés entre les différents attributs des alternatives. Mais les ordres de grandeur des paramètres estimés semblent indiquer une sorte de facteur d'échelle, qui résulte en des grandeurs de CAP estimés pouvant varier du simple au double.

Certaines fonctions peuvent donner un poids plus important aux faibles

variations ou introduire une réponse non symétrique aux variations. Ces différences de sensibilité des fonctions restent à étudier, notamment en perspective avec les apports de l'économie comportementale (par exemple les éléments de *prospect theory* de ?).

Évaluation de qualité d'estimation par simulation

? est une première étape vers l'étude des questions de contrôle de la qualité d'estimation fondée sur des méthodes mixtes et flexibles (pour lesquelles les fonctions de vraisemblance ne peuvent être évaluées directement) et notamment lors de l'usage de designs expérimentaux différents. Ce travail propose de comparer pour différentes spécifications de modèles, les qualités d'ajustement et les outputs d'estimation tels que les estimations, leurs significativités, et les indicateurs déduits des estimations (CAP, élasticités, etc.). Inspirée de ?, une méthode de simulation expérimentale est proposée pour générer des données contrôlées et les estimations associées.

Le schéma général (figure ??) d'une étude par préférence déclarée intègre le choix d'un design expérimental au sens de la détermination des niveaux des attributs présentés dans les situations de choix d'une expérience. Il est montré empiriquement et théoriquement (?) que le choix de ce design a un impact sur les outputs de l'analyse et que son efficacité dépend du modèle économétrique pour lequel il est construit.

Le travail démarré vise à évaluer les conséquences du choix d'une spécification de modélisation, c'est-à-dire le choix conjoint d'un modèle économétrique (dont les fonctions de lien discutées précédemment) avec un design expérimental. La qualité d'estimation pourra être évaluée, pour des situations de choix contrôlées, par exemple selon le nombre d'individus, le nombre de réponses individuelles, le nombre d'attributs et de niveaux, etc.

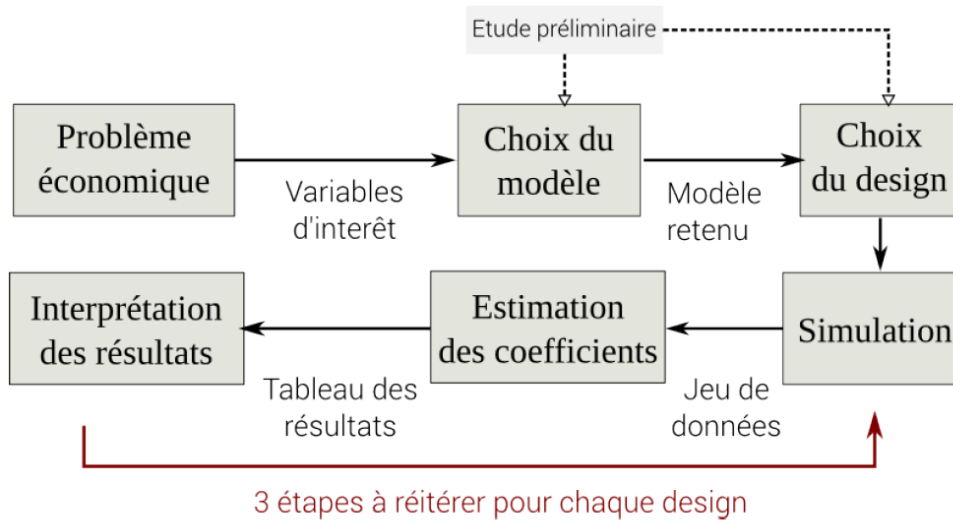


FIGURE 4.3 – Schéma général de l'étude en préférence déclarée

Source: ?

Autres perspectives

Enfin d'autres questions soulevées, mais non encore abordées relèvent de la spécification de la fonction d'utilité et de ces impacts sur le design de l'expérience.

Par exemple, dans des objectifs de discussion d'effet de différentes formes de tarification (linéaire ou non linéaire), plusieurs types de prix (prix d'achat ou d'équipement et prix d'usage ou d'option) ont pu être introduits dans les situations de choix. L'adéquation du modèle standard de choix discret à utilités aléatoires mérite d'être évaluée dans une situation où l'additivité de l'utilité peut être remise en question par la nature et les attributs du produit et sa transposition dans l'expérience. De même, l'adaptation du modèle standard est interrogeable pour étudier la valeur du support d'information (ou le format de l'information) sur l'attribut d'un produit en contrôlant la valeur de l'information elle-même.

La question du « quand ? » ou Choix d'un instant et choix d'une durée

Les modèles de durées (ou analyses de survie) sont adaptés pour la modélisation d'une durée avant l'apparition d'un évènement. Ils permettent donc de répondre à la question du « quand ? » et par extension à celle du « combien de temps » (?). Cette modélisation porte une attention spécifique à la dynamique du processus étudié au moyen de la notion de hasard, soit de probabilité instantanée d'occurrence :

$$h(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta | T > t)}{\Delta}$$

Où $h(t)$ est la probabilité d'occurrence sur un intervalle de temps infinitésimal Δ après la date t , sachant que le processus a duré jusqu'à une date donnée t .

L'analyse du hasard renseigne sur la durée estimée du processus, comme les modèles classiques de type régression linéaire ou Tobit, mais donne une information plus riche sur le processus en étudiant un déroulement potentiellement non linéaire ou non constant. La modélisation du hasard permet d'identifier les variables qui ralentissent ou accélèrent le processus temporel et donc en rallongent ou en réduisent la durée. La forme du hasard renseigne quant à elle sur les variations de « vitesse » du processus. Ainsi, un hasard monotone croissant indique une probabilité d'occurrence de l'évènement croissante avec le temps écoulé (une dépendance temporelle positive), et un hasard non monotone permet d'identifier des processus non linéaires, par exemple caractérisés par un seuil de durée critique. Les modèles de durées sont aussi plus adaptés ou plus simples à mettre en œuvre pour intégrer les problèmes de censure des observations et de variables variant dans le temps (?).

Comme présentés dans les chapitres précédents, nos travaux ont mobilisé cette méthodologie pour l'étude de l'allocation de temps aux activités et au transport. Ces applications présentent quelques spécificités, limites et perspectives.

Prise en compte de l'hétérogénéité inobservée

L'hétérogénéité des comportements est introduite dans ces modèles de la même façon que dans les logit mixtes, le plus souvent par un mélange de distributions des termes aléatoires du modèle. Le modèle introduit l'hétérogénéité en la modélisant comme un effet latent multiplicatif sur le hasard :

$$h(t|\alpha) = \alpha h(t)$$

où $h(t)$ est la fonction de hasard découlant de la distribution choisie. Ainsi, la fonction de survie conditionnelle est : $S(t|\alpha) = \exp\{-\int_0^t h(u|\alpha) du\} = \{S(t)\}^\alpha$. Pour l'identification du modèle, la distribution de α est supposée de support positif, d'espérance 1 et de variance θ . La fonction de survie non conditionnelle est alors : $S_\alpha(t) = \int_0^\infty \{S(t)\}^\alpha g(\alpha) d\alpha$, où $g(\alpha)$ est la fonction de densité de α . De façon usuelle, la fonction de densité du terme d'hétérogénéité inobservée est supposée être celle d'une loi Gamma généralisée ($G(1/\theta, \theta)$). Ainsi, le terme aléatoire introduit reflète l'hétérogénéité inobservée sans l'associer à l'effet d'une variable.

Dépendance aux états et dépendance temporelle

Le travail de ? intègre une autre forme d'hétérogénéité observée, qui est introduite sous la forme de la dépendance à l'historique du processus : les états d'entrée et de sortie et leurs durées au cours du processus. Les modèles à hasards concurrents permettent d'identifier la cause de l'occurrence parmi plusieurs causes possibles finies.

Ainsi, la durée observée est supposée être $U = \min(T_1, \dots, T_p)$, où T_c est la durée une associée à la cause $c \in 1, \dots, p$. Le hasard est spécifié comme spécifique à une transition entre états d'entrée et sortie $\{i, j\}$. La figure ?? montre la complexité croissante d'estimation de ces modèles à hasards concurrents. Le modèle tenant compte de 3 états de sortie (*unconditional competing risk model*) estimera 3 fonctions de hasards. Le modèle identifiant complètement la transition (entrée et sortie), compte 9 équations à estimer.

Les hasards de chaque transition ont longtemps été estimés par le modèle

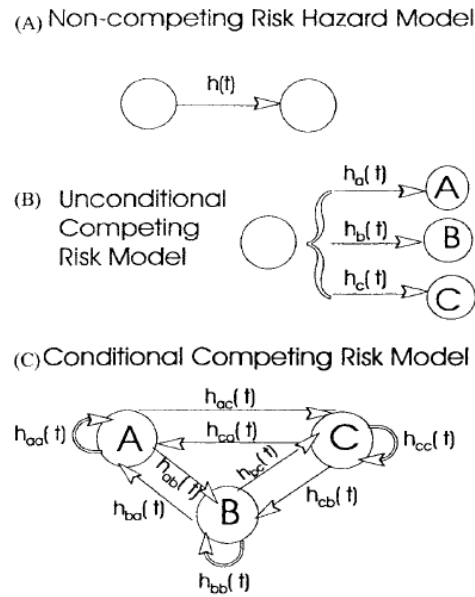


Fig. 1. Overview of Different Hazard Models

FIGURE 4.4 – Représentation des différents modèles à hasards concurrents

Source: ?

de Cox proportionnel (par exemple ?), sous l'hypothèse d'indépendance des probabilités d'occurrence entre les transitions, et s'estime maintenant par une forme flexible paramétrique (?).

Cependant, cette modélisation n'intègre pas l'histoire du processus, c'est-à-dire, les étapes (durées et états) ayant précédé celle modélisée. Récemment, les modèles multi-états markoviens modélisent simultanément les transitions entre plusieurs entrées et sorties sur la durée du processus (?). Généralement, ces modèles multi-états markoviens considèrent l'historique du processus en introduisant une dépendance des probabilités de transition aux états adjacents. Les modèles semi-markoviens sont une généralisation des modèles markoviens où la durée dans chaque état peut avoir une distribution qui dépend de l'état de sortie. Les modèles multi-états semi-markoviens non-homogènes permettent l'intégration de ces éléments précédents, de la dépendance temporelle du processus au temps écoulé dans l'état considéré, ainsi qu'aux durées des états précédents (? ; voir Figure ?? du Chapitre ??).

Le modèle multi-état semi-markovien non-homogène estimé dans ? intègre l'historique des déplacements et des activités réalisées en tenant compte, aux côtés de covariables socio-démographiques standards : de la dépendance aux états, de la dépendance temporelle intra-épisode et inter-épisode (de rang 1), et de la dépendance à l'horaire de réalisation. La « mémoire » du processus markovien est ici limitée au rang 1, l'épisode d'activité précédent celui modélisé, pour réduire la complexité de la modélisation et son interprétation. En effet, considérant 6 activités différentes et jusqu'à 9 épisodes d'activité dans la journée, le modèle estime 36 équations.

Spécifications du hasard

Enfin, la forme paramétrique le plus souvent supposée est la forme de hasards proportionnels :

$$\lambda_{ij}^k(\tau; X_{ijl}^k) = \lambda_{ij0}^k(\tau) \exp(\beta X_{ijl}^k)$$

où le triplet (k, i, j) représente la transition de l'état i vers l'état j à la fin de l'épisode k . Et $\lambda_{ij0}^k(\tau)$ est le hasard de référence. La matrice X et le vecteur β représentent les covariables et les coefficients associés. Toutefois (comme évoqué dans le chapitre précédent) le modèle à hasards proportionnels intègre difficilement les variables dépendantes du temps et paraît peu consistant lorsque des covariables sont supprimées (???). ? propose une spécification à hasards additifs :

$$\lambda_{ij}^k(\tau; X_{ijl}^k) = \lambda_{ij0}^k(\tau) + \sum_{l=1}^p \beta_{ijl}^k(\tau) X_{ijl}^k$$

où $\lambda_{ij0}^k(\tau)$ est le hasard de référence et le terme additif représente le risque supplémentaire associé à une covariable l à un instant donné.

Dans ?, nous avons comparé la spécification du multi-état semi-markovien non-homogène à hasards proportionnels avec la spécification à hasards additifs. Comme évoqué au chapitre précédent, les résultats entre ces deux spécifications concordent en terme de signes et de magnitudes des coefficients estimés. La spécification en hasards additifs permet la re-

laxation de l'hypothèse de proportionnalité et l'intégration de variables variant dans le temps, mais au détriment d'une interprétation plus complexe des effets estimés.

Limites & Perspectives

L'une des principales limites relève de l'application des modèles précédents à la problématique du temps de transport en tant qu'activité dérivée et inscrite dans les programmes d'activités. Les modélisations proposées constituent des modèles réduits de la demande en temps de transport ou en temps d'activité. Si les modèles markoviens multi-états semblent être une piste intéressante pour modéliser la succession d'épisodes d'activités (par ex : domicile/transport/activité hors domicile/transport/domicile), l'exploration de la structure des choix entre épisodes reste superficielle dans nos applications. Un premier niveau d'exploration de ces structures est peut-être à rechercher en considérant les programmes d'activités comme des successions de chaînes d'épisodes d'activité. Des approches multi-niveaux peuvent alors se révéler pertinentes ou des méthodes mixant l'approche multivariée (???) avec l'approche multi-état. Par ailleurs, la forme de hasard considérée semble être une piste intéressante dans la mesure où les hasards additifs semblent permettre des élasticités variant dans le temps de façon non monotone (? évoquent des élasticités prix de la demande). La discussion de ces méthodes semble peu développée dans la littérature, notamment en lien avec la forme du hasard.

Une seconde limite tient au traitement de l'hétérogénéité. L'hétérogénéité inobservée est peu introduite dans les modèles multi-états. De la même façon que dans les modèles de choix discrets, cette mixture de termes aléatoires peut être réalisée par les termes résiduels ou les coefficients aléatoires. L'hétérogénéité pourrait particulièrement être introduite au niveau de la prise en compte de l'histoire du processus (état précédent et durée associée).

Conclusion & Perspectives

Ce dernier chapitre présente mes travaux comme structurés autour des deux types de choix étudiés : le « quoi ? » et le « quand ? » et les deux simultanément. Ces travaux soulèvent un certain nombre de questions et limites, qui a été discuté en tant que perspectives directes. Cependant, de nouvelles directions plus générales se dégagent aussi.

1. Un des premiers types de choix modélisé est certainement le choix d'une quantité, le « combien ? ». Cette question peut être traitée dans le cadre des modèles de choix discrets en discrétisant l'ensemble des choix. Cela revient alors à traiter l'option choisie et la quantité choisie, simultanément ou séquentiellement. Les DCM offrent surtout la possibilité de tenir compte des attributs des options constituant la situation de choix aux côtés des attributs du décideur et de l'option choisie. Lorsqu'il s'agit d'un temps (« combien de temps ? »), le choix de la quantité peut être modélisé par le moment du choix d'une option. Cela revient à modéliser le temps avant la décision d'option. Cependant, une quantité autre que celle d'un temps peut être modélisée simultanément avec le choix d'option dans un cadre multivarié par les modèles multivariés discrets-continus développés par ?. Les interdépendances entre option et quantité choisies sont ainsi intégrées, ainsi que des spécifications plus complexes telles que l'hétéroscédasticité ou les corrélations.

Cette modélisation et les extensions proposées dans la littérature semblent intéressantes à confronter aux modèles multi-états semi-markoviens pour les programmes d'activités ou plus généralement les choix de consommation étudiant le choix de produits en certaine quantité.

2. L'étude des programmes d'activités souligne la séquence des choix et la structure causale dans laquelle ils s'inscrivent. Quelques travaux ont proposé l'étude de la causalité entre les temps de transport et les temps d'activités au moyen de modèles à équations structurelles (SEM), montrant que les durées des activités sont plus probablement endogènes qu'exogènes (?).

Le travail ? vise à appliquer une modélisation SEM pour soutenir un modèle théorique causal entre différentes notions relatives à la réputation.

L'identification d'un « chemin causal » est réalisée par la construction d'un modèle structurel calqué sur le modèle théorique et la validation de ce modèle face aux modèles concurrents identifiables. Ce type de modélisation pourrait s'appliquer à l'analyse des emplois du temps. Une ouverture pourrait être la dimension dynamique fortement présente dans la séquence temporelle des programmes d'activité. Un objectif pourrait être d'identifier la séquence causale et la séquence temporelle et leurs interactions.

3. Enfin, les modèles de choix intègrent de nombreux éléments décrivant la situation de choix, permettant ainsi d'identifier certains déterminants des choix parmi les attributs des options composant les situations, les caractéristiques des décideurs et des contextes de choix. Ces éléments sont introduits par des variables mesurables ou non, observables ou non, ce qui conduit à des modèles à variables instrumentales ou à variables latentes. Les modélisations de variables latentes sont généralement réalisées dans le cadre des modèles SEM, puisque supposant une structure entre les variables explicites et latentes. Un premier travail de ce type est réalisé dans le contexte du co-encadrement doctoral de H. Bouscasse. Un modèle hybride de choix discret intégrant des mesures latentes des considérations environnementales des individus lors du choix modal devrait être développé.

Une extension de ces perspectives pourrait alors être d'intégrer ces variables latentes dans un modèle de survie appliqué aux durées de transport.

Annexe A - Une base de données constituée de 17 enquêtes de mobilité belges, françaises et suisses

Introduction

Nos travaux menés pour le Prédit et l'ANR avec les équipes du Let, du LaSUR et du GRT ont notamment porté sur la comparaison des BTT observés à deux dates dans sept villes françaises (Grenoble, Lyon, Rennes et Strasbourg) et suisses (Berne, Genève et Zurich). Avec l'aide du GRT, les données de Bruxelles ont été ajoutées. Plus tard, les dernières données de Lyon et Grenoble ont été intégrées.

Ainsi, ce sont 17 enquêtes déplacements qui sont réunies, soit un recueil d'environ 400000 déplacements réalisés par 80000 individus (en effectif non-pondéré) et presque autant d'emplois du temps reconstitués. Les données des agglomérations de Berne (1994, 2000), Bruxelles (1999), Genève (1994, 2000), Grenoble (1992, 2001, 2010), Lyon (1985, 1995, 2006), Rennes (1991, 2000), Strasbourg (1988, 1997) et Zurich (1994, 2000) sont regroupées et homogénéisées assurant un échantillon diversifié, afin de répertorier tous les aspects des transports dans ces agglomérations (table ??).

Un lourd travail approfondi a consisté à homogénéiser les données, assurer la comparabilité des indicateurs, et sur le plan méthodologique à

établir des moyens les plus fiables possible pour comparer des données agglomérations, dont les limites administratives, les modes et les dates de recensement sont différents (?).

Outre les informations classiques de ce type de base de données relatives aux caractéristiques individuelles (structure du ménage, motorisation, sexe, âge, statut professionnel, etc.) et aux pratiques de mobilité (nombres de déplacements, horaires des déplacements, localisations des déplacements, modes utilisés, etc.), nous avons porté une attention particulière sur les activités motivant chacun des déplacements. Après les opérations d'apurement des données, nous avons pu reconstituer les emplois du temps des activités hors domicile de chaque individu, permettant ainsi de considérer les sphères « transport » et « activités » en interrelation.

Des informations géographiques ont été intégrées aux enquêtes à un niveau fin (densité de population, proximité aux infrastructures routières et aux transports collectifs).

Les politiques de transport menées dans ces agglomérations ont été étudiées pour illustrer la diversité des situations de mobilité et tenter de mettre en perspective les résultats.

Ces données ont été complétées par des entretiens sociologiques menés dans les régions alémanique, bruxelloise et lyonnaise auprès d'individus caractérisés par des BTT très élevés.

La première section (??) présente une synthèse du corpus de données constitué au fil des projets et des collaborations scientifiques.

La seconde section (??) (adaptée de ?) présente plus précisément les objectifs des enquêtes françaises suisses et belges et critique la convergence des méthodologies d'enquêtes au travers d'une série de questions, telles que : qui est enquêté ? quelle mobilité, quel mode, quels motifs de déplacements sont considérés ? comment le caractère spatial des mobilités est-il intégré ?

En troisième section (??) (adaptée de ???), la méthodologie de comparabilité des données des 17 enquêtes est présentée. Elle revient notamment

sur la question de la sélection des déplacements similaires, de la définition de zonages comparables ou la normalisation des motifs de déplacements. Intégrée plus tardivement dans le corpus de données l'enquête Mobel renseignant Bruxelles n'est pas présentée de façon aussi exhaustive que les EMD et le microrecensement suisse.

Synthèse de l'annexe

Sélection des déplacements et motifs de déplacements

L'objet d'étude étant la mobilité urbaine quotidienne régulière et souvent en lien avec les activités hors domicile réalisées, certains déplacements ont été exclus des données initiales. Ainsi, sont conservés uniquement les individus mobiles un jour de semaine, ne sortant pas du périmètre de l'enquête ménage, ne réalisant pas de déplacement pour un motif professionnel (taxi, tournée de livraison, etc.). Enfin, une attention particulière a été portée sur la correction ou l'exclusion d'erreurs sur les horaires des déplacements dans l'objectif de produire les emplois du temps complets des individus.

Les motifs considérés dans cette étude agrègent les motifs détaillés dans les données initiales afin de reconstituer des motifs habituellement observés dans les études *activity-based* de la littérature. Ainsi, nous distinguons les motifs d'activité suivants : le travail, l'achat/service et le loisir.

Information géographique

Suivant les définitions de ? , chaque zone d'enquête est décomposée entre trois types : les zones « centre », les zones « suburbaines » , les zones ou communes restantes constituent les zones « périurbaines ».

De plus, nous avons collecté les informations concernant le nombre de bretelles d'accès aux voies rapides accessibles à partir de chaque zone de l'enquête ménage, ainsi que le nombre de gares desservies par des lignes TER régulières, avec un souci de contemporanéité avec la période d'enquête. Enfin, les densités de population par commune issues du Recensement Général de la Population 1999 sont utilisées pour les enquêtes

contemporaines.

Variables d'intérêt

Les indicateurs de mobilité étudiés sont le nombre quotidien de déplacements par individu et différentes durées de déplacement et d'activité. Le nombre de déplacements est mesuré par un simple comptage par individu. Les durées étudiées sont calculées par différence entre les horaires déclarés. Pour les durées de transport, il s'agit des horaires d'arrivée et de départ des déplacements. Pour les durées d'activité, la différence entre l'horaire de départ du trajet consécutif à l'activité et l'horaire d'arrivée du trajet précédent l'activité est considérée. La durée du déplacement domicile-travail est mesurée par la différence entre les horaires des trajets dont l'origine et la destination sont, soit domicile-travail, soit travail-domicile. Le motif de destination du trajet est associé au motif de déplacement et à l'activité consécutive.

Enfin, nous distinguons les durées de déplacement pour un motif (la durée du trajet) et les budgets-temps quotidiens d'activité (transport, travail, achat/service, loisir) qui sont constitués de la somme des durées de ces réalisations. Par exemple, le BTT quotidien est la somme des durées de tous les déplacements réalisés dans la journée, quel que soit le motif.

Comparaison des méthodes d'enquête

La table ?? présente une synthèse des caractéristiques des trois d'enquêtes.

Qui est observé ?

Les trois types d'enquêtes proposent des définitions de la personne observée relativement proches et donc comparables. Très peu de restrictions apparaissent dans le choix des individus interrogés. Les limites d'âge sont très proches (5 et 6 ans). Comme nous le discuterons ci-dessous, seules les méthodes d'enquête peuvent avoir imposé des sur ou sous-représentations de certains types d'individus (personnes hyper-mobiles ou ménages non-équipés du téléphone).

Cependant, du fait de la double vocation du microrecensement suisse et de Mobel (descriptions nationale et locale des pratiques de transport), certaines nuances existent et réduisent certaines dimensions de l'étude. Par exemple, les individus enquêtés par le microrecensement sont des personnes de référence des ménages choisis aléatoirement. Alors que dans les EMD, l'ensemble des membres de plus de 5 ans d'un ménage est interrogé. Les comportements de mobilité liés entre les membres d'un ménage ne pourront être observés complètement, ni les participations conjointes aux activités hors domicile. Ainsi, les questions de partage de responsabilités du ménage, la gestion de la charge des enfants, les interactions entre les pratiques de mobilité des membres, mais aussi, les arbitrages intervenant dans le choix de localisation seront difficilement analysables à partir de l'échantillon suisse.

Comment est réalisée l'enquête ?

Les différences en terme de méthodologies d'enquête sont susceptibles d'introduire certaines sources de biais dans les données. En matière d'observation des durées d'activité (dont le transport), la façon dont les questions sont posées peut avoir un impact sur l'exactitude des durées révélées (Robinson, 1997). Ainsi, le type de contact avec l'enquêté et le système déclaratif s'avèrent influents.

Relation enquêté/enquêteur

Des différences peuvent apparaître selon que l'enquête est réalisée par téléphone ou en face à face (?). De nombreuses expérimentations ont été réalisées afin de comparer les résultats de ces deux types d'enquête. Il semble en ressortir une précision légèrement plus faible dans les enquêtes téléphoniques, due au biais de sélection imposée par l'équipement téléphonique, la nature et la qualité de la relation enquêteur/enquêté. Toutefois, les comparaisons faites en France ne permettent pas de mettre en évidence de différences statistiquement significatives (?).

Le système déclaratif

Par ailleurs, les anciennes enquêtes sont basées sur des questionnaires qui demandent aux enquêtés de se souvenir de leurs déplacements de la journée ou de la veille. Alors que les plus récentes demandent aux enquêtés

de renseigner un emploi du temps, dans le courant de la journée. Des différences dans les mobilités déclarées apparaissent nettement selon l'une ou l'autre méthode. (?). Cependant, les améliorations dans le comptage des déplacements conduisent à une augmentation des niveaux mesurés de mobilité, qu'il est alors difficile d'attribuer à un changement effectif du niveau de mobilité ou à une amélioration de la méthode d'enquête (?).

Les biais de sélection

Les méthodes d'enquête ne peuvent exclure certains biais liés à l'accessibilité et à la disponibilité de la population enquêtée. Ainsi, très peu d'informations sont disponibles sur les très jeunes enfants ou les personnes très mobiles. Et, les enquêtes téléphoniques de type CATI rencontrent des difficultés pour éliminer les biais liés à l'équipement téléphonique.

Les espaces et les périodes observées

La définition des aires urbaines et du zonage est rarement rigoureusement comparable entre enquêtes pour une même ville. Certaines études incluent des zones rurales dans leur définition. Il en est de même pour le zonage qui affecte, par la taille de chaque zone, les proportions de déplacements inter et intra-zone. La définition du périmètre urbain est particulièrement problématique pour l'étude de l'évolution des mobilités à partir de plusieurs dates d'observation. En effet, le périmètre urbain doit être défini à chaque date afin de représenter au mieux l'aire urbaine. Mais, l'analyse temporelle nécessite une certaine homogénéité de l'aire urbaine à chaque date.

Sans pour autant entacher les résultats de l'étude comparative de ces deux ensembles de données, ces divergences dans les méthodes d'enquête doivent rester à l'esprit de l'analyste.

Où sont observés les individus et les déplacements ?

Les déplacements observés sont limités aux périmètres d'étude des Enquêtes-Ménages Déplacements. Sont donc exclus les déplacements sortants de cette définition de l'agglomération propre à chaque enquête. À l'opposé, les déplacements relevés dans le microrecensement suisse et Mobil peuvent avoir comme origine ou destination l'ensemble du territoire na-

tional suisse. Le travail sur le microrecensement et Mobil a donc consisté dans un premier temps à reconstituer des zones d'étude comparables aux périmètres d'étude des EMD françaises. Ce travail a été réalisé en amont par les équipes du Lasur et du GRT.

Quels déplacements et quelles activités ?

Dans les enquêtes, les déplacements sont constitués comme une suite de trajets ou d'étapes effectués pour un certain motif. Dans les EMD, les motifs sont décomposés en une vingtaine de postes, contre moins d'une dizaine pour le microrecensement. Afin, d'assurer la correspondance entre toutes les bases une nomenclature agrégée a été établie.

La comparabilité des Enquêtes-Ménages Déplacements, du microrecensement suisse et de Mobil

Enfin, certaines sources classiquement problématiques dans cet exercice de comparaison sont ici clairement exclues ou ont fait l'objet d'un travail particulier visant à assurer la comparabilité des données. Tous les modes de transports sont considérés, dont la marche à pied. L'observation de cette dernière peut malgré tout être influencée par la méthode d'enquête. Les effets saisonniers semblent a priori réduits, puisque les enquêtes ont été réalisées sur l'ensemble des mois de l'année et l'ensemble des jours ouvrés (les jours de week-end ne sont renseignés que pour les données suisses et belges).

Le travail de comparabilité a consisté à reproduire sur Mobil et le microrecensement suisse les conditions élaborées par le CERTU, sur deux plans :

- sur un plan géographique : des périmètres d'études comparables à ceux utilisés en France ont été recréés.
- sur un plan de récolte des données : des différences de collecte de données apparaissent, notamment au niveau des déplacements externes aux périmètres d'études, ceux réalisés les jours de week-

end ou encore les déplacements multiples réalisés pour un motif professionnel.

Le travail d'harmonisation des bases de données a notamment consisté à exclure ces déplacements pour les agglomérations suisses.

Méthodologie de comparabilité

Sélection des déplacements

Le travail amont de nettoyage des bases et de sélection des déplacements visant à assurer la comparabilité des données s'est concentré sur les points suivants :

- Filtres sur les personnes considérées :
 - les personnes, dont un déplacement est réalisé à titre professionnel sont écartées.
 - les individus, dont au moins un déplacement sort de la zone enquêtée sont écartés.
- Filtres sur les déplacements considérés :
 - tous les déplacements qui sortent de la zone étudiée (l'agglomération).
 - (pour Mobel et le microrecensement) tous les déplacements effectués le samedi et le dimanche sont écartés des enquêtes suisses (les enquêtes françaises ne les renseignent pas). Seuls les déplacements de la semaine sont donc considérés. Le caractère habituel des mobilités observées pourra alors être considéré comme plus important.
 - (pour le MR uniquement) tous les déplacements en marche à pieds dont la vitesse est inférieure à 1km/h et dont la durée calculée excède 3h ont été supprimés. Il en est de même pour les déplacements par les autres modes dont la vitesse calculée est inférieure à 3km/h et la durée supérieure à 3h.
- Filtres sur les erreurs dans les horaires :
 - les individus dont au moins un horaire d'arrivée précède un horaire de départ sont exclus.
 - les individus dont une des durées d'activité (durée entre le départ d'une activité et l'arrivée de l'activité précédente) est négative sont écartés.

- les individus dont au moins une durée de déplacement est négative sont supprimés.
- Filtres sur les erreurs dans les chaînes de déplacements :
- les individus pour lesquels au moins un déplacement est manquant sont rejetés. Les individus conservés ont donc l'ensemble de leur chaîne de déplacements sur la journée qui est renseignée.
 - les individus pour lesquels un seul déplacement est renseigné sont supprimés si le motif n'est pas une simple promenade avec pour origine et destination le domicile.

Par exemple, pour le BTT moyen, qui est particulièrement sensible aux valeurs extrêmes, pour le cas de l'EMD de Lyon 1995, le filtre sur les horaires permet le repérage et la suppression des individus dont le BTT est supérieur à 900 min. En plus de l'impact sur la moyenne ou la médiane de la distribution des BTT, ces corrections réduisent la présence des valeurs aberrantes et réduisent la variance de l'échantillon, ce qui peut avoir un impact sur les résultats de certaines méthodes statistiques (analyse de variance, régression linéaire et autres méthodes de modélisation). Dans l'objectif de l'application d'un modèle de durées aux budgets-temps des activités, la correction des durées aberrantes est particulièrement importante, car cette méthode ne se concentre pas uniquement sur les indicateurs de centralité de la distribution, mais sur l'ensemble des fréquences. Elle est donc particulièrement sensible aux valeurs extrêmes.

Typologie spatiale

Suivant les définitions de ?, chaque zone d'enquête est décomposée entre trois types : les zones « centre » composées des communes de plus de 100.000 habitants et d'une densité de 5000 habitants au km^2 ; les zones « suburbaines » dont au moins 50% de la capacité résidentielle est constituée de logements collectifs et sont en continuité avec une zone centre ; les zones « péri-urbaines » constituées des zones ou des communes restantes.

De plus, nous avons collecté les informations concernant le système de transport de chaque zone d'enquête. Les cartes des réseaux contemporaines des enquêtes ont permis de déterminer quelques indicateurs. Ainsi, le nombre de bretelles d'accès aux voies rapides et le nombre de gares

desservies par des lignes TER régulières, accessibles depuis chaque zone sont reconstruits.

Enfin le Recensement Général de la Population de 1999 est utilisé pour déterminer des densités des zones d'enquêtes au prorata des densités de population (ou d'emplois) par commune.

Nomenclature des motifs

Les EMD décrivent les motifs de déplacement par une nomenclature relativement détaillée comprenant une vingtaine de postes selon les enquêtes. Cependant, afin d'assurer la comparabilité avec les motifs du microrecensement et une représentativité suffisante, une ré-agrégation des motifs des EMD a été effectuée (table ??). La nomenclature retenue correspond à celles utilisées par la majorité des analyses de la mobilité fondées sur les emplois du temps. Elle distingue les postes suivants : l'activité à domicile, le travail, le temps scolaire, les achats et services, les loisirs, et l'accompagnement d'un tiers.

Conclusion

En définitive, nous disposons d'une base de données particulièrement riche et propice à l'analyse et la comparaison des mobilités des villes suisses et françaises (Berne, Bruxelles, Genève, Grenoble, Lyon, Rennes, Strasbourg et Zurich). Les données disponibles pour ces villes présentent plusieurs atouts évidents : la contemporanéité des périodes d'enquête, la convergence des objectifs et des méthodologies d'enquête.

Bien sûr, certains ajustements ont été nécessaires pour notre étude des mobilités urbaines. La méthodologie de comparabilité des différentes bases de données induit et comporte de façon inhérente certaines limites et inexactitudes. Un certain nombre de choix ont été pris afin de conserver dans les deux ensembles de données à la fois, une information homogène, mais agrégée et donc réduite. C'est le cas notamment des motifs de déplacement dont le relevé est particulièrement précis dans les EMD françaises, mais qui ont dû être agrégés pour être compatibles avec les mo-

tifs relevés dans le Microrecensement suisse et Mobil. Le lecteur pourra constater que, dans l'ensemble, l'information utilisée ici reste à un niveau comparable aux usages classiques des analyses des mobilités.

Nous savons combien les résultats sont dépendants des données, surtout dans le domaine de la statistique. Il en résulte donc que nos résultats, obtenus sur des bases de données déjà exploitées par certains instituts, seront difficilement comparables aux résultats publiés dans les précédents traitements de ces enquêtes.

Cependant, nous espérons que la comparabilité de nos résultats, si elle est difficile en terme absolus des indicateurs, sera tout à fait possible et cohérente en terme relatifs, c'est-à-dire que les ordres de grandeur entre plusieurs valeurs seront comparables, par exemple l'ordre des modes de transport selon leur part de marché. Toutefois, comparabilité des résultats ne signifie pas convergence des résultats. Dans le cas où nous présentons des résultats clairement divergents de ceux d'autres études de notre connaissance, nous en avons recherché les explications.

| Villes | Aire d'enquête (km^2) | Nombre de zones/communes | Surface d'une zone en moyenne (km^2) | Population | Nombre d'individus dans l'analyse |
|-----------------|------------------------------|-----------------------------|--|------------|---|
| Bruxelles 1999 | 557 | 33 | 16,9 | 1309478 | 982 |
| Grenoble 2002 | 310 | 36 | 8,6 | 386886 | 4934 |
| Lyon 2006 | 490 | 76 | 6,4 | 1226052 | 9465 |
| Rennes 2001 | 609 | 46 | 13,2 | 358561 | 6900 |
| Strasbourg 1997 | 305 | 32 | 9,5 | 449036 | 3317 |
| Berne 2000 | 422 | 36 | 11,7 | 333334 | 1163 |
| Genève 2000 | 228 | 42 | 5,4 | 410261 | 1688 |
| Zurich 2000 | 906 | 99 | 9,2 | 983937 | 1818 |

TABLE A.1 – Surface, population, densité de population et taille d'échantillon pour les 8 villes

Source: ?

| | France | Suisse | Belgique |
|--------------------------------------|---|---|---|
| Nom de l'enquête | Enquêtes-Ménages-Déplacements | Microrecensement 2000 | Enquête mobilité belge (MOBEL) |
| Année | 1997 (Strasbourg) ; 2001 (Rennes) ; 2002 (Grenoble) ; 2006 (Lyon) | 2000 | 1998-1999 |
| Méthodologie d'enquête | Entretien du ménage | Computer assisted telephone interview (CATI) | Enquête postale avec suivi complémentaire par téléphone au besoin |
| Répondants | Tous les individus de plus de 5 ans dans le ménage | 1 individu de plus de 6 ans choisi dans le ménage si ce dernier compte moins de 4 personnes ; le cas échéant, 2 individus sont enquêtés | Tous les individus de plus de 6 ans dans le ménage |
| Jours concernés par les déplacements | Tous les déplacements réalisés le jour de semaine précédant le jour d'enquête | Tous les trajets réalisés la veille ou deux jours avant la date de l'enquête * | Tous les déplacements réalisés le jour précédant l'enquête * |
| Période d'enquête | Un jour de référence sur une période de plusieurs mois de l'année (d'octobre à mai) | Un jour de référence sur une période d'une année entière | Un jour de référence sur une période de plusieurs mois de l'année (d'octobre à mai) |

* : seuls les jours de semaine ont été pris en compte dans cette étude.

TABLE A.2 – Caractéristiques comparées des enquêtes

Source: ?

| Motifs regroupés | Grenoble, Rennes, Strasbourg, Lyon | Bruxelles | Genève, Berne, Zurich |
|-----------------------------|---|---|--|
| Travail | Travail à temps plein et à temps partiel | Travail et visite pour le travail | Travail et apprentissage |
| Étude | Crèche, école primaire, collège, lycée, université | Étude | Étude |
| Achat/affaires personnelles | Achat quotidien/hebdomadaire, recherche d'emploi, administration, santé, achat d'équipement, vêtements | Achat quotidien/hebdomadaire, shopping, affaires personnelles | Achat quotidien, shopping, affaires personnelles, services |
| Loisirs | Marche, activités sportives, culturelles et associatives, repas hors domicile, visites à la famille ou aux amis | Marche, activités sportives, culturelles et loisir, repas hors domicile, visites à la famille ou aux amis | Loisir |
| Accompagnement | Accompagnement | Prendre et déposer quelqu'un | Accompagnement |

TABLE A.3 – Classification des motifs de déplacements pour les huit villes

Source: ?

**Annexe B - Curriculum Vitae
& Liste des projets de
recherche**

Iragaël JOLY

Maître de conférences en Sciences Economiques
Grenoble INP – Génie Industriel
Laboratoire GAEL (UMR INRA CNRS 1215)

Adresse professionnelle 1

Génie Industriel,
46 Av. Félix Viallet
38000 Grenoble

Mail : iragaël.joly@grenoble-inp.fr

Page web : <http://www.grenoble.inra.fr/Joly-Iragaël-164-fr.html>

Adresse professionnelle 2

Université Grenoble Alpes
UMR GAEL, Bateg, CS 40700
38058 Grenoble Cedex 9

Mail : iragaël.joly@grenoble.inra.fr

Expérience Professionnelle

- 2007-auj. *Maître de conférences* en Economie à Grenoble Institut Polytechnique - Génie Industriel
Chercheur au Laboratoire d'Economie Appliquée de Grenoble GAEL UMR INRA CNRS UGA 1215
- 2006-07 *Attaché de recherche contractuel* pour le CNRS au Laboratoire d'Economie des Transports (UMR5593) et *Vacataire d'enseignement* à l'Université Lumière Lyon 2
- 2004-06 *ATER* à l'Université Lumière Lyon 2
- 2001-03 *Vacataire* à l'Université Lumière Lyon 2

Diplômes et qualifications

- 2006 **Qualification** aux fonctions de Maître de conférences en sections :
05 - Sciences économiques, et 24 - Aménagement de l'espace, urbanisme
- 2005 **Docteur en économie** de l'Université Lumière Lyon 2, au Laboratoire d'Economie des Transports ; thèse soutenue le 12 décembre 2005
L'allocation du temps au transport – De l'observation internationale des budgets-temps de transport aux modèles de durées. Mention très honorable, avec félicitations du jury à l'unanimité.
Jury : Alain BONNAFOUS, (Directeur), François GARDES (Rapporteur), Claude MONTMARQUETTE, Jean-Pierre ORFEUIL (Rapporteur), Philippe TOINT (Président)
- 2000 **Diplôme d'Etudes Approfondies d'Economie des Transports** de l'Université des Sciences Sociales de Toulouse

Principales Publications (* revues classées HCERES)

BOUTINOT A., JOLY I., ANSARI S., MANGEMATIN V., (2016), « Becoming a Superstar: Evidence from French Contemporary Architecture », *Organization Studies* *, (accepté pour publication).

JOLY I., VINCENT-GESLIN S., (2016), « Intensive travel time: an obligation or a choice? », *European Transport Research Review*, 8(10), 14p.

MICHAUD C., JOLY I., LLERENA D., LOBASENKO V., (2016), « Consumers' preferences for eco-innovative products: elicitation of willingness to pay for upgradeable products », *International Journal of Sustainable Development* * (accepté pour publication).

MICHAUD C., LLERENA D., JOLY I., (2013), « Willingness to pay for environmental attributes of non-food products: a real choice experiment », *European Review of Agricultural Economics**, Vol 40 (2), p. 313-329.

ROUSSELIÈRE D., JOLY I., (2011), « A propos de la capacité à survivre des coopératives : Une étude de la relation entre âge et mortalité des organisations coopératives agricoles françaises », *Revue d'Etude en Agriculture et Environnement**, 92(3), p. 259-289.

RAUX C., MA T-Y, JOLY I., KAUFMANN V., CORNELIS E., OVTRACHT N. (2011), « Travel and activity time allocation: an empirical comparison between cities in Europe », *Transport Policy**, n°18, p. 401-412.

JOLY I., (2006), « Stability or regularity of the Daily Travel Time in Lyon? – application of a duration model », *International Journal of Transport Economics**, Vol. XXXIII, n°3, p. 369-400.

Travaux en cours et en soumission (* à des revues à comité de lecture)

BOUSCASSE H., JOLY I., PEYHARDI J., (2016), « Testing new specifications of generalized linear models Application to modal choice analysis in regional area », *accepté pour communication à Transportation Research Board * 2017.*

BOUSCASSE H, JOLY I, BONNEL P., (2016), « A structural equation modelling approach to mode choice habits », soumis à *Transportation **.

BUREL E., LEBRUN A-C., BOUSCASSE H., JOLY I. (2015). « Tester la performance de différentes spécifications des Random Utility Models », *working paper.*

DUARTE FERRIN N., LEMAIRE P., CUNG V-D., JOLY I., (2014), « An Economic Efficiency Analysis of a capacitated vehicle routing problem », présenté à *27th Conference of the European Chapter on Combinatorial Optimization.*

DURAND J.B., FERNIQUE P., JOLY I., (2014), « Approches graphiques pour la modélisation statistique de la dépendance entre activités journalières », *working paper.*

JOLY I, (2014), « Testing regularity in the allocated time to travel », présenté à *5th Transport Research Arena 2014.*

Encadrement de recherche

Co-encadrements doctoraux

- 2012-2015 : Natalia Duarte Ferrin, doctorat de l'Université de Grenoble, *Modélisation économique et optimisation de circuits courts logistiques*, co-encadrement avec Van-Dat Cung et P. Lemaire (GScop), financement Grenoble-Inp. Thèse non soutenue pour raisons médicales.
- 2014-... : Hélène Bouscasse, doctorat de l'Université de Lyon, *Développement d'un modèle transport régional - quelle représentation du ferroviaire ?*, co-encadrement avec P. Bonnel (LET), financement ADR ARC7.

Encadrement de Master 2 recherche, Master thesis et Projet de fin d'étude « orienté recherche »

- Projets de fin d'étude : 5 étudiants de Génie Industriel (2010, 2012, 2014, 2016) ; 3 étudiants en double diplôme avec Karlsruhe Institute of Technology (KIT) (2012, 2015, 2016) ; 2 étudiants en double diplôme avec Politecnico di Torino (2013, 2014)
- Master 2 : 1 étudiant de UPMF-ESE (2010) M2 C2ES (Chargé d'Etudes Economiques et Statistiques) ; 2 étudiants de Université Lyon 2 (2004, 2005) : M2 Equades (Economie quantitative et décision stratégique), M2 Turp (Transports Urbains et Régionaux de Personnes)

Encadrement de Parcours d'introduction à la recherche :

- Travaux d'Etude de Recherche (TER, niveau M1) : 5 étudiants à Génie industriel, 1/an depuis 2010
- Introduction à la recherche en laboratoire (IRL, niveau M1) : 1 étudiant à l'ENSIMAG, 2014

Référentiel pour les revues à comité de lecture et conférences scientifiques

Journal of Organisational Choice Modelling ; European Review of Agricultural Economics ; Review of Agricultural and Environmental Studies ; les Cahiers Scientifiques du Transport ; Recherche Transport Sécurité ; Revue Internationale de Géomatique, Word Conference of Transport Research Society, European Transport Conference.

Expertises

- Expert et Contact ARC7 (Communautés de Recherche Académique Rhône-Alpes), Innovations, mobilités, territoires et dynamiques urbaines, pour GAEL
- Expert, évaluation de projets de recherche pour le Cluster de la région Rhône Alpes (2013), le Programme Français de Recherche et d'Innovation dans les Transports Terrestres (*PREDIT*) : Groupe Opérationnel 6 (2011), Groupe Opérationnel 1 (2005).
- Expert, évaluation de projets de recherche pour le Plan Urbanisme Construction Architecture (PUCA), 2007

Activités Pédagogiques

Responsabilités d'enseignement et coordination d'équipe enseignante

Génie Industriel :

- coordination du Séminaire de rentrée (L3 – durée 4 semaines, +150h/élève, 15-20 enseignants), accueil de l'ensemble des étudiants 1A intégrant l'école de Génie Industriel ; regroupant les enseignements de Méthodologie, Mécanique, Sociologie, Gestion de production, Sociologie et Economie
- coordination des enseignements : Analyse de données pour le Génie Industriel (M1), Basic Economics for Sustainable Industrial Engineering (M1 international) ; Advanced Economics for Industrial Engineering (M2)

CPP (Classe Préparatoire Polytechnique, Prépa INP) :

- coordination du thème « Organisation Industrielle », (semestre à choix en 2^{ème} année, 80h/élève, 5 à 6 enseignants) regroupant les enseignements de Recherche Opérationnelle, Statistique, Sociologie et Economie

Création de cours en économie et statistiques (env. 80etd /an en anglais)

Economie industrielle (Prepa Inp, L2), Basic Economics for Sustainable Industrial Engineering (Génie Industriel (GI), M1 international), Analyse de données pour le Génie Industriel (GI, M1), Advanced Economics for Industrial Engineering (GI, M2), Logistique de Transport et Recherche Opérationnelle – Partie Economie des transports (GI, M2), Economie Générale (CUEFA, préparation au baccalauréat)

Enseignant ou chargé de cours

Génie Industriel : Fondement d'Economie pour le Génie Industriel (L3), Théorie des jeux et Décision (M2), Travail d'Etude et de Recherche (M1), Probabilité (L3), Statistique (L3), Génie Industriel : Expériences et Méthode (L3), Génie Industriel d'un Produit (L3), Simulation de gestion d'entreprise (L3)

ENSIMAG : Principe et Méthode en Statistique (L3), Introduction à la Recherche en Laboratoire (M1), P3 (Projet Professionnel Personnel) (L3),

CPP, Prépa Inp : Statistique (L2), Economie industrielle (L2)

UPMF – ESE : Séminaires d'Economie, Economie de la concurrence et de la firme (M1 IAE), Data-Mining (M2)

Université Lyon 2 : Modélisation et traitement de données (M2), Econométrie des Variables Qualitatives (Modèles de choix discrets) (M1) ; Econométrie des Données de Durées (M1), Econométrie des Données de Panel (M1), Statistique, informatique et traitement de données (L3), Informatique appliquée aux traitements des données et à la prévision (L3), Informatique appliquée à l'économétrie (M1), Economie Industrielle (M1), Microéconomie (L1)

Encadrement de stages professionnels (Projet de fin d'étude : PFE ; Stage Ingénieur Adjoint : IA)

Génie Industriel :

- référent de Projet de fin d'étude (PFE) (3A) et stage Ingénieur Adjoint (IA) (2A) (10-15 étudiants/an) : soutien lors de la construction du projet professionnel des étudiants et validation des missions de stage
- tuteur de stages (2A et 3A : étude de terrain, Ingénieur Adjoint, Projet de Fin d'Etude = 10-15 étudiants/an) : suivi du stage des étudiants, visite et contact avec l'entreprise

Formation à destination des personnels, doctorants et chercheurs

2014 : Formation à R, pour les doctorants et chercheurs, Inra GAEL

2009-2013 : Formation continue de Grenoble INP : IMT et Formatech ; pour les ingénieurs en poste ou en formation : enseignement de statistique

2009 : Formation aux statistiques, pour les personnels de Grenoble Université

2006 : Formation au logiciel SAS et à l'économétrie appliquée, pour les doctorants et chercheurs, ENTPE

Autres Activités Universitaires

Activités en matière d'administration et autres responsabilités collectives

Membre élu du Conseil de l'Ecole de Génie Industriel – Grenoble-Inp, Collège B (2016-...)

Membre nommé du Conseil de Laboratoire (2012-2014)

Membre de Comités de recrutement MCF : Grenoble INP (2011, 2012) Université Aix Marseilles (2013), Université de Savoie (2013) et Comités de recrutement ATER : Grenoble INP (2011), Université UPMF (2015)

Responsable du séminaire « économétrie » de GAEL (2010-2012)

Membre du comité scientifique et d'organisation du Workshop *Transport, Statistique, Activités* du projet Motus (LJK), 5 novembre 2013, Grenoble.

Tuteur pédagogique (CIES) de doctorant moniteur (2012)

Membre des jurys du Concours Commun Polytechnique de Génie Industriel

Membre des jurys de délivrance de diplôme ; président de jury du baccalauréat 2010

Membre de jurys de soutenance de mémoires de master

Participation au programme de communication de Grenoble Inp et de la Faculté de Sciences Economiques : salon de l'étudiant et présentation dans les lycées de la région Rhône-Alpes

ANNEXE 1

PARTICIPATION AUX PROGRAMMES DE RECHERCHE FINANCIEREMENT SOUTENUS :

En cours :

- EVOLMOB Analyse des facteurs explicatifs de l'évolution de la mobilité urbaine – comparaison internationale, implications pour l'action et la modélisation, (93500€) Predit GO6, coord : P. Bonnel, (2013-2016)
- Développement d'un modèle transport régional - quelle représentation du ferroviaire ?, ADR (Allocation Doctorale de Recherche) ARC7, coord : P. Bonnel (2014-2017)
- STRATEGIE : interactionS TRAnsport et TErritoires en Gironde : Monétarisation et Modélisation, projet Région Aquitaine, coord. : G. Deymier (2016-2018)
- Les Budgets Logements Transports Territorialisés de la Gironde, (92400€) projet MSH Aquitaine, coord. : G. Deymier (Adess) (2015)

Réalisés :

- Innovation Durables à Cycles d'Upgrade Multiples, SFR Innovacs, coord. D. Llerena (GAEL) (2012-2014)
- Motus, Modélisation statistique de données de comptages multivariés. Application à l'analyse des comportements de mobilité urbaine, (10000€) Projet de recherche structurant UPMF, coord. M-J. Martinez, (2013)
- Conception et optimisation de circuits courts pour la distribution de produits alimentaires, Recherche Grenoble-INP, coord. P. Lemaire (Génie Industriel, G-SCOP), (2012-2015)
- Connaissance des mobilités sur les territoires et les réseaux de transports de Grenoble, (5000€) Recherche SFR Innovacs (2012) (*coord : I. Joly*)
- « EuroCities-DATTA (EuroCities Distance – Activity – Travel - Time – Accessibility) », (300000€) ANR 2007, en collaboration avec le GRT (Belgique) et le LASUR (Suisse). (2007-2010) (*montage du projet et co-coord : I. Joly*)
- « La croissance des budgets-temps de transport : approfondissement », recherche pour le Programme Français de Recherche et d'Innovation dans les Transports Terrestres (PREDIT), Groupe Opérationnel n°1 « Mobilité, territoires et développement durable » (2007-2008) (*montage du projet et co-coord : I. Joly*)
- « La croissance des budgets-temps de transport : nouvelles approches », recherche pour le Programme Français de Recherche et d'Innovation dans les Transports Terrestres (PREDIT), Groupe Opérationnel n°1 « Mobilité, territoires et développement durable » (2005-2006)
- « Les rapports espace-temps de la mobilité quotidienne et les systèmes productifs des transports urbains - Une analyse de la base UITP sur les systèmes de transport urbain de 100 villes du monde », travaux effectués dans le cadre de l'atelier technique du Commissariat Général du Plan sur les transports urbains, présidé par A. Bonnafous (2002-2003)
- « La "Loi de Zahavi" : quelle pertinence pour comprendre la construction et la dilatation des espaces-temps de la ville ? », recherche pour le Plan Urbanisme Construction Architecture (PUCA) (2000-2003)
- « Découplage des croissances de l'économie et des transports », recherche pour la DATAR (2001-2002)
- « Les futurs de l'habitat – Les temps sociaux », en partenariat avec EDF-R&D, recherche pour le PUCA (2003)

Co-encadrements doctoraux

- 2012- aj. : Natalia Duarte Ferrin, doctorat de l'Université de Grenoble, *Modélisation économique et optimisation de circuits courts logistiques*, co-encadrement avec V.-D. Cung et P. Lemaire (GScop), financement Grenoble-Inp. Thèse non soutenue pour raisons médicales.
- 2014- aj. : Hélène Bouscasse, doctorat de l'Université de Lyon, *Développement d'un modèle transport régional - quelle représentation du ferroviaire ?*, co-encadrement avec P. Bonnel (LET), financement ADR ARC7

ANNEXE 2

PUBLICATIONS ET COMMUNICATIONS

Articles dans des revues à comité de lecture (* revues classées, rang HCERES, rang CNRS 2015) :

| Rang HCERES des revues à comité de lecture | A | B | C | Autres (non classés) |
|--|---|---|---|----------------------|
| Nombres d'articles (co-) signés | 2 | 2 | 5 | 3 |

| Rang CNRS des revues à comité de lecture | 1 | 2 | 3 | 4 | Autres (non classés) |
|--|---|---|---|---|----------------------|
| Nombres d'articles (co-) signés | 1 | 1 | 1 | 6 | 3 |

1. BOUTINOT A., JOLY I., MANGEMATIN V., ANSARI S., (2016), « Becoming a Superstar: Evidence from French Contemporary Architecture », *Organization Studies* (*A1), (accepté pour publication).
2. MICHAUD C., JOLY I., LLERENA D., LOBASENKO V., (2016) « Consumers' preferences for eco-innovative products: elicitation of willingness to pay for upgradeable products », *International Journal of Sustainable Development*, (*C4), (accepté pour publication).
3. JOLY I., VINCENT-GESLIN S., (2016), « Intensive travel time: an obligation or a choice? », *European Transport Research Review*, 8(10), 14p.
4. MICHAUD C., LLERENA D., JOLY I., (2013), « Willingness to pay for environmental attributes of non-food products: a real choice experiment », *European Review of Agricultural Economics* (*A2), Vol 40 (2), p.313–329.
5. VINCENT-GESLIN S., JOLY I., (2012), « Raisons et pratiques de la pendularité intensive. Le temps de trajet, entre temps subi et temps choisi », *Les Cahiers Scientifiques du Transport* (*C4), n°61, p. 159-186.
6. CARRERE M., JOLY I., ROUSSELIERE D., (2011), « De la longévité coopérative. Une approche non-paramétrique de la dynamique des coopératives agricoles françaises », *Revue Internationale de l'Economie Sociale* (*C), n°320, p. 82-98.
7. ROUSSELIERE D., JOLY I., (2011), « A propos de la capacité à survivre des coopératives: Une étude de la relation entre âge et mortalité des organisations coopératives agricoles françaises », *Revue d'Etude en Agriculture et Environnement* (*B4), 92(3), p. 259-289.
8. RAUX C., MA T-Y, JOLY I., KAUFMANN V., CORNELIS E., OVTRACHT N., (2011), « Travel and activity time allocation: an empirical comparison between cities in Europe », *Transport Policy* (*3), n°18, p. 401-412.
9. MA T.Y., RAUX C., CORNELIS E., JOLY I., (2009), « Multi-state non-homogeneous semi-markov model of daily activity type, timing and duration sequence », *Transportation Research Record, Journal of the Transportation Research Board*, 2134, p. 123-134.
10. JOLY I., (2006), « Stability or regularity of the Daily Travel Time in Lyon? – application of a duration model », *International Journal of Transport Economics* (*B4), Vol. XXXIII, n°3, p. 369-400.
11. JOLY I., MASSON S., PETIOT R., (2006), « Les déterminants de la demande en transport collectif urbains : comparaison internationale et analyse économétrique », *les Cahiers Scientifiques du Transport* (*C4), n°50, p. 91-120.
12. CROZET Y., JOLY I., (2004), « Budgets temps de transport : les sociétés tertiaires confrontées à la gestion paradoxale du "bien le plus rare" », *les Cahiers Scientifiques du Transport* (*C4), n°45, p. 27-48.

Travaux en cours et en soumission (* à des revues à comité de lecture)

BOUSCASSE H., JOLY I., PEYHARDI J., (2016), « Testing new specifications of generalized linear models Application to modal choice analysis in regional area », *accepté pour communication à Transportation Research Board * 2017*.

BOUSCASSE H, JOLY I, BONNEL P., (2016), « A structural equation modelling approach to mode choice habits », soumis à *Transportation **.

BUREL E., LEBRUN A-C., BOUSCASSE H., JOLY I. (2015). « Tester la performance de différentes spécifications des Random Utility Models », *working paper*.

DUARTE FERRIN N., LEMAIRE P., CUNG V-D., JOLY I., (2014), « An Economic Efficiency Analysis of a capacitated vehicle routing problem », présenté à *27th Conference of the European Chapter on Combinatorial Optimization*.

DURAND J.B., FERNIQUE P., JOLY I., (2014), « Approches graphiques pour la modélisation statistique de la dépendance entre activités journalières », *working paper*.

Articles dans des revues sans comité de lecture :

13. JOLY I., (2007), « Combien de temps passons-nous dans les transports ? », *Recherche & Equipement*, Approche territoriale, n°7.

14. JOLY I., MASSON S., PETIOT R., (2003), « Les déterminants de la part modale des transports en commun de 100 villes du monde », *Transport*, n°420, p. 220-226.

Ouvrages et chapitres d'ouvrage

15. JOLY I., (2013), « Les budgets-temps de transport », dans BRUN G., « *Ville et Mobilité* », Coll. Méthodes et Approches, Ed. Economica, p. 193-207.

16. KAUFMANN V., JOLY I., VIRY G., (2012), « Quantification des mobilités réversibles », dans KAUFMANN V. et VINCENT S., « *Mobilité sans racine. Plus loin, plus vite... plus mobiles ?* », ed. La Découverte, p. 65-81.

17. CROZET Y., JOLY I., (2006), « La « Loi de Zahavi » : quelle pertinence pour comprendre la construction et la dilatation des espaces-temps de la ville ? », Collection *Recherche*, PUCA, La Défense, 89 p.

Actes de colloques avec comité de lecture

18. BOUSCASSE H., PEYHARDI J., JOLY I., (2016), « Testing new specifications of generalized linear models Application to modal choice analysis in regional area », *WCTRC 10-15 juillet 2016 (European Association of Transportation Research)*.

19. JOLY I., (2014), « Testing regularity in the allocated time to travel », *Transport Research Arena (TRA) 2014 Proceedings*, Paris, 14-17 avril 2014, 10 p.

20. JOLY I., LITTLEJOHN K., (2007), « Les temps de transport : double regard des approches sociologique et économétrique », *7^{ème} colloque du groupe de travail « Mobilité spatiale et fluidités sociales »* de l' AISLF, Namur, Belgique, 29-31 mars, 24 p, paru dans les actes.

21. CROZET Y., JOLY I., (2005), « Budgets temps de transport et vitesses : quels nouveaux enjeux pour les politiques de mobilité urbaine », dans BONNET M et AUBERTEL P., *Actes du colloque : La ville aux limites de la mobilité*, Paris, Collection Sciences sociales et sociétés, Presses Universitaires de France, p.287-296.

22. CROZET Y., JOLY I., (2005), « Budgets temps de transport : les sociétés tertiaires confrontées à la gestion paradoxale du "bien le plus rare" », dans *Actes des XVI^e Entretiens Jacques Cartier, Les villes ont-elles achevé leur transition ?*, dir. AGUILERA A., MADRE J.-L. et MIGNOT D., Arcueil, Actes INRETS n°99, p. 95-117.

23. JOLY I., (2005), « Décomposition de l'hypothèse de constance des BTT », dans *Actes du Colloque : Mobilités et temporalités*, dir. MONTULET B., HUBERT M., JEMELIN C. et SCHMITZ S., Bruxelles, *Presses de l'Université Saint Louis de Bruxelles*, p. 129-150.
24. JOLY I., BOUF D., CROZET Y., (2004), « The travel time paradox hypothesis: foundations and perspectives », dans *Symposium International, Urban mobilities, The research issues in China and abroad*, 9-11 octobre, Tsinghua University, Beijing, Published in Chinese, 14 p.

Rapports de recherche contractuelle

25. RAUX C., CROZET Y., JOLY I., MA TY, OVTRACHT N., THIEBAUT V., KAUFMAN V., VINCENT S., CORNELIS E., (2011), « Activity-based accessibility indicators for duration models », Rapport final de la recherche pour le projet ANR Eurocities DATTA, 29 p.
26. RAUX C., JOLY I., MA TY, VINCENT S., CROZET Y., OVTRACHT N., THIEBAUT V., (2010), « La croissance des budgets-temps de transport : approfondissements », Rapport final de la recherche pour le PREDIT 3 GO1 : Méthodes et problématiques innovantes 161 p.
27. RAUX C., CROZET Y., JOLY I., MA TY, OVTRACHT N., THIEBAUT V., KAUFMAN V., VINCENT S., CORNELIS E. (2010), « International comparison of urban mobility », Livrable 1 du projet Eurocities DATTA, 89 p.
28. JOLY I., LITTLEJOHN K, KAUFMANN V., (2006), « La croissance des budgets-temps de transport en question : nouvelles approches », Rapport final de la recherche pour le PREDIT Groupe Opérationnel n°1, 232 p.
29. JOLY I., (2005), « Les budgets-temps de transport de sept villes suisses et françaises – Perspective et application des modèles de durées », Rapport intermédiaire de la recherche « La croissance des budgets-temps de transport : nouvelles approches » pour le PREDIT, Groupe Opérationnel n°1, 82 p.
30. CROZET Y., JOLY I., (2003), « De l'hypothèse de la constance du budget temps de transport à sa remise en cause : une double interpellation des politiques de transport urbain », Rapport de la recherche pour le PUCA : « La "Loi" de Zahavi, quelle pertinence pour comprendre la contraction ou la dilatation des espaces-temps de la ville ? », 70 p.
31. JOLY I., (2003), « Préserver la constance du budget temps de transport : le réinvestissement des gains de temps », Rapport de la recherche pour le PUCA : La "Loi" de Zahavi, quelle pertinence pour comprendre la contraction ou la dilatation des espaces-temps de la ville ?, 29 p.
32. JOLY I., (2003), « Les rapports espace-temps de la mobilité quotidienne et les systèmes productifs des transports urbains - Une analyse de la base UITP sur les systèmes de transport urbain de 100 villes du monde », Rapport des travaux effectués dans le cadre de l'atelier technique du Commissariat Général du Plan sur les transports urbains, présidé par BONNAFOUS A., p. 99-189.
33. JOLY I., MASSON S., PETIOT R., (2003), « La part modale des transports en commun dans les villes du monde - Une analyse de la base UITP sur les systèmes de transport urbain de 100 villes du monde », Rapport des travaux effectués dans le cadre de l'atelier technique du Commissariat Général du Plan sur les transports urbains, présidé par Alain BONNAFOUS, p. 21-98.
34. BAGARD V., CROZET Y., JOLY I., (2002), « Le couplage des croissances de l'économie et des transports de voyageurs est-il inéluctable ? », Rapport pour la DATAR, 44 p.
35. CROZET Y., BONNEL P., JOLY I., RAUX C., (2002), « La "Loi" de Zahavi, quelle pertinence pour comprendre la contraction ou la dilatation des espaces-temps de la ville ? », Rapport de la recherche pour le PUCA : La "Loi" de Zahavi, quelle pertinence pour comprendre la contraction ou la dilatation des espaces-temps de la ville ?, 103 p.

Communications à des colloques scientifiques internationaux :

36. BOUSCASSE H., PEYHARDI J., JOLY I., (2016), « Testing new specifications of generalized linear models Application to modal choice analysis in regional area », *WCTRC 10-15 juillet 2016 (European Association of Transportation Research)*.
37. DUARTE FERRIN N. C., LEMAIRE P., CUNG V.-D., JOLY I., (2015), « Analyse économétrique des solutions d'un CVRP », *16ème congrès annuel de la Société française de Recherche Opérationnelle et d'Aide à la Décision (ROADEF)*, Février 2015, Marseille.
38. DUARTE FERRIN N. C., LEMAIRE P., CUNG V.-D., JOLY I., (2014), « An Economic Efficiency Analysis of a capacitated vehicle routing problem », *ECCO XXVII - CO 2014 Joint Conference*, Mai 2014, Munich.
39. JOLY I., (2014), « Testing regularity in the allocated time to travel », *5th Transport Research Arena*, avril 2014, Paris.
40. MICHAUD C., LLERENA D., JOLY I., (2011), « Willingness to pay for environmental attributes of non-food products: a real choice experiment », *28ème Journées de Microéconomie Appliquée*. Sousse (Tunisie).
41. RAUX C., MA T.-Y., JOLY I., CORNELIS E., (2011), « Daily and Weekly Time Allocation to Travel and Activity in some European Cities », *Conference on the Economics of the Family in Honor of Gary Becker*, October 6-8, Paris.
42. VINCENT-GESLIN S., JOLY I., (2011), « The intense commuters: a mixed analysis of the daily travel times », *Symposium on Travel Time Use, Value and Experience*, Centre for Transport & Society, University of the West of England, Bristol, Juin 15, 2011.
43. BOUTINOT A., JOLY I., MANGEMATIN V., (2010), « When Celebrity Destroys Artistic Reputation: The Case of French Architects », *the EGOS conference 2010*, Lisbon, Portugal.
44. JOLY I., ROUSSELIERE D., CARRERE M., (2010), « L'efficacité est-elle une condition à la survie ? Les résultats d'une étude sur les coopératives agricoles », *ICA European Research Conference*, Co-operatives contributions to a plural economy Lyon.
45. JOLY I., CROZET Y., OVTRACHT N., THIEBAUT V., (2009), « Impact des localisations résidentielles sur les arbitrages temporels mobilité-activité », *9^{èmes} rencontres THEOQUANT, Nouvelles Approches en Géographie Théorique et Quantitative*, Analyse des Mobilités et de leurs Impacts, Besançon, 4-6 mars.
46. JOLY I., (2008), « Impact of the residential location on the relation between travel time and activities duration » *3rd Kuhmo NECTAR*, Amsterdam.
47. MA T.Y., JOLY I., RAUX C. (2009), « An additive risk-based multistate model for activity chaining behavior analysis », *Proceeding of 12th International Conference on Travel Behaviour Research 2009*, Jaipur (Inde), 13-18 décembre
48. RAUX, C., MA, T.Y., JOLY, I., (2009), « Travel and activity time allocation : an empirical comparison between cities in Europe », *Proceeding of 12th International Conference on Travel Behaviour Research 2009*, Jaipur (Inde), 13-18 décembre
49. LITTLEJOHN K., JOLY I., (2007), « The Daily Duration of Transportation: An Econometric and Sociological Approach », *Swiss Transport Research Conference*, Monte Verita, septembre 2007.
50. JOLY I., (2007), « Impact of the residential location on the relation between travel time and activities duration », *8^{èmes} rencontres THEOQUANT, Nouvelles Approches en Géographie Théorique et Quantitative*, Space-time modelling, accessibility, activity-based approach, Besançon, 10-12 janvier.
51. JOLY I., (2007), « Representation of the travel time demand – through a derived demand representation », *Network on European Communication and Transportation Activities Research Conference*, Porto, Portugal, mai 9-12.
52. JOLY I., LITTLEJOHN K., (2007), « Les temps de transport : double regard des approches sociologique et économétrique », *7^{ème} colloque du groupe de travail « Mobilité spatiale et fluidités sociales »* de l' AISLF, Namur, Belgique, 29-31 mars, 24p.

53. JOLY I., (2007), « The role of travel time budgets – Representation of a demand derived from activity participation », *11th World Conference on Transportation Research (WCTR)*, Juin 24-29, Berkeley, USA.
54. JOLY I., (2007), « Comparing Swiss and French mobility », *11th World Conference on Transportation Research (WCTR)*, June 24-29, Berkeley, USA (*accepté*).
55. JOLY I., (2006), « Comparing Swiss and French time-use – Attempt of new methodologies », *28th Annual Conference of the International Association of Time-Use Research, Time Use: Time Use Research – an Interdisciplinary Issue*, 16-18 août, Copenhague.
56. JOLY I., (2006), « The role of travel time budgets – Representation of a demand derived from activity participation », *28th Annual Conference of the International Association of Time-Use Research, Time Use: Time Use Research – an Interdisciplinary Issue*, 16-18 août, Copenhague.
57. JOLY I., (2004), « Travel Time Budget – Decomposition of the Worldwide Mean », *Annual Conference of the International Association of Time-Use Research, Time Use: What's New in Methodology and Application Fields?*, IATUR, ISTAT - Italian National Statistical Institute, 27-29 octobre, Rome Italie.
58. JOLY I., BOUF D., CROZET Y., (2004), « The travel time paradox hypothesis: foundations and perspectives », *Symposium International, Urban mobilities, The Research issues in China and abroad*, Tsinghua University, 9-11 octobre, Pékin.
59. JOLY I., MASSON S., PETIOT R., (2004), « The determinants of urban public transport demand: an international comparison and econometric analysis », *European Transport Conference*, 4-6 octobre, Strasbourg.
60. JOLY I., (2004), « The link between Travel Time Budget and Speed: a key relationship for urban space-time dynamics », *European Transport Conference*, 4-6 octobre, Strasbourg.
61. JOLY I., (2004), « A duration model for the TTB of Lyon », *Conference on Progress in Activity-Based Analysis*, 28-31 mai, Maastricht.
62. JOLY I., (2004), « Décomposition de l'hypothèse de constance des BTT », *Colloque : Mobilités et temporalités*, 4^{ème} colloque du groupe de travail : Mobilité spatiale et fluidités sociales de l'Association Internationale des Sociologues de Langue Française, 25-27 mars, Bruxelles.
63. JOLY I., (2003), « L'hypothèse de Zahavi revisitée, quelle pertinence ? », *XXXIX^{ème} Colloque de l'Association de Science Régionale de Langue Française : Concentration et ségrégation : dynamiques et inscriptions territoriales*, 1-3 septembre, Lyon.

Communications à des colloques scientifiques nationaux :

64. JOLY I., (2011), « La croissance des Budgets-temps de transport en question », *Forum des Vies Mobiles, Thèses et controverses sur les mobilités de demain*. 26 mai, Paris.
65. ROUSSELIERE D., CARRERE M., JOLY I., (2009), « De la longévité coopérative. Une approche non-paramétrique de la dynamique des coopératives agricoles françaises » 9^{èmes} journées du réseau interuniversitaire d'économie sociale et solidaire, Université Jean Monnet, 18-19 juin, Roanne
66. JOLY I., (2007), « De l'espace urbain... au temps urbain », Atelier « Information géo localisée et connaissance des territoires », Session 1 : « *La datation et l'archivage historique de l'information géo localisée* », PUCA, 4 décembre, Paris.
67. JOLY I., (2007), « La Croissance des Budgets-Temps de Transport en Question – Nouvelles Approches », *Colloque PREDIT du GOI « Connaissance de la mobilité »*, PREDIT, 26 mars, Lyon.
68. JOLY I., (2006), « La Croissance des Budgets-Temps de Transport en Question – Nouvelles Approches », *Réunion du groupe de suivi n°I « Connaissance de la mobilité »*, PREDIT, 24 mars, Paris.
69. CROZET Y., JOLY I., (2004), « Budgets temps de transport et vitesse : quels nouveaux enjeux pour les politiques de mobilité ? », *Colloque du PUCA, Penser la ville sans bornes*, 23-25 juin, Paris, 13 p.

70. JOLY I., MASSON S., PETIOT R., (2003), « Les déterminants de la part modale des transports en commun de 100 villes du monde », *Colloque CNRIUT*, 15-16 mai, Tarbes.

Communications invitées à des séminaires et colloques :

71. JOLY I., (2016), « Les Budgets-Temps de transport » Quelles vitesses pour quelles mobilités, Nouveaux besoins, nouveaux usages, Colloque annuel de l'Observatoire Régional des Transports Pays de la Loire, 16 juin, Nantes.
72. JOLY I., (2014), « Les Budgets-Temps de transport – Leviers d'action pour une mobilité durable ? », Ingénieurs Sans Frontières, 8 mai, Grenoble.
73. JOLY I., (2013), « Les Budgets-Temps de Transport », Workshop *Transport, Statistique, Activités* du projet Motus (LJK), 5 novembre, Grenoble.
74. JOLY I., (2012), « Le comportement des consommateurs face à un produit innovant ou une innovation », Workshop de la Chaire Innovation F2I, *Comment soutenir les processus d'innovation à travers les liens académie/industrie ?*, 18 septembre, Grenoble INP.
75. JOLY I., (2012), « Outils d'observation de la mobilité urbaine », Minatec Ideas Lab, 20 décembre, Grenoble.
76. JOLY I. (2012), « Mobilité Urbaine Durable », Journée Développement Durable, Génie Industriel, Grenoble.
77. JOLY I., CROZET Y., OVTRACHT N., THIEBAUT V., (2010), « Impact des localisations résidentielles sur les arbitrages temporels mobilité-activités », Séminaire invité au GRETHA, Université de Bordeaux 4, 9 avril.
78. ROUSSELIERE D., CARRERE M., JOLY I., (2010), « De la longévité coopérative. Une approche non-paramétrique de la dynamique des coopératives agricoles françaises », Séminaire invité au GRETHA, Université de Bordeaux 4, 9 avril.
79. JOLY I., (2007), « L'allocation du temps au transport – Etude des relations entre temps de transport et temps d'activité selon les localisations résidentielles », Séminaire invité au Laboratoire d'Economie et de Gestion, Université de Bourgogne, 16 mars, Dijon.
80. CROZET Y. et JOLY I., (2006), « Les budgets-temps quotidiens - Le cas du temps de transport », Les Lunch de l'ISH, 17 mars, Lyon.
81. JOLY I., (2006), « L'allocation du temps au transport – De l'observation internationale des budgets-temps de transport aux modèles de durées », Séminaire invité au Groupe de Recherche sur les Transport, Facultés Universitaires Notre-Dame de la Paix, 16 octobre, Namur.
82. JOLY I., (2006), « L'allocation du temps au transport – De l'observation internationale des budgets-temps de transport aux modèles de durées », Séminaire invité au Laboratoire Transport et Mobilité, EPFL, 23 octobre, Lausanne.
83. CROZET Y., JOLY I., (2002), « “La Loi de Zahavi” : quelle pertinence pour comprendre la contraction ou la dilatation des espaces-temps de la ville ? », Séminaire du programme de recherche du PUCA : Mobilité et territoires urbains, Deuxième séance : transformation des territoires urbains, mardi 22 janvier.
84. JOLY I., (2002), « La conjecture de Zahavi. Constance des budgets temps de transport », Présentation de l'avancement de la thèse à la Journée de l'Association Française des Instituts de Transport et de Logistique, Créteil, 27 septembre.

ANNEXE 3

ACTIVITES D'ENSEIGNEMENT

EXTRAITS DE SYLLABUS DES ENSEIGNEMENTS (NIVEAU MASTER OU EQUIVALENT)

Cette annexe présente les syllabus des enseignements les plus significatifs dispensés au minimum à un niveau master ou équivalent. Elle précise le niveau universitaire du public auquel ils s'adressent, le nombre d'étudiants concernés, la langue de l'enseignement et propose une brève description des contenus et des objectifs.

◆ ENSEIGNEMENTS DE L'ECONOMIE

Intitulé du cours : Advanced Economics for Industrial Engineering

Public : Elèves-ingénieurs de Génie industriel (équivalent Master 2) – école appartenant à l'Institut Polytechnique de Grenoble

Equipe enseignante : Olivier Bonroy (Gael), Sylvie Charlot (Gael), Laurent Muller (Gael), Béatrice Roussillon (Gael), et Iragaël Joly (coord.)

Nombre d'étudiants par an : 20 à 30

Nombre d'heures : 52h / élève

Période : 2009 – auj.

Langue de l'enseignement : anglais

Description :

Ce cours s'inscrit principalement dans le cadre de l'économie appliquée et adresse les thèmes et notions de l'économie industrielle et de l'économie comportementale. Ainsi, sont abordées d'une part, les relations verticales, les stratégies de différenciation / localisation des entreprises et d'autre part, la théorie du prospect, les apports de l'économie comportementale sur les préférences sociales, les préférences inter-temporelles, les attitudes face au risque.

Objectifs du cours :

Le premier objectif de ce cours est méthodologique et vise à apprendre aux étudiants les outils et les méthodes de la recherche de façon générale, et particulièrement en économie appliquée. Ce cours apporte donc les connaissances nécessaires à la compréhension et la critique de travaux appliqués ou empiriques (les repères théoriques de l'organisation industrielle et de l'économie comportementale, les fondamentaux pour comprendre les enjeux de l'analyse de données et de l'économétrie).

Le second objectif soutenu par le format pédagogique est d'amener les étudiants à produire une première analyse économique par les outils que sont la modélisation économique, les techniques de l'économie expérimentale et des sondages et l'économétrie.

Approche pédagogique :

Ce cours est dispensé dans un format séminaire d'économie appliquée. Les étudiants sont accompagnés sur trois niveaux d'apprentissage en économie. Dans les premiers niveaux « basique » et « intermédiaire », les étudiants présentent et discutent avec les enseignants des synthèses d'études de cas à l'aide de la lecture de chapitres d'ouvrage de référence ou d'articles séminaux de recherche. Dans le niveau « avancé », les étudiants traitent un thème issu de la littérature récente. Pour cela, ils produisent la synthèse d'un article et sont guidés pour mettre en œuvre des expérimentations économiques éclairant un point d'entrée de la question économique développée dans l'article. Enfin, les étudiants enrichissent cette synthèse par un approfondissement relevant, le plus souvent, d'un travail de revue de littérature, de la note d'actualité ou de l'analyse économétrique des données d'expérimentation. Enfin, ces différents travaux font l'objet d'un processus de révision, assuré par les enseignants, qui garantit l'exactitude des connaissances présentées aux étudiants entre eux et qui accompagnent les étudiants dans le travail d'écriture d'une note scientifique.

Intitulé du cours : Basic Economics for Sustainable Industrial Engineering

Public : Master 2 international (Sustainable Industrial Engineering) de Génie Industriel – école appartenant à l’Institut Polytechnique de Grenoble

Equipe enseignante : Olivia Kurtyka (Gael) et Iragaël Joly (coord.)

Nombre d’étudiants par an : 10 à 20 étudiants

Nombre d’heures : 24h / élève

Période : 2014 – auj.

Langue de l’enseignement : anglais

Description :

Les ingénieurs en génie industriel font face à des contextes de choix à multiples facettes techniques et technologiques, auxquelles s’ajoutent les enjeux de développement durable. Ce cours présente les notions économiques utiles à la compréhension et la discussion des enjeux de développement durable du génie industriel. Le raisonnement et l’analyse économiques sont présentés par une introduction aux outils de la micro-économie du consommateur et du producteur, de l’analyse des organisations industrielles et de l’analyse de marché concurrentiel et ses défaillances. Les enjeux du développement durable sont abordés autour des notions de stratégie d’entreprise de tarification et de régulation notamment des externalités. Quelques enjeux méthodologiques sont présentés, tels que l’économie expérimentale ou l’économétrie.

Objectifs du cours :

Les objectifs de ce cours sont de donner une introduction à l’économie à des étudiants n’ayant jamais suivi de cours en économie et de les conduire à savoir identifier et proposer des modélisations simples des arbitrages ou des interactions entre plusieurs enjeux économiques et / ou techniques. Les notions économiques et les outils de l’économie sont présentés dans l’objectif de pouvoir les mobiliser en situation de choix multi objectifs, tels que ceux associés aux enjeux du développement durable.

Approche pédagogique :

Ce cours de niveau M2 et d’introduction à l’économie s’appuie sur une pédagogie mobilisant à la fois des formats de cours traditionnels et de type séminaire. Les enseignements positionnant les grandes notions économiques entre elles, sont complétées de lectures guidées sur les outils économiques. Ces lectures sont consolidées par des discussions et des présentations d’études de cas avec les enseignants. Ces études de cas visent tout d’abord l’introduction et la manipulation des notions économiques, puis l’introduction de la dimension de la durabilité dans les choix économiques.

Intitulé du cours : Logistique de Transport et Recherche Opérationnelle

Public : Elèves-ingénieurs de Génie industriel (équivalent Master 2) – école appartenant à l’Institut Polytechnique de Grenoble

Equipe enseignante : Céline Cholez (sociologie), Van-Dat Cung (coord., RO), Pierre Lemaire (RO) et Iragaël Joly (économie).

Nombre d’étudiants par an : 20 à 30

Nombre d’heures : 52h / élève dont 10h en économie

Période : 2009 – auj.

Langue de l’enseignement : français

Description :

Ce cours aborde les enjeux de la logistique d’élaboration stratégique de localisation, de flux et de tournées véhicules des entreprises par les méthodes d’optimisation proposées par la recherche opérationnelle. Les

enseignements de socio-économie des transports mettent en perspective et questionnent ces enjeux et ces outils.

La partie économique propose une introduction à l'économie des transports situant les transports dans l'économie nationale et européenne, et mettant en perspective les enjeux et les arbitrages économiques de la logistique de transport. Une première partie présente les enjeux de localisation des entreprises par un questionnement des interactions entre aménagement du territoire et stratégie des entreprises et par une mise en perspective des premiers modèles économiques formalisant les arbitrages des firmes. Une troisième partie traite de la question des coûts logistiques des entreprises tout d'abord, en discutant des interactions entre les dimensions de la logistique (localisation, stockage, transport) et en détaillant la vision comptable des coûts des transports. Ensuite un approfondissement des notions de coûts de transport est proposé par la vision économique. Appuyé sur les fondements microéconomiques d'économie de la production, il introduit les enjeux de modélisation et de mesure des coûts de production.

Objectifs du cours :

Le premier objectif est de donner aux élèves ingénieurs une culture économique des enjeux de la logistique de transport. Les parties économiques de ce cours visent à mettre en perspective et à discuter des hypothèses faites lors de l'application des outils d'optimisation proposées par la recherche opérationnelle (RO). Les notions de fonctions objectifs et de contraintes pesant sur les coûts des entreprises sont discutées pour dépasser les seuls enjeux de mesurabilité et quantification comptable et d'intégration dans des modèles solvables en RO.

Approche pédagogique :

La pédagogie est basée sur la présentation et la discussion des thèmes de la logistique selon une approche économique. La pédagogie est renforcée par la réalisation d'un projet d'étude appliquée en logistique donnant lieu à un rapport et une soutenance. Ce projet demande aux élèves de produire une analyse socio-économique des enjeux de l'entreprise étudiée et de mettre en application les solveurs de recherche opérationnelle pour proposer une solution satisfaisant tout ou partie des enjeux socio-économiques et organisationnels identifiés.

◆ ENSEIGNEMENTS DE METHODES QUANTITATIVES (STATISTIQUE ; ECONOMETRIE)

Intitulé du cours : Analyse de Données pour le Génie Industriel

Public : Elèves-ingénieurs de Génie industriel (équivalent Master 1) – école appartenant à l'Institut Polytechnique de Grenoble

Equipe enseignante : Pierre Lemaire et Iragaël Joly (coord.)

Nombre d'étudiants par an : 10 à 20

Nombre d'heures : 48h /élève

Période : 2011 – auj.

Langue de l'enseignement : français

Description :

Cet enseignement présente aux étudiants les méthodes d'analyses paramétriques et non-paramétriques des données usuelles dans les milieux industriels et scientifiques. Il leur propose l'apprentissage de ces outils par l'application sur divers jeux de données réelles avec le logiciel R. Les méthodes déterministes de classification, factorisation et de validation sont présentées et positionnées par rapport aux méthodes inférentielles de tests univariés et bivariés. Ces méthodes sont présentées pour les différents types de variables. Enfin, la régression linéaire multiple est présentée avec ces outils de diagnostic et d'évaluation.

Objectifs du cours :

Le premier objectif de ce cours est la compréhension de la pertinence des outils de l'analyse des données en fonction des questions sur lesquelles ils sont mobilisés. Le second objectif est l'apprentissage des techniques d'analyse et du langage de programmation R. Enfin, une attention particulière est donnée aux questions relevant du projet d'analyse dans son ensemble : du recueil de données, à la présentation des résultats en passant par la question de causalité.

Approche pédagogique :

Ce cours est un cours appliqué s'appuyant sur le logiciel R. Les différents outils d'analyse sont tout d'abord présentés par des exemples simples sous R. Puis, les étudiants sont accompagnés dans l'analyse approfondie d'un jeu de données réelles au travers de nombreuses soutenances et discussions avec les enseignants.

Intitulé du cours : Data Mining et logiciels statistiques

Public : Etudiants du M2 C2ES (Chargé d'Etudes Economiques et Statistiques), UPMF

Equipe enseignante : Sylvie Charlot (coord.) et Iragaël Joly

Nombre d'étudiants par an : 10

Nombre d'heures : 54h /élève

Période : 2015

Langue de l'enseignement : français

Description :

Précédent les enseignements de l'économétrie du master C2ES, cet enseignement prépare d'une part, les étudiants aux techniques d'analyses de données usuelles et aux langages des logiciels SAS et R, qui sont les outils des enseignements d'économétrie. D'autre part, ce cours propose une formation aux techniques d'analyse de données, telles que les tests statistiques avancés univariés et bivariés (tests de rangs, tests de rangements, tests d'adéquation, etc), les analyses AFC et ACP et l'analyse de variance ANOVA.

Objectifs du cours :

Un premier objectif de ce cours est de former les étudiants sur les logiciels SAS et R et notamment à la gestion de projet d'analyse de données avec ces logiciels. Une attention particulière est donnée à la maîtrise de l'ensemble des étapes d'un projet statistique : l'importation des données, la manipulation des données, la production de résultats dans un format publiable et l'intégration de ces résultats dans un document de synthèse ou de présentation.

Ce cours forme les étudiants aux techniques de fouille de données dans un objectif de compréhension de ces outils de l'analyse et de production de résultats descriptifs des données. Une attention particulière est donnée à la prise de recul sur les données (autour de questions de recueil de données, de représentativité) et autour des outils d'analyse mobilisés (leurs conditions d'application, l'interprétation des résultats, etc.).

Approche pédagogique :

Ce cours est un cours appliqué s'appuyant sur les logiciels SAS et R. Une première partie du cours vise à former les étudiants aux deux langages en s'appuyant sur les similitudes entre logiciels pour mettre en évidence le caractère systématique de l'approche nécessaire à toutes analyses de données. Ensuite, les différentes techniques d'analyse sont présentées et mises en application au-travers d'exercices transversaux aux deux logiciels et au-travers d'un projet de semestre faisant l'objet d'un rapport et une soutenance, et jalonné par différents moments de discussion et de soutenances intermédiaires avec les enseignants.

◆ ENSEIGNEMENTS DE METHODES QUANTITATIVES (STATISTIQUE ; ECONOMETRIE)

| | |
|---------------------------|--------------------|
| <i>A Génie Industriel</i> | Statistique |
|---------------------------|--------------------|

CM et TD : L3

| | |
|------------------------------|--|
| 2009- auj | Probabilité ; Statistique descriptive et inférentielle (méthode d'estimation ; qualité d'estimateurs ; tests usuels) |
| 18h / 140 étudiants | |
| Responsable : J. DUVALLET | Application sous Excel et R |

| | |
|---------------------------|--|
| <i>A Génie Industriel</i> | Analyse de Données pour le Génie Industriel |
|---------------------------|--|

CTD : niveau M1

| | |
|--------------------------------|--|
| 2013- auj | Analyse de données déterministe (Classification, Validation) et Statistique Inférentielle (Tests usuels univariés et bivariés) ; Modélisation économétrique : Régression linéaire ; introduction aux modèles de choix discrets et modèles de durée |
| 27h CM + 27h TD / 10 étudiants | |
| Responsable : I. JOLY | Application sous R |

| | |
|-----------------|--------------------|
| <i>A l'UPMF</i> | Data Mining |
|-----------------|--------------------|

Cours-TD : M2 C2ES Chargé d'Etudes Economiques et Statistiques

| | |
|-----------------------------|---|
| 2015- 2016 | Langage de programmation SAS et R ; Statistique descriptive et Inférentielle (Tests usuels univariés et bivariés) ; Analyse de données ACP et AFC ; Analyse de Variance ANOVA |
| 56h / 10 étudiants | |
| Responsable : S. CHARLOT | Application sous SAS et R |

| | |
|--|---|
| <i>A ENSIMAG (Ecole de Mathématique Appliquée de Grenoble)</i> | Principe et Méthode en Statistique |
|--|---|

Cours-TD : L3

| | |
|-----------------------------|---|
| 2009-2014 | Statistique descriptive et inférentielle (méthode d'estimation ; qualité d'estimateurs ; Information de Fisher ; tests usuels et régression linéaire) |
| 45h / 35 étudiants | |
| Responsable : O. GAUDOIN | Applications sous R |

| | |
|--|--------------------|
| <i>Au CPP Grenoble-INP (Classe Préparatoire Polytechnique)</i> | Statistique |
|--|--------------------|

Cours-TD : L2

| | |
|-------------------------------|---|
| 2011-2012. | Statistique descriptive et inférentielle (méthode d'estimation ; tests usuels et régression linéaire) |
| 18h / 60 étudiants | |
| Responsable : J. DUVALLET, | Applications sous Excel et R |

| | |
|------------------------------------|---|
| <i>A Université Lumière Lyon 2</i> | Econométrie des Variables Qualitatives (Modèles de choix discrets) |
|------------------------------------|---|

TD d'Econométrie des variables qualitatives – Modèles de choix discrets

Master Economie Quantitative et Décision Stratégique (EQUADES) (M1) et Maîtrise d'Econométrie

| | |
|---|--|
| 2001-2005 | Limites du modèle linéaire et rappels sur la modélisation des variables qualitatives ; |
| 7 heures x 45 étudiants | |
| Responsables : J.Y. LESUEUR, M. SABATIER | Modélisation, sous SAS, des modèles Probit binaire et multinomial, Logit binaire, conditionnels, multinomiaux mixtes et emboîtés ; |
| | Etudes des prédictions (tableaux de contingence), qualité d'ajustement, rapports de côtes, effets marginaux, test de l'hypothèse d'indépendance des alternatives non-pertinentes |

A Université Lumière Lyon 2 **Econométrie des Données de Durées**

TD d'Econométrie des variables qualitatives – Modèle de durées

| | |
|---|--|
| <i>MI EQUADES & Econométrie</i> 2001-2005 | Limites des modèles traditionnels (linéaires et de choix de discrets) et rappels sur les modèles de durées ; |
| 10,5 heures / 40 étudiants | |
| Responsables : J.Y. LESUEUR, C. MONTMARQUETTE | Modélisation, sous SAS, par les méthodes d'estimation non-paramétriques (estimateur de Kaplan-Meier et table de survie ; exploration des formes de hasard intégré, test d'équivalence des survies), semi-paramétriques (modèle de Cox) et paramétriques (choix de distribution exponentielle, Weibull, log-logistique, log-normale et gamma généralisée, qualité d'ajustement, interprétation des estimateurs) |

A Université Lumière Lyon 2 **Econométrie des Données de Panel**

TD : *MI EQUADES*

| | |
|-------------------------------|---|
| 2004-2005 | Limites du modèle linéaire et rappels sur les modèles de panel ; |
| 10,5 heures / 40 étudiants | |
| Responsable : J.Y. LESUEUR | Modélisation, sous SAS, par les méthodes d'estimation Within, Between, MCQG selon les modèles : à effets fixes individuels, à effets aléatoires individuels ; |
| | Tests d'hétérogénéité et d'autocorrélation, méthodes d'estimation des variances inter et intra individuelles, et tests d'Hausman |

A Université Lumière Lyon 2 **Modélisation et traitement de données**

Cours / TP : *M2 Master Economie Sociale et Solidaire*

| | |
|--------------------------|---|
| 2001-2007 | Rappels sur le traitement de données et les statistiques descriptives (indicateurs standards, tableau croisé) ; |
| 21 heures / 20 étudiants | |
| Responsable : I. JOLY | Régression linéaire (estimation, interprétation, prédiction, tests des coefficients) |
| | Logiciels Excel et R |

A Université Lumière Lyon 2 **Statistique, informatique et traitement de données**

TD : *M1 : Economie et Management*

| | |
|-------------------------------|--|
| 2004-2005 | Régression linéaire (estimation, interprétation, prédiction, tests des coefficients) ; |
| 21 heures / 20 étudiants | |
| Responsable : Y. CROISSANT | Introduction au modèle de Poisson et aux modèles Logit et Probit |

Informatique appliquée aux traitements des données et à la prévision

TD / TP : logiciel SAS

L3'Econométrie & L3 MASS

2001-2004

21 heures / 40 étudiants

Responsables :

J.Y. LESUEUR, L. FLOCHEL

Introduction au logiciel SAS ;

Traitement de données et analyses statistiques avec SAS ;

Régression linéaire (rappels, estimation, interprétation, prédiction, tests des coefficients)

Informatique appliquée à l'économétrie

TD / TP : logiciel SAS

Master EQUADES (M1)

2001-2004

24 heures / 40 étudiants

Responsable :

J.Y. LESUEUR

Rappels sur la régression linéaire sous SAS ;

Analyse de la variance ; Analyse des résidus ;

Etude des formes fonctionnelles ; Tests d'hypothèses

◆ ENSEIGNEMENT D'ECONOMIE

Fondement d'Economie pour le Génie Industriel

TD : L3

2008-2012

21 heures / 140 étudiants

Responsable :

B. RUFFIEUX

Théorie des jeux ; Structures de marché (concurrence, duopoles, monopole) ; risque-assurance ; relation principal-agent

Basic Economics for Sustainable Industrial Engineering

CTD : M1 internationale : Sustainable Industrial Engineering

2014 - auj

24 heures / 15 étudiants

Langue : anglais

Responsable :

I. JOLY

Introduction to economics ; Market and perfect competition ; Microeconomics of the consumer and the producer ; market failure ; Sustainable development and pricing and externalities

Advanced Economics for Industrial Engineering

CTD : niveau M2

2009- auj

52 heures / 25-30 étudiants

Langue : anglais

Responsable :

I. JOLY

Industrial organization; vertical relationships; behavioral economics; market regulation; introduction to econometrics

CTD : niveau M2
2009- auj
15 heures / 30 étudiants
Responsable :
VD CUNG

Cours pluridisciplinaire : Recherche Opérationnelle, Sociologie et Economie
Economie des transports et économétrie des transports - Le transport dans l'économie ; principes d'économie des transports : approfondissement des questions de localisation et de coûts de transport ; Politiques de transport et urbaine

A *Génie Industriel*

Théorie des jeux et Décision

CTD : niveau M2

2009-2010

15 heures / 30 étudiants

Responsables :

J. MONCEL & I. JOLY

Cours pluridisciplinaire : Modélisation mathématique, Economie et Econométrie pour la théorie des jeux

Statistiques / économétrie pour l'analyse des choix et des comportements

Au *CPP Grenoble-INP*

(*Classe Préparatoire Polytechnique*)

Economie Industrielle

CM : L2

2011- auj

20 heures / 60 étudiants

Responsable :

I. JOLY

avec C. Ayati

Economie de la production, économie des réseaux, régulation des filières

A *l'UMPF*

Séminaires d'Economie

Séminaires d'Economie : M1,M2 Economistes d'Entreprise

2008- 2014

10 heures / 15 étudiants

Responsables :

D. LLERENA ; F. CORROLEUR

Participation aux séminaires du master Economistes d'Entreprise sur des thèmes tels que l'analyse de l'efficacité de secteurs industriels (industrie agricole ; transports urbains) ou la détection et la mesure d'économie d'échelle, de réseau ou de densité

Au *CUEFA*

Economie Générale

Cours en formation continue : DAEU A

2008-2010

50 heures / 30-40 étudiants

Responsable :

I. JOLY

Préparation à l'épreuve d'économie de type baccalauréat du Diplôme d'Accès aux Etudes Universitaires A.

A *l'IAE GRENOBLE*

Economie de la concurrence et de la firme

CM :M1

2008-2009

24 heures / 80 étudiants

Responsable :

I. JOLY

Economie industrielle : Anatomie d'un marché ; Stratégie d'entreprise en différentes situations de concurrence ; Structures de marché (monopole ; duopoles ; concurrence) ; relations verticales ; relation d'agence et contrat

TD : M1 Economie Industrielle

2001-2003

20 heures / 20 étudiants

Responsable :

L. ABDELMALKI

L'économie industrielle est abordée au travers des différents travaux proposés aux étudiants : exposés bimestriels sur l'actualité, fiche de lecture, réalisation d'une note d'actualité à partir de sources internet et tutorat de mémoire ou rapport de stage de maîtrise.

TD : L1 de Sciences Economiques

2006-2007

20 heures / 90 étudiants

Responsable : N. MARCHAND

Equilibre général ; Producteur ; Consommateur

TD : L3 Sciences Economiques

2001-2002

24 heures 60 étudiants

Responsable : J.Y. LESUEUR

Equilibres du consommateur et du producteur ; Marché de référence, concurrence et monopole ; Equilibre général ; Concurrence imparfaite ; Aversion au risque

♦ **AUTRES ENSEIGNEMENTS****Séminaire : L3**

2012-auj.

env. 150 heures / 140 étudiants

Responsable : I. JOLY

Equipe : env. 10 enseignants

Séminaire de rentrée et d'intégration des nouveaux étudiants en 1A. Les activités des étudiants sont composées d'expériences réalisées en mécanique, gestion des flux, économie, sociologies, puis structurées lors de tutorat de méthodologie. Lors de ces tutorats les expériences alimentent l'analyse de problématiques classiques du génie industriel.

Tutorat L3

2008- auj

35 heures / 35 étudiants

Responsable : M.A. LEDAIN

Tutorat de travail en groupe (15 étudiants) autour d'un produit (de la conception / fabrication au marché)

Tutorat L3

2008-2011

20 heures / 20 étudiants

Responsable : A. Catel

Orientation des étudiants dans une démarche d'entretien avec un ingénieur en poste et questionnement professionnel

Tutorat L3

2008-2011

Simulation de gestion d'entreprise et de stratégie de marché

20 heures / 100-200 étudiants

Responsable : S. HUMBERT

◆ FORMATION PROFESSIONNELLE / FORMATION CONTINUE AUX OUTILS STATISTIQUES

A l'ENTPE

Formation au logiciel SAS : application à l'économétrie

Formation destinée aux membres des laboratoires et aux étudiants de doctorats et masters, dans le cadre de la formation continue de l'Ecole Nationale des Travaux Publics d'Etat (ENTPE)

2006 / 15 auditeurs

Introduction au logiciel SAS

4 journées

Manipulation des données sous SAS

Responsable : I. JOLY

Rappels sur la régression linéaire sous SAS ;

A Grenoble Université

Formation à la statistique et à la modélisation

Formation destinée aux personnels de Grenoble Université dans le cadre de la formation continue

2008 / 10 auditeurs

Construire un échantillon ; Décrire et représenter un échantillon

2 journées

Analyser et tester ; Risques et limites des outils

Responsable : I. JOLY

A GAEL

Formation au logiciel R

Formation destinée aux membres du laboratoire GAEL et aux doctorants

2015 / 15 auditeurs

Introduction au logiciel R ; Importer exporter manipuler des données

4 journées

Exporter les graphiques et résultats, rédiger son rapport avec R

Responsable : I. JOLY

avec P. Lemaire

Introduction à la programmation avec R

Statistique

Formation continue *Grenoble INP (IMT et Formatech) aux ingénieurs en poste ou en formation*

2009- 2014

Statistique descriptive et inférentielle (méthode d'estimation ; qualité d'estimateurs ; tests usuels et régression linéaire)

8h à 16h / 15 auditeurs

Exemples d'application sous Excel

Responsable :

J. DUVALLET

Annexe B - Curriculum Vitae & Liste des projets de recherche
110

**Annexe C - Sélection
d'articles publiés dans des
revues à comité de lecture**

Intensive travel time: an obligation or a choice?

Iragaël Joly¹ · Stéphanie Vincent-Geslin^{2,3}

Received: 7 October 2014 / Accepted: 28 January 2016

© The Author(s) 2016. This article is published with open access at SpringerLink.com

Abstract This paper explores what prompts some individuals to spend a significant amount of time travelling. In the literature, travel time tends to be regarded as useless, unproductive time and, in some cases, as the worst time of the day. The actual behaviour of intensive travellers challenges this view of travel time. A mixed approach that combines quantitative and qualitative methodologies was adopted. A survival analysis of daily travel time in eight European cities gives a quantitative definition of intensive travellers. Qualitative interviews with intensive travellers explore the various dimensions of choice and/or obligation that are responsible for these extreme daily travel times. The results show that roughly 20 % of the individuals in the sample for each city have long travel times (more than 100 min a day). The quantitative analysis also suggests that the behaviour of these individuals is atypical and cannot be explained solely by the characteristics that are considered in standard travel surveys. A qualitative sociological approach supplements the quantitative approach and illustrates that the allocation of travel time is not only determined by the activity pursued at the destination or the mode of transport but also by other factors such as personal beliefs and the perception of travel time. The positive perception of travel time as time to be used constructively or enjoyed influences

the decision to travel intensively and, above all, contributes to its long-term acceptability. A number of political issues depend on travel behaviour and therefore, to some extent, on time management. New patterns of behaviour with regard to time management help explain the expansion in the range of individual travel.

Keywords Travel time · Use of travel time · Survival model · Mixed approach

JEL Classification R41 · Z13

1 Introduction

In the literature, travel time is sometimes considered to be the worst time of the day [27] and has been reported as being negatively correlated with happiness [56]. Nevertheless, travel time budgets have increased in several European conurbations,¹ suggesting that a growing number of people are spending more time travelling and that some of them are experiencing what can be termed “extreme” travel times. This paper will examine the reasons that lead some people, to whom we shall refer as “intensive travellers”, to spend *so much time* a day travelling. The primary concern of this paper is thus to define above what time threshold an individual becomes an intensive traveller and the determinants of this behaviour. Some seem to find pleasure, whereas others see only constraint or boredom. Based on these two contradictory observations, this paper sets out to explore intensive daily travel behaviour and to draw conclusions about what drives

✉ Iragaël Joly
Iragael.Joly@grenoble-inp.fr

Stéphanie Vincent-Geslin
stephanie.vincent@entpe.fr

¹ INRA-GAEL, Grenoble-INP, 46 Av. Felix Viallet, 38031 Grenoble Cedex 01, France

² LET ENTPE, Rue Maurice Audin, 69518 Vaulx-en-Velin, France

³ LaSUR, EPFL, Lausanne, Switzerland

¹ Travel time budgets are increasing, especially in The Netherlands, Great Britain, France and Switzerland [13, 22, 26, 47, 48, 62].

intensive travellers to accept such extreme travel time budgets if travel time is, indeed, useless and perceived as negative.

Economic theory tends to consider travel time as derived from participation in activities. Many studies have examined travel time in relation to the types of activities pursued and their duration. Chen and Mokhtarian [11] introduced the principle of proportional allocation in a microeconomic model [3], assuming that the travel time for a given activity is determined by “travel time prices for activities”, by calculating travel time based on the length of the activity using different rates depending on the type of activity. Thus, in this model, travel time is considered only as a constraint. Certain empirical studies have attempted to quantify this relationship (typically via a proportional relationship) between transportation and activity durations, based on different methods. Thus, a considerable number of studies have estimated a time price of travel [6, 7, 15, 17, 18, 20, 30, 31, 35, 38, 54, 55].

Nonetheless, the time an individual is willing to spend travelling to and from an activity is the result of a complex process that combines a large number of compromises. Expressing travel simply in terms of price - be it temporal or monetised - (as a result of the performance of transportation systems, for instance) seems reductionist in the sense that some trips (or parts thereof) seem more arduous than others. For example, the first 10 min of a trip are often less negatively perceived than the last ten. Similarly, the wait for a given mode of public transportation is often perceived more negatively than the actual trip, and so on. Using non-linear relationships between travel time and activity time, Joly [25] has shown individuals’ growing reluctance to accept ever-increasing travel times. Moreover, this depiction of travel time as a direct cost to individuals’ activity schedules is to some extent challenged by recent qualitative and quantitative research that offers another interpretation of travel time. The possible existence of a trade-off between activity time and travel time in relation to the perceived quality and utility (or uselessness) of this time should undoubtedly be considered. Studies have attempted to characterize the value of travel time, which in fact is *not* always viewed as wasted time that, optimally, should be reduced. Rather than a cost, travel time can be perceived as ‘gifted’ time during which the individual is able to engage in activities [24].

Trips and travel time have a positive use, not only because of the activities that can be done during the journey but also because of different aspects inherent to the journey (landscapes, comfort, the pleasure of driving, a break between activities, etc.) [14, 19, 37, 43, 44, 49, 53, 60]. Travel time can be seen as time that has been saved, or a pleasant time where the vehicle becomes a living space in its own right [49, 51] and during which a variety of activities can be done, thus making it worthwhile - even productive [16, 38, 51, 59]. Travel time can even be an opportunity for doing personal activities that would be impossible at another time during the day [24]. Moreover,

the information age with increased use of mobile communication technologies seems to have changed the perception of travel time and its utility, as Lyons et al. have pointed out in the case of UK train passengers [36]. Travel speed and its maximization appear not to be an objective for some travellers, as stated by O’Fallon and Wallis in their research in New Zealand [46].

To study travel time effectively - especially for intensive travellers - at the very least these two theoretical viewpoints should be considered. The methodology proposed in this article is therefore mixed in that it applies both quantitative and qualitative methods to a single research topic [21]. This proposed mixed method attempts to move beyond the usual preconceived ideas about travel time. Managing time and making schedules involve complex behaviour and choices, which put travel time at the crossroads between individuals’ decisions to participate in activities and the various constraints and opportunities as regards transportation systems and facilities, as well as the perception and value given to travel time.

The following section presents the quantitative and qualitative methods used in this research. The third section, in which our findings are presented, begins by defining a criterion for identifying intensive travellers and goes on to identify and measure the determinants of travel time and finally reports on interviews with intensive travellers about their experience of travel time. In the fourth section we conclude with a discussion about several topics.

2 Methodology

This article is based on a mixed approach that uses both a quantitative statistical method (duration models) and a qualitative method (interviews). The quantitative method sets out to characterise the level of daily travel time that defines intensive travellers and to identify the determinants of daily travel duration.

2.1 Quantitative method

2.1.1 Duration model

The analysis of the daily travel times for our sample is based on duration models, alternatively known as survival analysis. In the activity-based literature, duration models are used to analyse both the duration of daily activities and the activity pattern structure [25]. We analyse the daily time allocated to transport (the sum of the duration of all trips), hence simplifying the daily process of time allocation to travel.

Duration model techniques are able to overcome a number of the limitations of Ordinary Least Squares (OLS) estimation. Duration data are known to be non-normal data, non-

symmetric with a specific form. Linear regression is not robust to these violations [34].

In the framework of duration models, specific attention is given to the concept of duration dependence. Duration models consider the time variable under study as the duration of an individual in a given state and then consider the probability of leaving that state at any time. Hence, the model estimates the probability of leaving the current state as being dependent on the time spent in the state. The focus on the duration dependence dimension of the daily allocation of time to travel raises the question of the temporal dynamic of the behaviour. We can infer that, on average, this probability of leaving or stopping travel should be increasing if travel time is an undesired and unsatisfying time.

Average behaviour is modelled by defining the survival function, or the probability of a representative individual travelling for a given duration on a daily basis. The hazard rate associated with this survival represents the rate of interruption at each date. The hazard function is defined as the limit of the conditional probability of a process ending, given the elapsed time. Hence, the likelihood of daily travel time ending depends on the length of elapsed time. This probability can vary during the process.

If the hazard rate increases, the likelihood of interruption increases with the duration of travel. If it decreases, interruption is increasingly unlikely. The survival function associated with it decreases all the time, as hazard is always positive. The survival function can be concave, convex or both successively, depending on the hazard rate. Figure 1a and b illustrate two common types of hazard and survival curves. First, the monotonic increasing hazard indicates an increasing risk to stop the allocation of time to travel with the travel duration. In the

second figure, the non-monotonic hazard (increasing and decreasing) indicates a varying chance to stop the travel time. For individuals completing the corresponding travel duration, decreasing hazard would indicate a decreasing propensity or capacity to stop their travel.

The type of hazard function, therefore, has an important impact on how the process' temporal dynamic is represented. Information on the temporal dynamics of the process can be gathered directly by studying the slope of the hazard curve.

Non-parametric analysis provides more information about raw survival and hazard. The survival function is estimated using the Kaplan-Meier estimator. In the case of rounded stated times, we choose to group event times into 5-min intervals. Assuming that the hazard remains constant within each discrete period, one can then approximate the shape of the hazard function by a continuous-time step function. This method allows us to define the critical duration (i.e., the duration for which hazard is at its highest) beyond which mobile individuals are deemed to be intensive travellers.

Once the distribution has been validated, the impact of explanatory variables on survival is introduced by means of Cox's proportional hazard model. Cox's semi-parametric estimation method imposes no constraints on the form of the baseline hazard. This method is considered to be more robust than the fully parametric approach [45] as regards the estimation of the effects of covariates. Cox's model allows us to identify and evaluate the impact of the assumed determinants on hazard rate and, consequently, on the average daily travel times.

When interpreting the results of Cox's model, it should be noted that a positive regression coefficient means a greater likelihood of travelling no further, thus shortening the travel

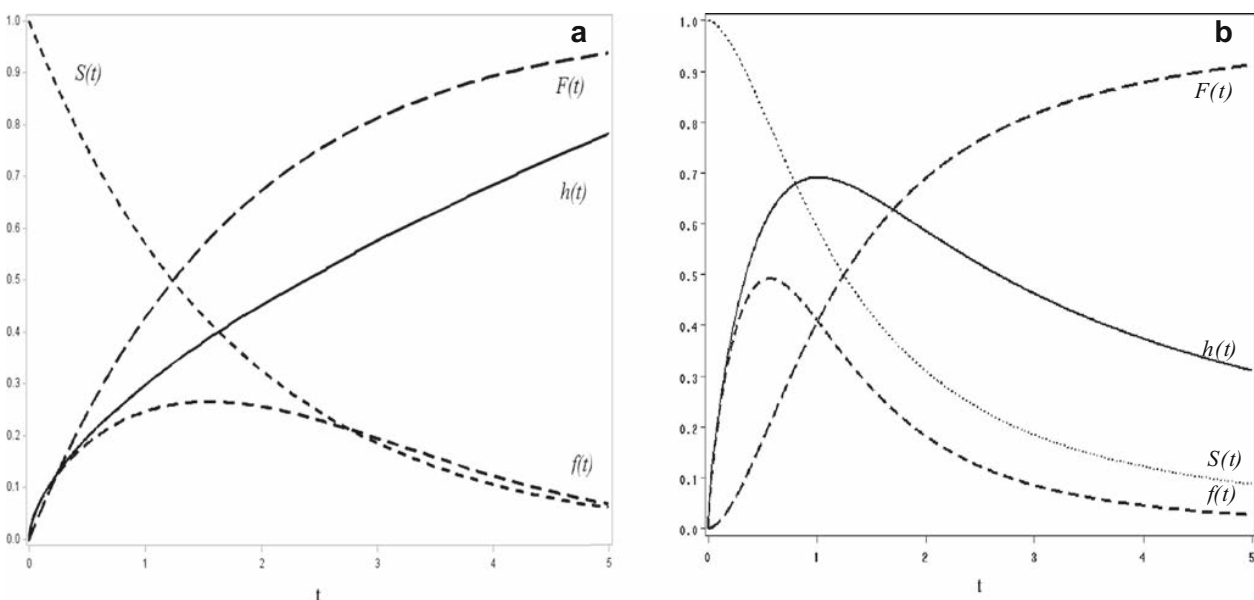


Fig. 1 a: Examples of density, $f(t)$, probability $F(t)$ and survival $S(t)$ curves associated with monotonic increasing hazard $h(t)$. b: Examples of density, $f(t)$, probability $F(t)$ and survival $S(t)$ curves associated with non-monotonic hazard $h(t)$ (increasing and decreasing)

time budget. Conversely, a negative coefficient means a higher travel time budget.

Our third step, using a binary logit model, was to estimate the determinant of the probability of a mobile person to become an intensive traveller. We can expect that for most of the explanatory variables, the effect on the average daily travel time and on the probability of intensive travel will be equivalent.

2.1.2 Data

The data was provided by travel surveys conducted in eight cities in three European countries (Lyon (2006), Grenoble (2002), Rennes (2001) and Strasbourg (1997) in France, Geneva, Bern and Zurich in Switzerland (2000) and Brussels in Belgium (1999). These cities were chosen because the travel data available for them was relatively contemporary (see Table 1). Secondly, the surveys, albeit in different countries, used similar methodologies for measuring respondents' travel behaviour and activities. Finally, these cities offer great diversity in terms of socio-demographical profiles, urban morphology, density and transportation infrastructure (see Table 2 for a detailed description of these characteristics in the eight cities). Strasbourg, Zurich and Bern have effective urban and regional public transport systems and are developing a policy to optimise these infrastructures and regulate car accessibility to the city centre. The supply of urban public transport in Lyon, Grenoble, Brussels and Geneva is effective but regional transport is weak. Transport policy in these cities aims to develop public transport and road infrastructure, while simultaneously restricting car accessibility to the city centre. Public transport in Rennes is poor and the city's transport policy tends to promote road traffic.

The data collected for each country differs both in terms of response items and level of detail. Common classifications were made for trip purpose (types of activities), modes of transport used and socio-demographic characteristics. As Timmermans et al. [57] have pointed out, international comparative studies are often problematic due to the recomposition of the variables (activity patterns, transport modes, etc.). Extensive work was then done to make the data as comparable as possible and avoid the use of subjective variables [26].

Thus, activities outside the home have been divided into four categories: 1) work/training, 2) education, 3) shopping/personal business, 4) social/leisure activities. It should be noted that only weekdays (Monday-Friday) were available in the three types of survey and thus in this analysis. The absence of Saturdays and Sundays is obviously limiting, especially for shopping and leisure trips.

2.2 In-depth interviews with intensive travellers

In order to understand their behaviour, experience and perceptions of travel time, qualitative research has long focused on individuals with large travel time budgets. Intensive travellers were chosen based on the amount of time they spent travelling each day (a minimum of 2 h). In addition to this criterion, a diversity principle was applied when recruiting respondents. Twenty-nine interviews were conducted in three of the eight cities for which we have quantitative data (Lyon, Geneva and Brussels). Three sets of qualitative data were used in the analysis – a first set of 11 interviews done in 2008 in the Lake Geneva area, a second set of eight interviews done in France in the Lyon region in 2008 and a third set of ten interviews done in the Brussels region in Belgium, also in 2008. As the

Table 1 Characteristics of the surveys compared

| | France | Switzerland | Belgium |
|----------------|--|---|--|
| Name of survey | Household Travel Surveys (EMD) | Microcensus2000 | Belgian mobility survey (MOBEL) |
| Year | 1997 (Strasbourg) 2001 (Rennes) 2002 (Grenoble) 2006 (Lyon) | 2000 | 1998–1999 |
| Survey method | Household interview | Computer-assisted telephone interview (CATI) | Mail-in survey with additional follow-up by telephone, if necessary |
| Respondents | All persons in household 5 years or + | 1 person (+6 years.) per household (if household <4 people); if >4, 2 people surveyed | All people in household + 6 years. |
| Days of trips | All trips made on the day (weekday) preceding the day of the survey | All trips made 1–2 days before the survey date * | All trips made the day before the inquiry * |
| Survey period | A reference day over a period of several months in a year (October to May) | A reference day over an entire year | A reference day over a period of several months in a year (October to May) |

Source:[23, 26, 47]

* The present study considers only weekdays

Table 2 Geographic and transport system indicators and sample size for the 8 cities

| City | Area covered by survey (km ²) | Number of zones/municipalities | Average surface area (km ²) | Population | Sample size |
|------------|---|---------------------------------------|---|-------------------------------------|-------------|
| Brussels | 557 | 33 | 16.9 | 1, 309, 478 | 982 |
| Grenoble | 310 | 36 | 8.6 | 386, 886 | 4934 |
| Lyon | 490 | 76 | 6.4 | 1, 226, 052 | 9465 |
| Rennes | 609 | 46 | 13.2 | 358, 561 | 6900 |
| Strasbourg | 305 | 32 | 9.5 | 449, 036 | 3317 |
| Bern | 422 | 36 | 11.7 | 333, 334 | 1163 |
| Geneva | 228 | 42 | 5.4 | 410, 261 | 1688 |
| Zurich | 906 | 99 | 9.2 | 983, 937 | 1818 |
| City | Public transport system (1) | Parking limitation | Cycling infrastructure | Policy on car access to city centre | |
| Brussels | S+T+B | Weak constraint | Medium development | Favourable to car | |
| Grenoble | T+B | Weak constraint | Medium development | Favourable to car | |
| Lyon | S+T+B | Weak constraint | Low development | Incentive | |
| Rennes | B | Weak constraint | Low development | Incentive | |
| Strasbourg | T | Weak constraint except in city centre | High development | Restrictive | |
| Bern | T+B | Strong constraint | High development | Restrictive | |
| Geneva | S+T+B | Weak constraint except in city centre | Medium development | Favourable to car | |
| Zurich | S+T+B | Strong constraint | High development | Restrictive | |

(1) Subway (S); Tramway (T); Buses (B)

interviews were conducted in French, we decided not to translate respondents' statements verbatim but to report the contents of their replies in the analysis in order to avoid distorting their statements.

The interviews were conducted based on a qualitative, comprehensive method using life story interviews [1, 5, 12]. The qualitative method was chosen precisely for its comprehensive dimension [4, 32] because it seemed to be the best way to bring out the trade-offs that were important for respondents and influential in their decision-making. Although many studies mention teleporting, the preference for this hypothetical option was not tested during interviews [9, 46, 50]. We agree with O'Fallon and Wallis [46] that travellers, especially intensive travellers, tend to answer this question with reference to their own travel constraints, in particular the location of their job and home.

From the standpoint of data collection, a number of socio-spatial disparities exist between the three countries. Belgium and Switzerland are similar in several respects in which France differs. First, Switzerland and Belgium are comparable in size and small and thus conducive to travel. Residents of these countries are less inclined to move within their country than are the French (for example, when changing jobs, because travel distances are shorter and more feasible on a daily basis). Moreover, a language barrier divides both Switzerland and Belgium, which is another obstacle to residential relocation. Thus, Switzerland and Belgium are commuter countries. However, the sheer size of metropolitan France – which covers a greater area and has longer distances – is an obstacle to intensive travelling practices, although the development of

high speed rail lines has done a great deal to provide a rapid connection between remote areas. Spatial constraints and geographical remoteness tend to encourage residential relocation rather than the commuting practices found in Switzerland and Belgium. In France, intensive travel practices are reflected in the travel practices of residents living on the periphery of major cities, as is the case in Lyon.

3 Results

3.1 Defining intensive travellers

The data collected in each of the cities in the study provide the duration of each trip made by the individuals in the samples. The daily travel time budget was then calculated as the sum of the duration of all trips made during the day. The average travel time budgets (for the mobile population) are relatively high (Table 3). More specifically, the proportion of individuals whose travel time budget exceeds 100 min (or even 2 h) is not marginal (around 10–25 % of the mobile population).

Intensive travellers are defined in this study as individuals who travel more than 100 min per day. It is worth noting that the previous studies of such behaviour focus on commute distance [10, 39] and commute time [40], thus restricting their definition of extreme travel time to commuting. This paper analyses travel movements over the whole day. By including all the activities pursued in a day, travel time for constrained activities is balanced against travel time for discretionary activities. Extreme travel time is identified no longer in terms of

Table 3 Mean and median daily travel time budgets and number of daily trips made by the mobile population

| Cities | Number of trips | | | Daily travel time budgets (min.) | | | Intensive travellers | |
|------------|-----------------|--------|------|----------------------------------|--------|------|----------------------|------------|
| | Mean | Median | N | Mean | Median | N | % >100 min | % >120 min |
| Brussels | 3.78 | 3 | 979 | 67.82 | 55 | 979 | 19.86 | 11.85 |
| Grenoble | 4.64 | 4 | 4291 | 70.30 | 60 | 4291 | 20.23 | 11.77 |
| Lyon | 3.87 | 4 | 9445 | 70.79 | 60 | 9445 | 21.01 | 12.33 |
| Rennes | 4.56 | 4 | 4818 | 65.23 | 60 | 4818 | 15.09 | 8.43 |
| Strasbourg | 5.66 | 5 | 1871 | 77.51 | 70 | 1871 | 23.75 | 14.59 |
| Bern | 3.84 | 4 | 1051 | 67.08 | 58 | 1051 | 19.54 | 11.99 |
| Geneva | 4.08 | 4 | 1639 | 70.66 | 60 | 1639 | 22.58 | 13.67 |
| Zurich | 3.76 | 4 | 1653 | 71.59 | 61 | 1653 | 23.21 | 14.70 |

mere distance travelled (which, at least in part, depends on access to high speed transportation systems) but in terms of the daily amount of time allocated to travel. Nevertheless, this focus on travel time includes long distance commuters de facto.

It is debatable at what point travel time budgets should be considered to be “high”. Using a quantitative method to define this threshold, travellers were defined to be “intensive” based on the amount of time they spent travelling each day. Rather than engaging in a discussion about the choice of the appropriate quantile, survival analysis methods were chosen. Modelling the hazard rate identified the duration dependence of the process of allocating time to travel. As the graphs show (Fig. 2), the hazard rate is non-monotonic and decreases for all cities at around 100–120 min. This specific shape of the hazard indicates that there is a time threshold beyond which the hazard rate of individuals still engaged in the process (travel, in this case) decreases at each date. Thus, there is less and less chance of them interrupting their travel and, consequently, their resistance to long travel time is greater.

However, the survival rate indicates that the number of “survivors” exceeding this threshold is not insignificant; 15–25 % of travellers travel for more than 100 min and 10–15 % for more than 120 min (Table 3). The findings for the eight cities thus converge, providing a quantitative threshold with which to define intensive travellers as well as the recruitment criteria for respondents for the qualitative survey.

3.2 The determinants of intensive travelling

Both the quantitative and the qualitative method of analysis confirmed the same determinants of intensive travelling. First, we quantified the effects on average travel time (through the hazard rate) and on the probability of being an intensive traveller of the determinants available in the travel surveys, insofar as this was possible. Second, our investigation of the determinants of travel behaviour was informed by the qualitative interviews we conducted, which highlight the role of a certain number of traits linked to the individual and the household.

First, three types of determinants were identified, consistent with those found in the literature: the household’s socio-economic characteristics; the individual’s travel characteristics and activity patterns; and the day of the week.

In general, the results are consistent with those found in the literature on daily travel time (see [25, 42]). Table 4 shows the results of the estimation of the Cox and the logit models. Most of the estimated coefficients are significant. The signs of the coefficients are the same in the two estimations.

i - Households’ socio-economic characteristics

First of all, households’ socio-economic characteristics influence daily travel times and can thus be considered to be a determinant of intensive travel (Table 4). Our estimation results show that on average men’s hazard rate is 8.6 % lower than women’s (Cox model: $\beta = -0.089$, hazard ratio = 0.914, p -value < 0.001) and that they also have a higher probability of intensive travel (logit model: $\beta = 0.3212$, odds ratio = 1.379, p -value < 0.001). Individuals of working age (over 15 years) have longer travel times than older people (aged 65 years and over) and a higher probability of being intensive travellers, whereas younger people (aged between 5 and 14 years) have lower daily travel times. The dummy variables for the cities impact daily travel times and the probability of intensive travel in the same direction. All else being equal, the daily travel time and the probability of intensive travel are the lowest in Rennes, which is the city in our sample that most favours car travel, buses providing the only public transport. In increasing order of daily travel times, there follows: Strasbourg, Grenoble, Brussels, Lyon, Bern, Geneva and Zurich. Individuals’ occupations also affect their daily travel time and their probability of intensive travel. Nonetheless, there are disparities between the countries (captured by the dummy variables that

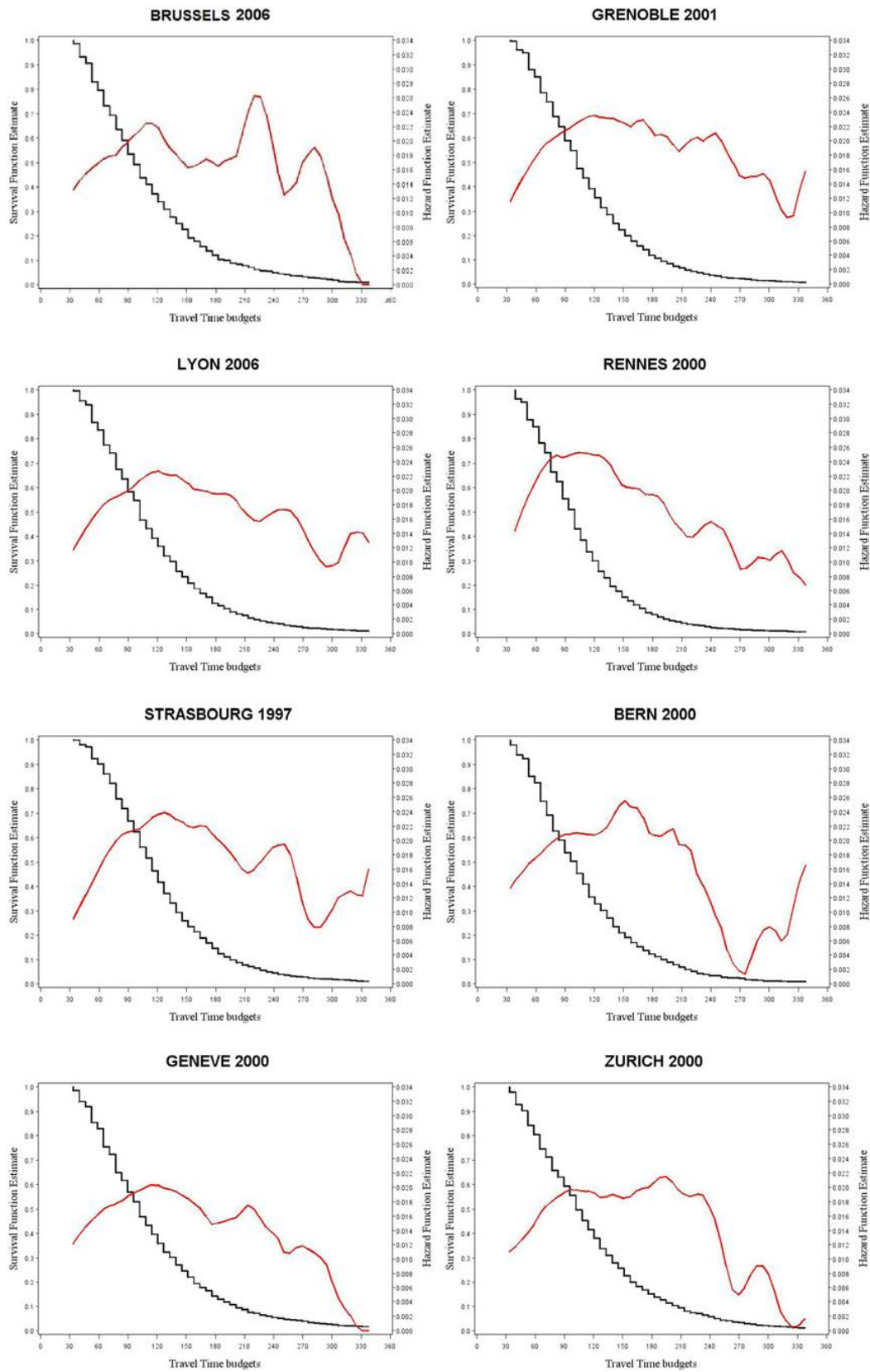


Fig. 2 Estimated survival and hazard curves for each city (in red: estimated hazard curve; in black: estimated survival curve)

Table 4 Results of the estimation of the semi-parametric Cox model and the LOGIT model

| Cox model | | | |
|---|------------|-----|---------------|
| Variables | Parameters | | Hazard ratios |
| Socio-demographic attributes | | | |
| Gender (female = ref.) | -0.0899 | *** | 0.914 |
| 14 years old and under | 0.3709 | *** | 1.449 |
| Between 15 and 25 years of age | -0.3157 | *** | 0.729 |
| Between 25 and 55 years of age | -0.1347 | *** | 0.874 |
| Between 55 and 65 years of age | -0.1253 | *** | 0.882 |
| 65 years of age and over | ref. | | |
| Employed in Belgium | -0.1892 | *** | 0.828 |
| Employed in France | 0.0689 | *** | 0.933 |
| Employed in Switzerland | 0.2667 | *** | 1.306 |
| Unemployed | ref. | | |
| Presence of children under 12 years of age (1/0 = ref.) | 0.1228 | *** | 1.131 |
| Couple (1/0 = ref.) | -0.0185 | | 0.982 |
| Car owners (1/0 = ref.) | 0.0837 | *** | 1.087 |
| Spatial indicators | | | |
| Brussels | 0.4077 | *** | 1.503 |
| Grenoble | 0.4393 | *** | 1.552 |
| Rennes | 0.5474 | *** | 1.729 |
| Strasbourg | 0.4540 | *** | 1.575 |
| Lyon | 0.2518 | *** | 1.286 |
| Geneva | 0.1040 | *** | 1.110 |
| Bern | 0.1415 | *** | 1.152 |
| Zurich | ref. | | |
| Mobility and activity indicators | | | |
| Number of daily trips | -0.1541 | *** | 0.857 |
| Daily duration of activity: | | | |
| Work | -0.0004 | *** | 1.000 |
| School/training | -0.0001 | * | 1.000 |
| Shopping/Personal business | -0.0096 | *** | 0.999 |
| Leisure activities | -0.0015 | *** | 0.999 |
| Monday | 0.0752 | *** | 1.078 |
| Tuesday | 0.0556 | *** | 1.057 |
| Wednesday | 0.0197 | | 1.020 |
| Thursday | 0.0414 | ** | 1.042 |
| Friday | ref. | | |
| Logit model | | | |
| Variables | Parameters | | Odd ratios |
| Socio-demographic attributes | | | |
| Gender (female = ref.) | 0.3212 | *** | 1.379 |
| 14 years of age and under | -0.7586 | *** | 0.468 |
| Between 15 and 25 years of age | 0.5843 | *** | 1.794 |
| Between 25 and 55 years of age | 0.2799 | *** | 1.323 |
| Between 55 and 65 years of age. | 0.2592 | *** | 1.296 |
| 65 ≤ Age | ref. | | |
| Employed in Belgium | 0.2546 | | 1.290 |
| Employed in France | 0.1818 | *** | 1.199 |
| Employed in Switzerland | -0.6764 | *** | 0.508 |
| Unemployed | ref. | | |

Table 4 (continued)

| | | | |
|--|---------|-----|-------|
| Presence of children under 12years of age (1/0 = ref.) | -0.3086 | *** | 0.734 |
| Couple (1/0 = ref.) | -0.0167 | | 0.983 |
| Car owners (1/0 = ref.) | -0.2422 | *** | 0.785 |
| Spatial indicators | | | |
| Brussels | -0.8371 | *** | 0.433 |
| Grenoble | -1.1047 | *** | 0.331 |
| Rennes | -1.4236 | *** | 0.241 |
| Strasbourg | -1.1204 | *** | 0.326 |
| Lyon | -0.6450 | *** | 0.525 |
| Geneva | -0.2284 | ** | 0.796 |
| Bern | -0.2879 | ** | 0.750 |
| Zurich | ref. | | |
| Mobility and activity indicators | | | |
| Number of daily trips | 0.2939 | *** | 1.342 |
| Daily duration of activity: | | | |
| Work | -0.0001 | | 1.000 |
| School/training | -0.0002 | | 1.000 |
| Shopping/personal business | 0.0011 | *** | 1.001 |
| Leisure activities | 0.0021 | *** | 1.002 |
| Monday | -0.2283 | *** | 0.796 |
| Tuesday | -0.1213 | * | 0.886 |
| Wednesday | -0.1089 | * | 0.897 |
| Thursday | -0.1536 | ** | 0.858 |
| Friday | ref. | | |
| Intercept | -2.7392 | *** | |

$N = 25747$, p -value: *** <0.01; ** <0.05; * <0.1

combine country and occupation²). Workers in Belgium have longer daily travel times than French workers, while Swiss workers have shorter daily travel times than French workers. Conversely, the presence of children under the age of 12 in a household tends to reduce the daily travel time and the probability of intensive travel. Similarly, car-owning households tend to have shorter daily travel times and a lower probability of intensive travel.

ii - Trip characteristics, activity patterns and day of the week

The characteristics of individuals' trips and activity schedules also determine intensive travelling, as a greater number of trips increase the daily travel times and the probability of intensive travel.

The qualitative and quantitative results are consistent in showing differences in daily travel time budgets according to the day of the week, resulting in a degree of regularity and a weekly cycle (commonly inferred from cross-sectional data). The qualitative survey, however, provides insight into this question. This regularity indicates increasing travel time budgets during the week and

increasing probability of extreme travel. Travel times are lower at the beginning of the week than on Wednesday and Friday, which can be explained by the fact that intensive travellers are more likely to engage in leisure activities at the end of the week so as to limit fatigue. Yoann, for instance, prefers to go out with his friends on Thursday night, because after Thursday there is only one working day left in the week. He avoids going out on Tuesdays or Wednesdays because, if he did, he would be likely to be tired for the rest of the week.

The duration of activities outside the home (work, job training, school, leisure activities, shopping and personal business) significantly increases daily travel times. Nevertheless, the probability of intense travel seems to be significantly and positively correlated only with the duration of leisure, shopping and personal business activities, indicating that intense travel may be the result of a specific activity pattern and duration. This result therefore indicates that, in certain cases, longer periods of travel time may be chosen. For methodological reasons (sample size and lack of statistical representativeness), it is difficult to take these dimensions into account in the qualitative survey.

Many people's daily travel time budgets increase once or twice a week due to activities outside the workplace. In most cases, these activities are pre-planned and regular (on a given day). John's daily travel time increases by roughly 20 min twice a week because of football practice. In addition to a 50-min train ride, Thomas also

² The databases do not allow for the creation of more refined transverse classes. Thus all occupations (executives, employees, labourers, etc.) must be treated as a single category, resulting in the assumption of the homogeneity of travel practices between cities from the same country. On the contrary, unemployed persons are in heterogeneous situations in and between cities and countries. Therefore we take the unemployed status as reference. Here again, qualitative analysis would provide more detailed information and new perspectives.

drives 40–50 min once a week to attend rehearsals of his music group. Anne's daily journey also increases by 10 min twice a week when she goes to pick up her dry cleaning.

The idea of the opportunity cost of travel time was also perceptible in the interviews. Intensive travellers' free time for other activities is clearly limited. This increased constraint in turn causes them to modify certain aspects of their trips. The first effect relates to the difficulty of going home before doing other occasional activities. These additional trips are therefore combined with routine trips and, consequently, potentially change the selected mode of transportation. For instance, rather than take the train to work as she normally does, Rachel takes her car on those days when she has planned leisure activities in Lausanne after work.

The interviews also show that the organization of these additional trips has repercussions on the organization of the other days. John and Thomas leave work early on days when they have their musical and sporting activities and must, therefore, make up these hours by working later on the other days of the week. In this way, secondary activities can influence daily travel time budgets for the entire week. Such daily variations in travel time budgets have been observed in numerous quantitative studies. Another aspect of this link between secondary activities and travel time is the postponing of leisure activities and home management to the weekend. In the case of home management, it is also interesting to note that shopping and household chores can also be transferred to another member of the household or another party. For example, it is Emilie's husband, also an intensive traveller, who does the family grocery shopping on Friday, as he only works 4 days a week. They have also chosen to hire a cleaning woman to unburden themselves of this task. Therefore, activity time management during the week cannot be analysed solely from an individual perspective, as intensive travelling affects the activity schedules of all the members of the household.

Thus, several determinants of intensive travelling can be identified in the qualitative interviews and are statistically verifiable via the quantitative data. The two methods are consequently complementary in identifying and fleshing out the factors that explain high travel time budgets.

3.3 Making use of travel time as a rationale for intensive travelling

The interviews shed light on some of the aspects of intensive travelling that do not appear in travel surveys and/or which are more difficult to grasp quantitatively. In view of the

respondents' social histories, the life story interviews indeed show that intensive travelling falls somewhere between life choices (most notably family and residential) and career choice [54]. Residential and social anchorage, the pursuit of a career into which the individual puts a great deal or about which he or she is enthusiastic or the desire to climb the career ladder are determinants of intensive travelling, be it short- or long-term. Jean-Pierre, for instance, chooses to continue his intensive travelling so that he can keep on doing the research work about which he is so passionate. In such situations, intensive daily travelling seems to be an adjustment variable between the individual's personal and professional lives.

Furthermore, travel time - using it, making it useful and how it is perceived - is one of the reasons for choosing to travel intensively. Indeed, travel time is not spent just moving from A to B, different activities can be performed during this time that imbue it with meaning (productivity, relaxation, transition, sociability, avoidance or excitement) [16]. Whatever the activity or meaning behind it, activities themselves say nothing about intensive travellers' perception of travel time, as activities alone are not enough to turn travel time into quality time. As Russell [52] has pointed out, activities that involve "doing nothing", such as gazing ahead or out the window, may be greatly valued. Activities and inactivity both have meaning for passengers and give a value to travel time. Experienced time [61] could differ from real time. The distortion between experienced and real time creates various perceptions of travel time on a scale whose extremes are the perception of "time to kill" and time to enjoy. Between these two extremes, a median perception of travel time is to optimise it.

- 1) Firstly, for some intensive travellers, travel time is simply time to kill. In this case, experienced time is worse and longer than real time leading to a very negative perception of travel time. They consider that this time is wasted and useless, consequently engaging in activities simply to make the time pass more quickly. While these activities in some ways help to make up for a lack of free time, these travellers nonetheless feel they could do more activities and do them more effectively if they did not do them during their trips. Some travellers, for example, say they have trouble working on the train because of the people around them and the noise. Others are too tired to work on their way home and can only do so effectively in the morning. Finally, drivers cannot fully take advantage of their travel time because of the need to concentrate on the driving task, especially on highways.
- 2) Next, some intensive travellers optimise their travel time by doing activities during their trip that could be done elsewhere, at another time. Activity optimisation is consistent with some other studies on travel time use conducted on all types of travellers [46, 52] but it is particularly

relevant to intensive travellers who have busy schedules. Intensive travellers very often use their travel time as an extension of work time [16, 41]. This optimisation of travel time is only possible, however, for intensive travellers whose jobs are mobile. Other types of activities can also be done on the train in order to streamline the daily routine. Some travellers use this time to eat, especially in the morning. Others use it to sleep, thus in part compensating for the lack of sleep that results from long travel times. Finally, some use this time to finish getting ready for work, especially for putting on makeup.

- 3) A third and extremely positive way of perceiving travel time is to see it as additional time or time to enjoy. In this case, the activities done during the trip are activities the traveller would not have time to do otherwise and that are made possible by the very existence of a time set aside expressly for them. These activities can be personal or professional. Marie and Franck take time to read during their journey on public transport, claiming they would not have time to do so otherwise. In such cases, intensive travellers see their travel time as a personal opportunity – valuable, enjoyable, time – not the worst time of the day at all [24, 28, 29]. The results of some other studies concur with this: the increasing use of mobile communication tools helps to make trips more pleasant for travellers [38]. In addition, commuters in New Zealand would be likely to increase their daily commute time if they could have the pleasure of walking or cycling during their trips [49]. Commuters' experience of time seems to be compressed through the usefulness and pleasure of travelling.

Travellers' perception of travel time can affect their decision to become an intensive traveller, or at least to continue to be one, as well as their modal choices. Thus, when intensive travelling is experienced as a waste of time, individuals implement strategies to stop the practice (changing jobs, moving or travelling to their place of work once a week). In our survey, Yoann, who travels between Grenoble and Lyon (more than 100 km), was about to change jobs when we met him, so as to end the long car journeys that he saw as a waste of time. The perceived quality of travel time also depends on the mode of transportation used and can therefore influence the modal choice of intensive travellers.³ Thus, some travellers choose to spend more time travelling to be able to take full advantage of their travel time, using public transportation most notably. This trend is reinforced by certain beliefs and environmental values. Patrick, out of concern for the environment, takes the bus instead of driving to the station, where he then takes a local train to work. In this way, transportation supply is

undoubtedly one of the factors that affects the decision to travel intensively.

4 Discussion

Quantitative data from eight European cities has enabled us to propose a definition of intensive travel and measure its extent. Using quantitative analysis, we determined the time threshold above which travel is deemed to be intensive. Starting with a daily travel time budget of 100–120 min, individuals have a decreasing hazard rate. In other words, above and beyond 120 min, intensive travellers are more likely to travel for even longer than other people and this trend remains strong and decreases at a slower rate than for other travellers. The quantitative definition of this threshold served as a recruitment criterion for our interviews. The determinants of intensive travelling then emerged from a cross analysis of the two methods. Firstly, individuals' socio-economic characteristics influence intensive travelling, which is more common among men and employed persons and rarer among individuals with children. Secondly, the number of trips and the duration of activities outside the home also tend to increase daily travel times. Specifically, the duration of activities (leisure, shopping and/or personal business) tends to increase the probability of being an intensive traveller. Thirdly, activities done during the week on a regular basis also increase daily travel time budgets and create regular weekly cycles. Finally, the qualitative method has opened up discussion on how travel time is experienced in order to help explain intensive travelling. The hypothesis stemming from this qualitative data is that a positive perception of daily travel time encourages intensive travelling practices.

Despite the diversity in characteristics of the studied cities (in terms of urban morphology, density, transport system, etc.), we find regularities in the level of daily travel time and the indicators of intense travel. This result casts doubt on the impact of urban morphology on travel behaviour. Approximately 20 % of the mobile population spent more than 100 min a day travelling in each of the cities in our sample.

Common to all the cities and consistent with the results found in the literature, the interviews demonstrate that the determinants identified here are meaningful within the context of individuals' practices. Conversely, the hypotheses we have made based on the results of the interviews have been quantitatively confirmed using statistical data. The mixed method we propose has, therefore, led to the successful cross-validation of the results by triangulation and complementarity for a single subject: intensive travellers [8, 58].

Our results challenge the findings of studies that claim that time spent travelling is considered to be the worst time of the day. Considering travel time as the worst time of the day

³ The role of the basic function of travel on modal choices and the likelihood of a modal shift was most notably highlighted by Diana [14].

implies that individuals only endure it. This is a very normative vision of travel time because it is possible to carry out many activities during a journey and also because travel time is not perceived in this negative way by intensive travellers.

The qualitative interviews especially show that this time can be useful, as individuals can then optimise their time and carry out some of the activities in their daily routine. What is more, this time has an intrinsic value of its own, as it gives other individuals the opportunity to carry out additional activities they would not be able to do otherwise. Returning to Mokhtarian and Salomon's [43] hypothesis, the value of travel time can come from three sources: the value of activities performed at the destination, the intrinsic value of the trip and the value of activities done during the trip.

Studies of long-distance commuters – one particular type of intensive traveller – highlight their ability to use travel spaces for a variety of activities. Commuters between Rouen and Paris and between Tours and Paris in turn transform trains into bedrooms (when they rest or sleep), living rooms (when they listen to music or watch films), kitchens (when they eat) and bathrooms (when they put on makeup) [2, 41]. Means of transportation become mobile, moveable workspaces. For commuters, trains are productive spaces where they can work during their trip, in large part thanks to laptop computers [41]. Individuals who travel mainly by car can also turn their automobiles into mobile offices by calling clients, colleagues or secretaries, reading e-mails or printed documents and finalizing visits during their commute [33]. Thus, travel time can be put to various kinds of use (productive use, relaxing, or social activities), or simply be enjoyed for its intrinsically emotional and recreational dimensions, regardless of the mode used [16].

Activities that are undertaken during trips can also have an intrinsic value depending on the perceived quality of this travel time. Among intensive travellers, those who choose long trips and use their time constructively challenge the idea that travel time is merely tolerated. This type of behaviour raises issues for transport policy. Our results suggest that intensive travel behaviour is, at least partly, explained by the perception of travel time and its cost. Transport policy needs to adopt a more subjective notion than simple monetary cost. On the one hand, policies aiming to impact modal choice need to consider comfort when analysing competition between modes. On the other hand, comfort affects the choice of residential location and of the travel destinations but does not seem to reduce time and distance travelled.

The motivation for enduring a constraint of this type may be the outcome of social factors such as transportation inequalities and factors linked to income, gender and location. In addition, a number of political issues are related to travel behaviour and therefore, to some extent, on time management. For example, the expansion of the range of personal travel brought about by automobile access and the development of rail corridors around major cities is responsible for urban

sprawl and peri-urbanization. Behaviour as regards time management adds new explanations for these phenomena in addition to classical factors such as access to greater speed and pressure from the housing market etc.

Our results provide additional information about the behaviour of intensive travellers in particular and travel behaviour in general. The results of the qualitative interviews suggest that a positive perception of travel time as worthwhile and enjoyable time influences the decision to travel intensively and, above all, contributes to its long-term acceptance. These statements seem to be consistent with other studies on the topic conducted in New Zealand and the UK [36, 46, 52], showing that the increasing use of mobile technologies may favour a perception of travel time as being more worthwhile [36].

Longitudinal data collected in Switzerland, France and Belgium that goes beyond life interviews to look at practices and perceptions at several points during an individuals' life trajectory might support this hypothesis. Gathering information on these dimensions of travel time would provide an opportunity to confirm both the results of the interviews quantitatively and the importance of the impact of the perception of travel time on travel behaviour. Methodologically, this means not only considering the activities done during travel but also how they are perceived. From a theoretical standpoint, answering such questions means rethinking the very question of the value of trips: must they be productive in order to have a positive value? Does travel time only have value in the economic sense of the term?

Acknowledgments We would like to thank Predit and the ANR for funding these research projects. We would also like to thank Karl Littlejohn as well as our three project partners, LET in Lyon, LaSUR in Lausanne and GRT in Namur. Also thanks to two anonymous referees for their very useful suggestions.

Open Access This article is distributed under the terms of the Creative Commons Attribution 4.0 International License (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided you give appropriate credit to the original author(s) and the source, provide a link to the Creative Commons license, and indicate if changes were made.

References

1. Atkinson R (2002) The life story interview. In: Gubrium JF, Holstein JA (eds) *Handbook of interview research: context and method*. Sage, Thousand Oaks, pp 121–140
2. Beauvais Consultants (2007) *Recherche sur le développement de la grande vitesse et de la birésidentialité, rentrer chez soi chaque soir ou une fois par semaine? PREDIT research report, GO n°1 « Mobilité, territoires et développement durable »*, Université François Rabelais SPVE / ETICS
3. Beckmann MJ, Golob TF (1972) A critique of entropy and gravity in travel forecasting. In: Newell GF (ed) *Traffic flow and transportation*. American Elsevier, New York, pp 109–117

4. Berg B (2003) *Qualitative research methods for the social sciences*. Lavoisier
5. Bertaux D (2005) *Les récits de vie*. Paris, Armand Colin, 2ème édition
6. Bhat CR, Guo JY, Srinivasan S, Sivakumar A (2004) Comprehensive econometric microsimulator for daily activity-travel patterns. *Transp Res Rec* 1894:57–66
7. Bhat CR, Misra R (1999) Discretionary activity time allocation of individuals between in-home and out-of-home and between weekdays and weekends. *Transportation* 26(2):193–209
8. Bryman A (2004) *Social research methods*, 2nd edn. Oxford University Press, Oxford
9. Calvert T, Avineri E (2011) Who wants to commute more and why? Exploring the positive utility of the commute. *PROJECT: J Dep Plann Archit* 3:68–69
10. Champion TM, Coombes B (2008) Migration and longer distance commuting in rural England. *Reg Stud* 42:1–15
11. Chen C, Mokhtarian PL (2006) Tradeoffs between time allocations to maintenance activities/travel and discretionary activities/travel. *Transportation* 33(3):223–240
12. Coninck F, Godard F (1990) L'approche biographique à l'épreuve de l'interprétation, Les formes temporelles de la causalité. *Revue française de sociologie*, XXXI-1, janvier-mars 23–55
13. Department for Transport (2010) *Transport trends: 2009 edition*. Transport Statistics: DfT, London 178
14. Diana M (2006) Utilité primaire des déplacements et multimodalité: conception et réalisation d'un outil d'enquête novateur. *RTS Rech Transp Sécur* 93:1–16
15. Dijst M, Vidakovic V (2000) Travel time ratio: the key factor for spatial reach. *Transportation* 27(2):179–199
16. Flamm M (2004) La mobilité quotidienne dans la perspective de la conduite de vie. In: Montulet B, Kaufmann V (eds) *Mobilités, fluidités... libertés ?* Publication des Facultés Universitaires St-Louis, Bruxelles, pp 71–94
17. Golob TF, McNally MG (1997) A model of activity participation and travel interactions between household heads. *Transp Res B* 31(3):177–194
18. Goulias KG, Brög W, Erl E (1998) Perceptions in mode choice using the situational approach: a trip by trip multivariate analysis for public transportation. The 77th Annual Meeting of Transportation Research Board, Washington, 11–15 January, 21
19. Gustafson P (2012) Travel time and working time: what business travellers do when they travel, and why? *Time Soc* 21(2):203–222
20. Hamed M, Mannering F (1993) Modelling travellers post-work activity involvement : toward a new methodology. *Transp Sci* 27(4):381–394
21. Hesse-Biber SN (2010) *Mixed methods research: merging theory with practice*. Guilford 242
22. Hubert JP (2009) Dans les grandes agglomérations, la mobilité quotidienne des habitants diminue, et elle augmente ailleurs. *Insee Première* 1252
23. Hubert J-P, Toint P (2002) *La mobilité quotidienne des Belges*. Namur Presse Univ Namur 352
24. JAIN J, LYONS G (2008) The gift of travel time. *J Transp Geogr* 16:81–89
25. Joly I (2006) Stability of regularity of the daily travel time in Lyon? Application of a duration model. *Int J Trans Econ* 3:369–400, XXXIII
26. Joly I, Littlejohn K, Kaufmann V (2006) La croissance des budgets-temps de transport en question: nouvelles approches. *PREDIT research report GO1 232*
27. Kahneman D, Krueger AB, Schkade D, Schwarz N, Stone AA (2006) Would you be happier if you were richer? A focusing illusion. *Science* 312(5782):1908–1910
28. Kaufmann V (2008) *Les paradoxes de la mobilité, Bouger, s'enraciner*. Presses polytechniques et universitaires romandes, Lausanne
29. Kesselring S (2006) Pioneering mobilities: new patterns of movement and motility in a mobile world. *Environ Plan A* 38:269–279
30. Kitamura R, Chen C, Narayanan R (1998) The effects of time of day, activity duration and home location on traveller's destination choice behaviour. 77th Annual Meeting of the Transportation Research Board, Washington, 11–15 January, 25
31. Kitamura R, Robinson J, Golob TF, Bradley M, Leonard J, van der Hoorn T (1992) A comparative analysis of time use data in the Netherlands and California. Report UCD-ITS-RR-92-9, Institute of Transportation Studies, University of California, June, 127–138
32. Kvale S, Brinkmann S (2008) *Interviews: learning the craft of qualitative research interviewing*. Sage Publications Incorporated
33. Laurier E (2004) Doing office work on the motorway. *Theory Cult Soc* 21(4/5):261–277
34. Lawless JF (2003) *Statistical models and methods for lifetime data*. Wiley, New York
35. Lu X, Pas E (1999) Socio-demographics, activity participation and travel behaviour. *Transp Res A* 33(1):1–18
36. Lyons G, Jain J, Susilo Y, Atkins S (2013) Comparing rail passengers' travel time use in Great Britain between 2004 and 2010. *Mobilities* 8(4):560–579
37. Lyons G (2009) The reshaping of activities and mobility through new technologies. Editorial for special issue on ICT and the shaping of access, mobility and everyday life. *J Transp Geogr* 17(2):81–82
38. Ma J, Goulias KG (1998) Forecasting home departure time, daily time budget, activity duration and travel time using panel data. The 77th Annual Meeting of Transportation Research Board, Washington, 11–15 January, 29
39. Maoh H, Tang Z (2012) Determinants of normal and extreme commute distance in sprawled midsize Canadian city: evidence from Windsor, Canada. *J Transp Geogr* 25:50–57
40. Marion B, Homer M (2007) A comparison of the socioeconomic and demographic profiles of extreme commuters in several US metropolitan statistical areas. *Transp Res Rec* 2013:38–45
41. Meissonnier J (2001) *Provinciliens: Les voyageurs du quotidien, entre capitale et province*. L'Harmattan, Paris
42. Mokhtarian PL, Chen C (2004) TTB or not TTB, that is the question: a review and analysis of the empirical literature on travel time (and money) budgets. *Transp Res A* 38(9–10):643–675
43. Mokhtarian PL, Salomon I (2001) How derived is the demand for travel? Some conceptual and measurement considerations. *Transp Res A* 35(8):695–719
44. Mokhtarian PL, Salomon I (1997) Modeling the desire to telecommute: the importance of attitudinal factors in behavioral models. *Transp Res A* 31(1):35–50
45. Oakes D (1977) The asymptotic information in censored survival data. *Biometrika* 64:441–448
46. O'fallon C, Wallis I (2012) A wider look at how travellers value the quality and quantity of travel time. *New Zealand Transport Agency research report* 469, 128
47. OFS (2007) *La mobilité en Suisse, Résultats du microrecensement 2005 sur le comportement de la population en matière de transports*. Office fédéral du développement territorial et Office fédéral Statistique de la Suisse, Neuchâtel, 100
48. ONS (2013) *Commuting and personal well-being, 2014*. Office for National Statistics, Office for National Statistics (UK) report, 25p
49. Papon F, Armoogum J, Diana M (2008) Specific experimental trials versus large-scale mobility surveys insets to investigate transport-related behavioural issues: the case of the primary utility of travel. *ISCTSC Conference*, Annecy
50. Redmond L, Mokhtarian P (2001) The positive utility of the commute: modelling ideal commute time and relative desired commute amount. *Transportation* 28(2):179–205

51. Rocci A (2007) De l'automobilité à la multimodalité ? Analyse sociologique des freins et leviers au changement des comportements vers une réduction de l'usage de la voiture. Le cas de la région parisienne et perspective internationale. Thèse de doctorat en sociologie sous la direction de D. Desjeux, Université René Descartes, Sorbonne
52. Russel M (2012) Travel time use on public transport: what passengers do and how it affects their wellbeing. Phd thesis, University of Otago, Dunedin New Zealand, p343
53. Russell M, Price R, Signal L, Stanley J (2011) What do passengers do during travel time? Structured observations on buses and trains. *J Public Transp* 14(3):123–146
54. Schwanen T, Dijst M (2002) Travel-time ratios for visits to the workplace: the relationship between commuting time and work duration. *Transp Res A* 36:573–592
55. Srinivasan KK, Guo Z (2007) Analysis of trip and stop duration for shopping activities: Simultaneous hazard duration model system. *Transp Res Rec* 1854
56. Stutzer A, Frey BS (2008) Stress that doesn't pay: the commuting paradox. *Scand J Econ* 110(2):339–366
57. Timmermans H, Waerden P, Alves M, Polak J, Ellis S, Harvey AS, Kurose S, Zandee R (2002) Time allocation in urban and transport settings: an international, inter-urban perspective. *Transp Policy* 9(2):79–93
58. Tucci G (2006) Mixed methods and simulation research designs. *Int J Transp Econ* 33(3):301–311
59. Vincent S (2008) Les « altermobilités » : analyse sociologique d'usages de déplacements alternatifs à la voiture individuelle. Des pratiques en émergence ? Phd thesis, Université Paris 5 – René Descartes, 416
60. Vincent-Geslin S (2010) Why spending two hours a day commuting? Deciding to become a long-distance commuter. Paper presented at the 12th WCTR, Lisbon
61. Watts L, Urry J (2008) Moving methods, travelling times. *Environ Plann D Soc Space* 26(5):860–874
62. Wee B, Rietveld P, Meurs H (2006) Is average daily travel time expenditure constant? In search of explanations for an increase in average travel time. *J Transp Geogr* 14(2):109–122

Willingness to pay for environmental attributes of non-food agricultural products: a real choice experiment

Celine Michaud^{†,‡,*}, Daniel Llerena^{†,‡} and Iragael Joly^{†,§}

[†]Université Grenoble, France; [‡]INRA, Grenoble, France; [§]Grenoble INP, France

Received October 2010; final version accepted December 2011

Review coordinated by Thomas Heckelei

Abstract

This paper investigates consumers' willingness to pay a price premium for two environmental attributes of a non-food agricultural product. We study individual preferences for roses associated with an eco-label and a carbon footprint, using an economic experiment combining discrete choice questions and real economic incentives involving real purchases of roses against cash. The data are analysed with a mixed logit model and reveal significant premiums for both environmental attributes of the product.

Keywords: willingness to pay, environmental attributes, non-food product, real choice experiment, mixed logit

JEL classification: D12, C9, Q10

1. Introduction

According to a recent European survey, 'slightly more than 8 in 10 EU citizens feel that a product's impact on the environment is an important element when deciding which products to buy' (Eurobarometer, 2009: 5). Many studies show that consumers are paying more attention to the environmental attributes of the products and may even be willing to pay a premium for green products (Thompson and Kidwell, 1998; Loureiro, McCluskey and Mittelhammer, 2001b; McGuire, Owens and Simon, 2004; Batte *et al.*, 2007; Tranter *et al.*, 2009). However, as most of these results apply to food products, there can be confusion between the pro-environmental and the private motivations of consumers. As noted by Bougherara and Combris (2009), it is unsure whether eco-labelled food products are chosen for altruistic (i.e. for the

*Corresponding author: UMR GAEL (INRA-UPMF), BP 47, 38040 Grenoble Cedex 9, France. E-mail: celine.michaud@grenoble.inra.fr

environment) or for selfish (i.e. for perceived health or taste benefits) reasons. Our objective is to investigate whether consumers are willing to pay for the environmental attributes of a non-food agricultural product in order to exclude health-related concerns from their motives. We use a real choice experiment – with real products and actual exchange – to analyse the individual choices of roses with two environmental characteristics: a label certifying eco-friendly cultivation conditions and a carbon footprint indicator.

Green products typically mix private and environmental characteristics. Recent studies have analysed the determinants of eco-friendly food purchases and generally show that the consumers who are willing to pay a premium for such products are motivated by several conjoint factors like food safety, health benefits, environmental considerations, place of origin and animal welfare issues (Huang, 1996; Govindasamy and Italia, 1999; Gil, Garcia and Sanchez, 2000; Loureiro, McCluskey and Mittelhammer, 2001a; Loureiro and Hine, 2002; Yiridoe, Bonti-Ankomah and Martin, 2005; Yue and Tong, 2009). The literature generally reveals that eco-friendly purchases result from both private (i.e. perceived health or taste benefits) and public (i.e. pro-environmental) motivations. Nevertheless, no consensus has emerged on the relative importance of these various determinants. For instance, Durham (2007) reports that the choices of organic produce are influenced by the possible health benefits of those goods as well as by the environmentally friendly production they promote. The author concludes, however, that the private attributes tend to prevail in consumers' motivations. Differently, Bougherara and Combris (2009) find no evidence that consumers' willingness to pay (WTP) for an eco-labelled orange juice is driven by its perceived sanitary attributes. Insightful results have also been found in studies dedicated to genetically modified (GM) food consumption. In a meta-analysis of this research area, Lusk *et al.* (2005) report that consumers' valuation of GM-free products varies greatly according to the characteristics of the consumer sample, the attributes of the product studied and the value elicitation method. Nevertheless, consumers generally exhibit significant premiums for GM-free products. As noted by Carlsson, Frykblom and Lagerkvist (2007), it is questionable whether such premiums for GM-free food are linked to health worries, environmental concerns or to other factors. In order to avoid a possible confound between the various choice determinants, our research elicits individual preferences for a non-food agricultural product with environmental attributes but without sanitary attributes.

Few empirical studies have been dedicated to non-food green products. For instance, Nimon and Beghin (1999) estimated hedonic equations from market choices of apparel goods and revealed positive WTP for the products made of organic fibres. Similarly, Casadesus-Masanell *et al.* (2009) analysed market data from a sportswear brand before and after the introduction of organic cotton and found that consumers were willing to pay a significant premium for this green product. These two studies reveal the existence of environmental premiums for non-food green products. However, their results are inferred from market data which are typically characterised by important 'noise', i.e.

numerous uncontrolled variables of decision. In order to control for the main variables surrounding consumers' choices, we implement an economic experiment. Our study provides insight on how consumers value the environmental attributes of a non-food agricultural product by analysing individual choices of eco-friendly roses. Our research has the specificity to focus on two different environmental attributes: a label certifying eco-friendly cultivation conditions and a carbon footprint. We intend to find out whether the nature of the environmental attribute may influence consumers' behaviour. Using a real choice experiment, we estimate the WTP for these two environmental attributes.

Our research implements a discrete choice experiment using real roses and actual transaction against money. Contrary to most previous choice-based surveys that elicit hypothetical preferences, we focus on real consumer decisions in the sense that each choice is likely to lead to an actual purchase. This incentive-compatible procedure avoids the hypothetical bias which may limit the validity of the stated values collected in surveys without real economic consequences for individuals. Many studies have shown indeed that the WTP elicited tended to be greater in hypothetical settings than in incentive-compatible settings (List and Gallet, 2001; Murphy *et al.*, 2005; Harrison, 2006). Several instruments like cheap talk or *ex post* calibration methods have been developed to mitigate this bias but their efficiency remains unsure (Harrison, 2006; Alfnes, Yue and Jensen, 2010). Instead of relying on such devices, we implement a real choice experiment in an experimental laboratory. The experimental data collected are analysed with a mixed logit model which provides the advantage to consider heterogeneity across individuals by allowing taste parameters to vary in the population.

This paper is organised as follows. Section 2 describes the products offered to the subjects during the experiment. Section 3 presents the experimental design and the elicitation mechanism implemented. Then, Section 4 introduces the econometric model and the results are discussed in Section 5. Section 6 concludes the paper.

2. Non-food agricultural products with environmental attributes: roses

The choice of roses as the non-food agricultural product exchanged in our experiment was led by several criteria. First, roses have characteristics that fit well to the experimental economics constraints: they are well-known products, not expensive and easily deliverable. Second, the environmental damage resulting from the production of roses has been the subject of growing attention in the media, consumer associations and scientific fields.

2.1. The environmental impact of rose production

Two environmental aspects of rose production deserve particular attention. The first one relates to the conditions of cultivation, in which the heavy use of pesticides, fertilisers, water and energy extensively pollutes the soil and

water, thus harming the local environment. Some producers have recently adopted alternative cultivation methods to reduce such damage. They are signalled by dedicated eco-labels like the American VeriFlora® ‘Certified Sustainably Grown’ label,¹ which guarantees roses grown with the least environmental impact. The European equivalent is the FFP (Fair Flowers Fair Plants) label,² which certifies the environmental performance of growers in terms of fertiliser use, crop production, energy efficiency, waste management and a number of social requirements. This label is certified by a third-party organisation, the Horticultural Commodity Board, supported by the European Community.

The second environmental feature of roses that has recently been discussed relates to their carbon footprint, i.e. the greenhouse gas emissions during production and transportation. Many developing countries in Africa, South America and Asia have recently intensified their production so that most roses sold in developed countries are now produced in distant places. Air-freight transportation of cut flowers results in large emissions of carbon dioxide and the negative impacts of these ‘flower miles’ – as an equivalent to the concept of ‘food miles’ indicating the distance travelled by food products – have recently been highlighted. Apart from transportation, production conditions are also highly energy consumptive, especially when greenhouses are used to grow roses. A recent scientific report from Cranfield University compares the carbon footprints of roses grown in Kenya with roses grown in Holland (Williams, 2007). It surprisingly reveals that roses grown in Kenya emit globally less greenhouse gases (up to six times less) than do roses grown in Holland. This result is mainly due to the indispensable heating of greenhouses in Holland, which requires much energy. Our experiment was designed to elicit the WTP for these two environmental attributes of roses.

2.2. Attributes levels in the choice experiment

Table 1 displays the three characteristics defining the roses offered during the experiment: (i) the FFP eco-label, (ii) the carbon footprint and (iii) the price.³ The roses offered were either eco-labelled or unlabelled. They either had a lower carbon footprint or a higher carbon footprint. Written instructions informed the subjects about the precise criteria certified by the FFP label and about the third-party organisation (i.e. the Horticultural Commodity Board) monitoring the labelling process. These instructions also mentioned

1 www.veriflora.com/

2 www.fairflowersfairplants.com/

3 The appearance attribute was fixed throughout the experiment. Subjects were invited to observe a rose sample in the beginning of each experiment. They were informed that all the roses offered were like the sample shown (i.e. red roses categorised as A – highest quality grade – by professionals) whatever their environmental attributes (eco-label and carbon footprint). If they did not like the appearance of the rose shown, they always had the option to opt out and were never forced to purchase a rose.

Table 1. Attributes and levels

| Attributes | Attribute levels |
|------------------------------|---|
| Eco-label [Label] | 0 No 1 Yes |
| Carbon footprint [Carbon] | 0 Greater 1 Lower |
| Price [Price] | EUR 1.50 EUR 2 EUR 2.50 EUR 3 EUR 3.50 EUR 4 EUR 4.50 |

the conclusions of the above-mentioned Cranfield University's report about roses' carbon footprint. In addition to the two environmental attributes, a price attribute was varied on seven levels between EUR 1.50 and EUR 4.50. Rose market prices vary greatly according to their characteristics, their point of sale, the seasons (especially the special events like Valentine's Day or Mother's Day) and so on. Our concern was to avoid that subjects decided to purchase a rose in a store, after the experiment, rather than in the laboratory because they believed that they would pay a lower price. This issue has been referred to in the experimental literature as the 'field price censoring', which reflects the fact that the values elicited in the laboratory are censored by the field market price (Harrison, Harstad and Rutstrom, 2004). Therefore, we defined a price range between EUR 1.50 and EUR 4.50 which is slightly below the market prices usually observed on Valentine's Day.

3. The real choice experiment

3.1. Value elicitation mechanism

The individual preferences for the various attributes of roses were elicited with a technique combining discrete choice questions and real economic incentives. Stated choice surveys have been extensively applied to the study of consumer preferences for public and private goods for the last decade. Such surveys typically require consumers to make choices between several alternatives defined by their attributes (see Louviere, Hensher and Swait, 2000). The discrete choice methodology provides the advantage to vary simultaneously several attributes of a product and to estimate the marginal rates of

substitution between these attributes, and especially the WTP for specified characteristics. It provides great flexibility in the sense that many different scenarios can be presented in a single study. However, the choices made by consumers in hypothetical surveys might not reflect their real preferences. It has been proven that participants in hypothetical surveys were generally stating higher WTP for private and public good, leading to the hypothetical bias (see [Murphy et al., 2005](#); [Harrison, 2006](#)).

To overcome this redundant problem, choice experiments can be made incentive-compatible by linking participants' decisions to real consequences. Some former studies have applied real incentives to choice experiments. For instance, [Lusk and Schroeder \(2004, 2006\)](#) used a real choice experiment to study consumers' preferences for quality attributes of beefsteaks. In this study, consumers had to make several purchase decisions between various types of beefsteaks. One of their decisions was finally drawn and made real: consumers had to pay for the type of beefsteak chosen at the price specified in the choice set drawn. Similarly, [Alfnes et al. \(2006\)](#), [Olsen et al. \(2010\)](#) and [Gracia, Loureiro and Nayga \(2011\)](#) analysed consumers' choices for several characteristics of food products. One of the choices made during their experiments was leading to a real exchange of a product against cash. In the same way, [Carlsson and Martinsson \(2001\)](#) investigated individual donations to different environmental programmes. A final draw determined one choice and the corresponding amount of money was directly transferred to the chosen organisation. In line with these studies, we designed a choice experiment with real economic incentives to elicit individual values for the environmental attributes of roses. Among the several choice tasks completed by each consumer, one led to a real purchase.

The choice task was intended to resemble actual purchase decisions with the inclusion of a 'do not buy' option. This feature ensured that subjects were never forced to purchase a rose. As in a real shopping situation, they had the possibility of not purchasing any roses if none of the alternatives suited them in a choice set. Consumers were asked to make 12 different choices displayed on cards as shown in [Table 2](#). All 12 cards were distributed simultaneously so that consumers could make their choices in any order. Individuals were informed from the beginning that one of their decisions would be randomly drawn at the end of the experiment. As the random draw resulted in

Table 2. Example of a choice set

| | Rose A | Rose B | |
|--------------------|--------------|--------------|--------------------------------|
| Eco-label | Yes | Yes | |
| Carbon footprint | Lower | Higher | |
| Price | EUR 3.50 | EUR 3 | |
| Circle your choice | I buy Rose A | I buy Rose B | I don't buy any of these roses |

the purchase of a real rose delivered against actual payment, they had to consider each choice made during the experiment as a real purchase decision.

Implementing real incentives also required to deliver exactly the type of rose the participants chose during the experiment. All types of roses offered during the experiments had to be available on the market. Because of their specificities, some of the roses offered (especially the eco-labelled roses) were difficult to find in local shops at the time of the experiment and had to be ordered from wholesalers in advance. The experimental sessions were conducted the week before Valentine's Day, so that we could know exactly the quantity and the types of roses to order. Subjects could choose among several places in the city to pick up their rose on Valentine's Day. They paid for their flower on the day of the experiment and received a confirmation letter indicating the place and time it would be made available to them.⁴

3.2. Choice set design

Various experimental designs have been used in previous real choice experiments. For example, in the study conducted by [Lusk and Schroeder \(2004\)](#), all choice sets included five alternative branded beefsteaks with variable prices and a 'no steak' option. The five alternatives were fixed and their prices varied in the choice sets. [Alfnes et al. \(2006\)](#) used a different design in the sense that the alternatives were not branded and were not all present in every choice set. Each set included two scenario-specific salmon fillets defined by their attributes (including a price) and an opt-out option. More recently, [Yue and Tong \(2009\)](#) designed choice sets involving pairs of unbranded fresh produce defined by a combination of two attributes (locally grown and organically grown) and a price. Similarly, our real choice experiment is unlabelled (or unbranded) in the sense that the alternative roses have generic titles (A or B) so that they can only be differentiated according to their attribute combinations. In other words, the choice between a 'Rose A' and a 'Rose B' can be explained only by their respective attributes (label, carbon footprint and price) but not by their title (A or B).

Each choice task required participants to pick one among three possible options consisting of two alternative roses described in terms of their attributes and a 'do not buy' option. Random design techniques were used to allocate subsets of choice sets to subjects.⁵ The two levels of the two environmental attributes could be combined in four different manners defining four types of roses. A type of rose can be described by a specific combination of environmental attributes. The different types of roses were presented by pairs in the choice sets given to subjects. Six different pairs were possible. The various types of roses were randomly allocated to a title A or B.

4 Note that all participants who purchased a rose during the experiment came to pick up their flowers at the place and time specified on Valentine's Day.

5 We note that a more efficient design could have been created using dedicated software like Ngene[©] by ChoiceMetrics. See www.choice-metrics.com.

Then, prices were randomly allocated to the alternatives and to the choice sets by a computer program generating random prices in the defined array of prices (every EUR 0.50 point between EUR 1.50 and EUR 4.50). We asked each subject to face twice the six possible pairs of roses but the prices of the roses as well as the price combinations in choice sets were random. To sum up, the participants faced the same choices in terms of the environmental attribute combinations but with different price scenarios.

4. Econometric model

Consumers' decisions are frequently analysed with the discrete choice modelling framework which assumes that consumers associate each alternative in a choice set with a utility level and choose the option that provides them with the greatest utility. The general estimation framework of the random utility model proposed by McFadden (1974a, 1974b) provides the opportunity to estimate the effects of product attributes and individual characteristics and to compute WTP indicators.

For a decision-maker i , the utility of choosing option j ('Rose A' or 'Rose B' or 'do not buy') is a function of the characteristics of the alternatives j . Utility functions U_{ij} are composed of a systematic part V_{ij} and a random part ε_{ij} standing for all unobserved variables: $U_{ij} = V_{ij} + \varepsilon_{ij}$.

The systematic part of the utility function of individual i associated with alternative j is modelled as a linear function:

$$V_{ij} = \alpha_{i,BUY} + \theta_{BUY,Sex}Sex_i + \theta_{BUY,Age}Age_i + \theta_{BUY,Income}Income_i \\ + \theta_{BUY,Org.Habit}Org.Habit_i + \beta_{Price}Price_{ij} + \beta_{i,Label}Label_{ij} \\ + \beta_{i,Carbon}Carbon_{ij} + \beta_{i,Label \times Carbon}Label \times Carbon_{ij},$$

where j denotes 'Rose A', 'Rose B', 'do not buy'.

$\alpha_{i,BUY}$ is a dummy variable capturing the effect of choosing to buy a rose (Rose A or Rose B) with respect to the 'do not buy' option.⁶ θ is the vector of coefficients associated with individual characteristics. Individual characteristics are assumed to affect utility for the two 'buy' cases compared with the 'do not buy' case. Finally, β represents the effects of the alternatives' attributes. Our data are analysed with the mixed logit model which relaxes the independence from irrelevant alternatives (IIA) hypothesis of the multinomial logit by allowing the random components of the alternatives to be correlated, while maintaining the assumption that they are identically distributed (Greene, 2008). Hence, some parameters of the vectors β and α are assumed to be randomly distributed in the population rather than fixed as in

6 Given the random process determining the title A or B of each rose and the unbranded nature of our choice experiment, an ASC associated with each rose type has no sense (see Hensher, Rose and Greene, 2005). We nevertheless introduced a dummy variable in order to distinguish the 'buy' cases (Rose A or Rose B) from the 'do not buy' case and to introduce heterogeneity in the preferences for the roses.

the usual multinomial logit model (see [Hensher and Greene, 2003](#) for a detailed presentation of the mixed logit model). Furthermore, the mixed logit model takes into account the repeated nature of the choices made by respondents. Finally, [McFadden and Train \(2000\)](#) have shown that any discrete choice model can be approximated by a mixed logit model, including the multinomial logit model. It has been previously used to analyse choice experiment data (see, for example, [Lusk and Schroeder, 2004](#); [Hess, Bierlaire and Polack, 2005](#); [Rigby and Burton, 2005](#)).

In our case, random taste heterogeneity is expected in response to the eco-label and the carbon footprint attributes of the roses. As in [Bernard and Bernard \(2009\)](#), we introduce the cross-product as a random parameter in order to test the effect of the simultaneous presence of an eco-label and a low-carbon footprint. The normal distribution is used to specify the distribution of the random parameters associated with the attributes of roses. Hence, four random parameters are to be estimated: the 'buy dummy' variable, which captures heterogeneity in consumers' preferences for a rose, and the three parameters associated with the eco-label, the carbon footprint and their cross-product. Given that the normal distribution is symmetric and unbounded, we make the *a priori* assumption that both positive and negative values may exist in the population ([Hess, Rose and Hensher 2008](#)). Following [Revelt and Train \(1998\)](#), we assume the price coefficient to be fixed in the population. Fixing the price coefficient ensures that all respondents have a negative price coefficient so that the estimated WTP will be normally distributed.

The WTP for a product and the premiums for a unit change of a given attribute of the product can be computed as the marginal rate of substitution between the quantity expressed by the attributes and the price ([Louviere, Hensher and Swait, 2000](#)). Since utilities are modelled as linear functions of the attributes of the roses, the marginal rate of substitution between two attributes is the ratio between the coefficients.⁷ The WTP for a rose is calculated as the ratio of the ASC to the price coefficient:

$$\text{WTP} = \frac{\partial V / \partial \alpha_{\text{BUY}}}{\partial V / \partial \text{Price}} = \frac{-\alpha_{\text{BUY}}}{\beta_{\text{Price}}}. \quad (2)$$

The premiums for the FFP label or for the low-carbon footprint (when a rose exhibits only one of these signals) are expressed as:

$$\text{Premium}_{\text{Label}} = \frac{\partial V / \partial \text{Label}}{\partial V / \partial \text{Price}} = \frac{-\beta_{\text{Label}}}{\beta_{\text{Price}}}, \quad (3)$$

$$\text{Premium}_{\text{Carbon}} = \frac{\partial V / \partial \text{Carbon}}{\partial V / \partial \text{Price}} = \frac{-\beta_{\text{Carbon}}}{\beta_{\text{Price}}}. \quad (4)$$

7 It should be noted that the derivative of the unobserved part of the utility function is supposed to be zero with respect to the price and the product attributes.

Table 3. Sample description ($n = 102$)

| Variable | Definition | Mean | Std. dev. | Min | Max |
|----------|--|-------|-----------|-----|-----|
| Sex | Female = 0 and Male = 1 | 0.49 | 0.50 | 0 | 1 |
| Age | Age in years | 39.74 | 18.89 | 18 | 85 |
| Income | Personal income in EUR 1,000 range from less than EUR 1,000 (1) to more than EUR 5,000 (6) | 2.15 | 1.22 | 1 | 6 |
| Organic | 0 = never buy organic products and 1 = regularly buy organic products | 0.65 | 0.45 | 0 | 1 |

The premium for the simultaneous presence of the FFP label and the low-carbon footprint (considering crossed-effects) is:

$$\text{Premium}_{\text{sim}} = \frac{-(\beta_{\text{label}} + \beta_{\text{carbon}} + \beta_{\text{carbon} \times \text{label}})}{\beta_{\text{Price}}}. \quad (5)$$

In the absence of correlation between the premium for a label, the premium for a low-carbon footprint and the premium for their cross-product, and given the fixed price coefficient and the normally distributed attributes' coefficients, the premiums are normally distributed, as linear combinations of normal random variables.

5. Results

5.1. Descriptive results

Nine experimental sessions were conducted with a sample of 102 consumers described in Table 3. All experiments took place in February 2008. Each subject completed 12 decisions, so that we could collect $12 \times 102 = 1,224$ observations. Thirty-three observations were dropped from the data set because no response was provided (no option was circled on the choice card). The option to buy a rose was chosen 804 times (67.5 per cent of the choices), while the option not to buy any roses was chosen 387 times (32.5 per cent of the cases). Descriptive results also show that consumers more frequently chose roses with a better environmental quality. They opted more frequently for roses with a lower carbon footprint (79 per cent of the roses chosen) than roses with a higher carbon footprint (21 per cent). They also tended more frequently to select roses with the FFP label (69 per cent of the roses chosen) rather than roses without the FFP label (31 per cent).

5.2. Mixed logit results

Mixed logit models are usually specified with uncorrelated coefficients. In our case, we introduce correlation between the normally distributed coefficients.⁸

⁸ The joint significance of the off-diagonal elements of the covariance matrix is tested with a likelihood ratio test. The null hypothesis of uncorrelated coefficients is rejected [p -value < 0.001; LR = $2 \times (718.383 - 699.425) = 37.916$].

Table 4. Estimates of the mixed logit model

| Independent variable | Mixed logit [coefficient (standard errors)] |
|---------------------------|---|
| Fixed parameters | |
| Sex | 1.420*** (0.399) |
| Age | 0.009 (0.010) |
| Income | 0.057 (0.159) |
| Organic purchase habits | 1.027*** (0.323) |
| Price | -1.631*** (0.130) |
| Random parameters – means | |
| ‘buy’ Dummy | 2.285*** (0.743) |
| Label | 2.824*** (0.318) |
| Carbon | 6.665*** (1.328) |
| Label × Carbon | -2.785** (1.290) |
| Standard deviations | |
| ‘buy’ Dummy | 3.202*** (0.319) |
| Label | 2.654*** (0.317) |
| Carbon | 3.535*** (1.087) |
| Label × Carbon | 2.711*** (0.779) |
| Covariances | |
| Dummy – Label | -0.54 (0.93) |
| Dummy – Carbon | -4.39** (2.22) |
| Dummy – (Label × Carbon) | 6.17** (2.51) |
| Label – Carbon | 8.77*** (2.88) |
| Label – (Label × Carbon) | -2.33 (2.77) |
| Carbon – (Label × Carbon) | -4.82 |
| Log-likelihood | -699.425 |

**Statistical significance at the 5 per cent level.

***Statistical significance at the 1 per cent level.

Indeed, the estimated variance–covariance matrix indicates a significant and positive correlation between the label and carbon footprint coefficients, but no significant correlation between the ‘buy dummy’ and the two environmental attributes. As a result, we present estimates of the variance–covariance matrix of the correlated random parameters.

Table 4 presents the results of the mixed logit model.⁹ The ‘buy dummy’, the label and the carbon footprint are random normal parameters in the mixed logit model, whereas the price coefficient is fixed as previously explained. Estimates show that male and frequent organic purchasers have a higher probability to buy a rose. Parameter estimates of the eco-label, the carbon footprint and the price attributes all have the expected signs and significant effects on

9 Following McFadden, Train and Tye (1977), we test the IIA assumption by testing the joint hypothesis that all cross-attribute effects are zero. Given the likelihood functions values ($LR_{uni} = -932.323$ with the universal logit and $LR_{cond} = -937.427$ with the conditional logit), the IIA assumption is rejected ($\chi^2 = 10.208$, $p < 0.05$). This test confirms that the conditional logit model does not fit our data.

choices. The two environmental attributes do have a significant impact on the probability of choice: a rose is more likely to be chosen if it has an eco-label or if its carbon footprint is lower. The price coefficient indicates that subjects are unsurprisingly more prone to purchase a rose with a lower price. The ‘buy dummy’ has a positive sign and is strongly significant, indicating that consumers receive higher utility when they buy a rose than when they do not. This last result strengthens our belief that the incentives used in the experiment were effective. Consumers could indeed decide to keep the whole monetary reward by choosing the ‘do not buy’ option in all choice sets. Our results show that they did not. Finally, the estimated standard deviations are all significant. It reveals a significant heterogeneity in consumers’ preferences for the label and carbon footprint attributes as well as for the product itself.

5.3. WTP and premium estimates

Table 5 displays the mean WTP for a rose (with no label and a high-carbon footprint) and the mean premiums for the FFP eco-label and for the low-carbon footprint. Since the random parameters are correlated, the estimated standard deviations and confidence intervals are obtained using the Krinsky and Robb parametric bootstrapping method (Krinsky and Robb, 1986). A total of 1,000 draws are generated from a multivariate normal distribution with the coefficient estimates and the estimated variance–covariance matrix of the random parameters. These 1,000 values are then used to calculate the percentiles of the simulated distribution reflecting the desired confidence level. The lower and upper limits of a 95 per cent confidence interval are given by the 26th and 975th sorted estimates of WTP, respectively.

Estimated coefficients and standard deviations lead to negative lower bounds of the confidence intervals. The assumed normal distribution of the random parameters is one way to model heterogeneity in preferences. The *a priori* assumption of symmetry of the hypothesised distribution allows the decision-maker to display negative WTP. Discussion about the choice of an appropriate distribution and its impact on the estimated WTP

Table 5. Mean WTP and premiums for the environmental attributes of a rose and Krinsky–Robb IC

| WTP and premiums | Mean | Standard deviation | 95 per cent confidence interval | 90 per cent confidence interval |
|--------------------------------|------|--------------------|---------------------------------|---------------------------------|
| WTP for a rose (EUR/piece) | 1.40 | 1.96 | –2.47 to 5.26 | –1.83 to 4.62 |
| Premium for Label (EUR/piece) | 1.73 | 1.63 | –1.45 to 4.91 | –0.93 to 4.40 |
| Premium for Carbon (EUR/piece) | 4.09 | 2.17 | –0.17 to 8.33 | 0.53 to 7.66 |
| Premium for Label + Carbon | 4.11 | 2.98 | –2.45 to 10.67 | –1.37 to 9.62 |

is still in progress in the literature (see, for example, Hess, Rose and Hensher, 2008; Sillano and Ortuzar, 2005; Hole, 2007).

Our results show that the mean WTP for a rose with no label and a high-carbon footprint is EUR 1.40. Moreover, the mean premium for the FFP eco-label is EUR 1.73, while the mean premium for a low-carbon footprint is EUR 4.09. All other things being equal, consumers are willing to pay an average price premium of EUR 1.73 for a rose with the FFP label. Similarly, they are willing to pay an average price premium of EUR 4.09 for a rose with a low-carbon footprint. Both mean values of premiums are positive and confirm that the presence of these environmental attributes globally increases the overall utility of a rose. Besides, the negative and significant coefficient of $\text{Label} \times \text{Carbon}$ leads to a premium of EUR 4.11 (i.e. the sum of the coefficients of Label, Carbon and $\text{Label} \times \text{Carbon}$ divided by the Price coefficient). The premium for the two environmental attributes together (FFP eco-label and low-carbon footprint) is not equivalent to the sum of the two respective premiums. It corroborates results from previous studies revealing that price premiums for specific environmental attributes may be sub-additive (Bernard and Bernard, 2009). Standard deviations and confidence intervals show an important dispersion of both WTP and premiums.

Finally, a significant difference is found between the respective price premiums for the environmental attributes (p -value < 0.01). Consumers are willing to pay a price premium for each environmental attribute of the roses but they interestingly value a low-carbon footprint more than the FFP label. This finding suggests that consumers may value differently the environmental characteristics of a product according to their specificities. We discuss this point in the next section.

6. Conclusion

Given the possible confusion between private and pro-environmental motivations in consumers' choices of eco-friendly food products, our study elicits individual preferences for the environmental attributes of a non-food agricultural product. Our results show that consumers value positively the environmental characteristics of a private good even when they do not benefit from associated private advantages. Contrary to the food products used in most previous studies, the products valued in our experiment were not directly associated with private health, nutritional or gustative benefits. Nevertheless, both the local pollution effects from the production of roses and the global carbon dioxide emissions were taken into account in consumer's choices. It is interesting to note that the participants valued differently the FFP eco-label and the carbon footprint attribute. More precisely, they were willing to pay a greater price premium for a low-carbon footprint than for an FFP eco-label. This latest result has to be considered given our specific experimental design and model specification. It has thus to be interpreted with caution and confirmed by further studies. Nevertheless, the assumption that consumers value differently the environmental attributes of a given product according to

their nature could have implications in the current policy debate about the environmental labelling of products on packaging. In our case, consumers seemed more concerned about the global effects of carbon dioxide emissions than about local (and distant) environmental damages. On the one hand, the price premium for the eco-label could be interpreted as an altruistic behaviour in the sense that consumers living in Grenoble were not directly confronted to the local environmental effects of roses produced in Holland or in Africa. On the other hand, the greater price premium for a low-carbon footprint might be related to worries about global climate change whose impact on individuals' well-being has been extensively discussed in the media lately. While the environmental impacts of agricultural products are now commonly labelled, especially in the case of food products, their carbon footprint is not. At best, consumers can infer this carbon impact from the products' origins but their evaluation is likely to be biased because of incomplete information and limited capabilities. Our results support the fact that consumers might be influenced by precise information about the carbon dioxide emissions associated with a product.

Our conclusions are strengthened by a specific experimental design which associates discrete choice questions with real economic incentives. Much literature discusses the validity of the values elicited in hypothetical and experimental empirical studies. It has been shown that the values depend highly on the methods used to elicit them (see, for example, Lusk *et al.*, 2005; Carlsson, Frykblom and Lagerkvist, 2007; Gracia, Loureiro and Nayga, 2011). Beyond internal validity, researchers are particularly interested in the ability of elicited values to predict store behaviour. In a recent study, Chang, Lusk and Norwood (2009) compared the results of three elicitation mechanisms – hypothetical choices, non-hypothetical choices and non-hypothetical rankings – associated with three different discrete choice econometric models. They found that the three elicitation techniques reached a 'reasonably high level of external validity'. Nonetheless, their results showed that non-hypothetical choices were 'a better approximation of "true" preferences than are hypothetical choices.' They also found that the use of advanced discrete choice models like the mixed logit model can improve in-sample and out-of-sample predictions. This result emphasises the interest of real choice experiments to study consumers' preferences. Experimental techniques allow a strict control of information which makes it possible to measure individual values for credence attributes – i.e. environmental attributes – that would not be observed on real markets. In other words, experimental economics in general and real choice experiments in particular provide a focus on consumers' valuation process, i.e. how they assign values to the products and their characteristics in a controlled information setting. By combining the control of the laboratory and relevant field elements, our experiment elicits consumers' values for two environmental attributes *ceteris paribus*. Nevertheless, laboratory conditions may influence WTP in some extent. In our case, consumer attention was focused on the two environmental attributes rather than on the other rose attributes (for instance, the appearance attribute was fixed throughout the

experiments). Given this aspect of our design, the estimated WTP and premiums may not predict real market values. However, they indicate that consumers do include the environmental attributes in their purchase decisions and that they value them positively. Our experimental results could gain more realism by being reproduced in the field. They could also help to calibrate hypothetical surveys that can be addressed to larger samples of consumers.

Acknowledgements

The authors would like to thank the French Environment and Energy Management Agency (ADEME), Professors Glenn W. Harrison and Lisa Rutstrom for their expert advice, and the owners of the 'Hibiscus' flower shop for their contribution to the experiments.

References

- Alfnes, F., Guttormsen, A. G., Steine, G. and Kolstad, K. (2006). Consumers' willingness to pay for the color of salmon: a choice experiment with real economic incentives. *American Journal of Agricultural Economics* 88(4): 1050–1061.
- Alfnes, F., Yue, C. and Jensen, H. H. (2010). Cognitive dissonance as a means of reducing hypothetical bias. *European Review of Agricultural Economics* 37(2): 147–163.
- Batte, M. T., Hooker, N. H., Haab, T. C. and Beaverson, J. (2007). Putting their money where their mouths are: consumer willingness to pay for multi-ingredient, processed organic food products. *Food Policy* 32(2): 145–159.
- Bernard, J. C. and Bernard, D. J. (2009). What is it about organic milk? An experimental analysis. *American Journal of Agricultural Economics* 91(3): 826–836.
- Bougherara, D. and Combris, P. (2009). Eco-labelled food products: what are consumers paying for? *European Review of Agricultural Economics* 36(3): 321–341.
- Carlsson, F., Frykblom, P. and Lagerkvist, C. J. (2007). Consumer benefits of labels and bans on GM foods – choice experiments with Swedish consumers. *American Journal of Agricultural Economics* 89(1): 151–161.
- Carlsson, F. and Martinsson, P. (2001). Do hypothetical and actual marginal willingness to pay differ in choice experiments? *Journal of Environmental Economics and Management* 21: 179–192.
- Casadesus-Masanell, R., Crooke, M., Reinhardt, F. and Vasishth, V. (2009). Households' willingness to pay for 'green' goods: evidence from Patagonia's introduction of organic cotton sportswear. *Journal of Economics and Management Strategy* 18(1): 203–233.
- Chang, J. B., Lusk, J. L. and Norwood, F. B. (2009). How closely do hypothetical surveys and laboratory experiments predict field behavior? *American Journal of Agricultural Economics* 91(2): 518–534.
- Durham, C. A. (2007). The impact of environmental and health motivations on the organic share of produce purchases. *Agricultural and Resource Economics Review* 36(2): 304–320.
- Eurobarometer (2009). Europeans' attitudes towards the issue of sustainable consumption and production. Analytical report, The Gallup Organization for the Directorate-General for Communication, Hungary: European Commission.
- Gil, J. M., Garcia, A. and Sanchez, M. (2000). Market segmentation and willingness to pay for organic products in Spain. *International Food and Agribusiness Management Review* 3: 207–226.

- Govindasamy, R. and Italia, J. (1999). Predicting willingness-to-pay a premium for organically grown fresh produce. *Journal of Food Distribution Research*: 44–53.
- Gracia, A., Loureiro, M. L. and Nayga, R. M., Jr. (2011). Are valuations from nonhypothetical choice experiments different from those of experimental auctions? *American Journal of Agricultural Economics* 93(5): 1358–1373.
- Greene, W. (2008). *Econometric Analysis*, 6th edn. New Jersey: Prentice-Hall.
- Harrison, G. W. (2006). Experimental evidence on alternative environmental valuation methods. *Environmental and Resource Economics* 34: 125–162.
- Harrison, G. W., Harstad, R. M. and Rutström, E. E. (2004). Experimental methods and the elicitation of values. *Experimental Economics* 7: 123–140.
- Hensher, D. A. and Greene, W. H. (2003). The mixed logit model: the state of practice. *Transportation* 30(2): 133–176.
- Hensher, D. A., Rose, J. M. and Greene, W. H. (2005). *Applied Choice Analysis: A Primer*. New York: Cambridge University Press.
- Hess, S., Bierlaire, M. and Polack, J. W. (2005). Estimation of value of travel-time savings using mixed logit models. *Transportation Research Part A* 39: 221–236.
- Hess, S., Rose, J. M. and Hensher, D. A. (2008). Asymmetrical preference formation in willingness to pay estimates in discrete choice models. *Transportation Research Part E* 44(5): 847–863.
- Hole, A. R. (2007). A comparison of approaches to estimating confidence intervals for willingness to pay measures. *Health Economics* 16: 827–840.
- Huang, C. L. (1996). Consumer preferences and attitudes towards organically grown produce. *European Review of Agricultural Economics* 23(3–4): 331–342.
- Krinsky, I. and Robb, A. L. (1986). On approximating the statistical properties of elasticities. *The Review of Economics and Statistics* 64: 715–719.
- List, J. A. and Gallet, C. A. (2001). What experimental protocol influence disparities between actual and hypothetical stated values? *Environmental and Resource Economics* 20(3): 241–254.
- Loureiro, M. and Hine, S. (2002). Discovering niche markets: a comparison of consumer willingness to pay for local (Colorado grown), organic, and GMO-free products. *Journal of Agricultural Applied Economics* 34(3): 477–487.
- Loureiro, M., McCluskey, L. and Mittelhammer, R. C. (2001a). Assessing consumer preferences for organic, eco-labelled, and regular apples. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 26(2): 404–416.
- Loureiro, M., McCluskey, L. and Mittelhammer, R. C. (2001b). Will consumers pay a premium for eco-labelled apples? *Journal of Consumer Affairs* 36: 401–416.
- Louviere, J., Hensher, D. and Swait, J. (2000). *Stated Choice Methods: Analysis and Applications*. Cambridge, United Kingdom: Cambridge University Press.
- Lusk, J. L., Jamal, M., Kurlander, L., Roucan, M. and Taulman, L. (2005). A meta analysis of genetically modified food valuation studies. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 30: 28–44.
- Lusk, J. L. and Schroeder, T. C. (2004). Are choice experiments incentive compatible? A test with quality differentiated beef steaks. *American Journal of Agricultural Economics* 86(2): 467–482.

- Lusk, J. L. and Schroeder, T. C. (2006). Auction bids and shopping choices. *Advances in Economic Analysis and Policy* 6(1): article 4.
- McFadden, D. (1974a). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, New York: Academic Press, 105–142.
- McFadden, D. (1974b). The measurement of urban travel demand. *Journal of Public Economics* 3: 303–328.
- McFadden, D. and Train, K. E. (2000). Mixed MNL models for discrete response. *Journal of Applied Econometrics* 64: 207–240.
- McFadden, D., Train, K. E. and Tye, W. B. (1977). An application of diagnostic tests for independence from irrelevant alternatives property of the multinomial logit. *Transportation Research Record* 637: 39–46.
- McGuire, K. B., Owens, N. and Simon, N. B. (2004). The price premium for organic babyfood: a hedonic analysis. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 29(1): 132–149.
- Murphy, J. J., Allen, P., Stevens, T. and Wealherhead, D. (2005) A meta-analysis of hypothetical bias in stated preference valuation. *Environmental and Resource Economics* 30(3): 313–325.
- Nimon, W. and Beghin, J. (1999). Are eco-labels valuable? Evidence from the apparel industry. *American Journal of Agricultural Economics* 81(5): 801–811.
- Olsen, I., Alfnes, F., Røra, M. B. and Kolstad, K. (2010). Eliciting consumers' willingness to pay for organic and welfare-labelled salmon in a non-hypothetical choice experiment. *Livestock Science* 127 (2010): 218–226.
- Revelt, D. and Train, K. (1998). Mixed logit with repeated choices: households' choices of appliances efficiency level. *The Review of Economics and Statistics* 80: 647–657.
- Rigby, D. and Burton, M. (2005). Preference heterogeneity and GM food in the UK. *European Review of Agricultural Economics* 32(2): 269–288.
- Sillano, M. and Ortuzar, J. D. (2005). Willingness-to-pay estimation with mixed logit models: some new evidence. *Environment and Planning A* 37: 525–550.
- Thompson, G. D. and Kidwell, J. (1998). Explaining the choice of organic produce: cosmetic defects, prices, and consumer preferences. *American Journal of Agricultural Economics* 80(2): 277–287.
- Tranter, R. T., Bennetta, R. M., Costab, L., Cowanc, C., Holta, G. C., Jonesa, P. J., Mieled, M., Sottomayorb, M. and Vestergaarde, J. (2009). Consumers' willingness-to-pay for organic conversion-grade food: evidence from five EU countries. *Food Policy* 34(3): 287–294.
- Williams, A. (2007). *Comparative Study of Cut Roses for the British Market Produced in Kenya and the Netherlands*. Cranfield, Natural Resources Management Institute, Department of Natural Resources, UK: Cranfield University, United Kingdom.
- Yiridoe, E. K., Bonti-Ankomah, S. and Martin, R. C. (2005). Comparison of consumer perceptions and preference toward organic versus conventionally produced foods: a review and update of the literature. *Renewable Agriculture and Food Systems* 20(4): 193–205.
- Yue, C. and Tong, C. (2009). Organic or local? Investigating consumer preference for fresh produce using a choice experiment with real economic incentives. *Hortscience* 44(2): 366–371.



Contents lists available at ScienceDirect

Transport Policy

journal homepage: www.elsevier.com/locate/tranpol

Travel and activity time allocation: An empirical comparison between eight cities in Europe[☆]

Charles Raux^{a,*}, Tai-Yu Ma^a, Iragaël Joly^b, Vincent Kaufmann^c, Eric Cornelis^d, Nicolas Ovtracht^a

^a Laboratoire d'Economie des Transports, CNRS, Université de Lyon, France

^b Laboratoire d'Economie Appliquée de Grenoble, INRA, Université Pierre-Mendès-France, Grenoble-INP, France

^c Laboratoire de Sociologie Urbaine, EPFL, Lausanne, Switzerland

^d Groupe de Recherche sur les Transports, FUNDP, Namur, Belgium

ARTICLE INFO

Available online 3 December 2010

Keywords:

Travel
Activity
Time allocation
Cities
Europe
Duration model

ABSTRACT

A study of daily time allocation to travel and out-of-home activity is conducted across eight European cities over three countries: France (Lyon, Grenoble, Strasbourg and Rennes), Switzerland (Geneva, Bern and Zurich) and Belgium (Brussels), based on individual travel survey data collected between 1997 and 2006. The effects of socio-demographic, spatial context, transport availability and city-specific variables are investigated thanks to the Cox proportional hazard model. The results indicate that socio-demographic characteristics and city (or country) specific effect play a major role while residential density and proximity to high level road or public transport networks have a very limited impact on time budgets for travel and out-of-home activities.

© 2010 Elsevier Ltd. All rights reserved.

1. Introduction

Travel and activity time allocation has been a focused issue for regional and transportation science since the 1970s. It has been recognized that individual's daily time allocation results from a complex interaction between socio-demographic characteristics, social rhythms, urban form and transport settings. The observed time allocation pattern reflects individual's space-time geography, which also differs between societies and cities where people live. One interesting research issue concerns the cross city/national differences on the time allocation behaviour and the related covariate effects.

Although numerous studies have been conducted to investigate the aforementioned effects, the comparative analysis across similar cities is still a less explored area due to the difficulty in the acquisition of data and its cumbersome treatment. Kitamura et al. (1992) compared time use based on the national time use surveys of Netherlands in 1985 and California in 1988. Levinson (1999) analyzed and compared regional time use in the United States. Eurostat (2003) compared mean national time use of twelve European countries. Recent studies in international mobility comparison provide empirical estimates of the effects of explanatory variables on the average travel time and activity duration. Timmermans et al. (2002, 2003) have exploited a comparative

study of time use pattern across cities in The Netherlands, UK, USA, Canada and Japan based on travel survey data. They investigated the effects of household types, day of week, spatial and transportation characteristics, and cross-national difference on time allocation. They found that the household type, based on predefined socio-demographic groups, and day-of-week effect are highly correlated to the time allocation pattern across different cities. The spatial and transportation settings, however, provide less significant effects on time allocation pattern. The effects of cross-national difference are also less significant than that of socio-demographic characteristics. Although these studies examined the effects of related covariates on the time allocation pattern, the spatial effect, qualified by subjective criteria of urban/suburban and good/poor public transport, still needs more detailed data to investigate its impacts on the time allocation pattern.

Based on previous studies and recently available travel survey data collected in several cities in Europe, our work investigates the effects of the aforementioned covariates on the time allocation pattern across cities. Eight European cities, recognized for their diversity in urban scale and in quality of public transport system, are selected to this end over three countries: France (Lyon, Grenoble, Strasbourg and Rennes), Switzerland (Geneva, Bern and Zurich) and Belgium (Brussels). These data were collected in different periods (1997–2006) through a 24 h travel diary in all these cities, which provide detailed information on individual's daily time use pattern and related socio-demographic characteristics.

The questions which guided our analysis are the following:

- Weekday time allocation to travel and activities may be influenced by individual socioeconomic factors, spatial context

[☆] A previous version of this paper was presented at the 12th International Conference on Travel Behaviour Research, Jaipur, India, December 13–18, 2009. We thank participants in this conference and two anonymous referees for valuable remarks.

* Corresponding author. Tel.: +33 472726454; fax: +33 472726448.
E-mail address: charles.raux@let.ish-lyon.cnrs.fr (C. Raux).

and transport supply, or city/country specificity: what is the relative share of each of these factors in explaining the travel and activity time behaviours?

- Are travel times, considered overall or per activity, dependent on modes used, on spatial context or city specificity?

Unlike previous literature, rather than using predefined socio-demographic groups we analyze the effects of age, gender, work status, presence of children and so on directly at the individual level. Also, a specific effort has been achieved in describing the spatial context and the transport supply using indicators that can be measured with the same method in any city. Overall a lot of checking and harmonization have been carried out in order to make these different sources of data as comparable as possible despite differences of data collection methods and survey questionnaires between countries.

To examine the relative effects of these covariates on the time allocation, the Cox proportional hazard mixture model is applied. Our results show that socio-demographic and city-specific characteristics play a major role while spatial context and transport supply have almost no significant impact on travel time budget and out-of-home activity time budgets.

The organization of the paper is as follows. The description of the data set of these cities and further processing to make them comparable on a common basis are presented in Section 2. In Section 3, the Cox proportional hazard mixture model is introduced. The results of analysis are presented and discussed in Section 4. Finally, we draw some conclusions.

2. The data

The data have been collected through household travel surveys for eight cities across three countries in Europe. It includes Lyon (2006), Grenoble (2002), Rennes (2001) and Strasbourg (1997) in France, Geneva, Bern and Zurich in Switzerland (2000) and Brussels (1999) in Belgium. These cities were selected partly because of the availability of the surveys and their relative contemporaneousness (see Tables 1 and 2). Moreover, while involving different countries these surveys implement a similar methodology regarding the reporting of travel and activity by the respondents (despite the important and difficult work of harmonization required for comparison, see below). Last but not least they offer a noticeable diversity in their socio-demographic profile, urban morphology,

inner density and transport supply (see Table 3 for a detailed description of the datasets in the eight cities). Thus these various city surveys offer an opportunity to answer the questions expressed above.

As the datasets across these countries differ in terms of survey items and level of details, some common reclassification in terms of travel purposes (activity types), transport modes and socio-demographic characteristics need to be pre-proceeded. As mentioned by Timmermans et al. (2002), international comparative studies usually suffer from similar reclassification problems of dataset in terms of common dependent variables (activity purposes) or explanatory variables (transport mode). Researchers try to make these datasets comparable as possible and avoid utilizing some subjective variables.

To this end, the out-of-home activity types are grouped as 1 work/training, 2 school, 3 shopping/personal business, 4 social-recreation, 5 accompanying. The initial trip purposes can be found in Appendix A. While the identification of “work” or “school” does not raise much difficulty, the difference between shopping/personal business and social-recreation should be regarded cautiously: declaration of the person interviewed, coding by the interviewer and pre-coding nomenclature, which may differ and be interpreted differently across countries and linguistic areas, interact in the elaboration of the “purpose” of the activity.

The transport modes are reclassified as 1 walk, 2 bicycle, 3 public transport, 4 car, 5 other. Note that in case of a multimodal trip, one main mode is assigned the total travel time for the entire trip according to the following priority: public transport > car > bicycle > walk. Note also that only weekdays (from Monday to Friday) are available in the surveys and thus included in the analysis. This absence of Saturday and Sunday in the surveys is of course a limit regarding shopping and leisure trips.

The travel time of one trip is calculated as the duration between its arrival time at final destination and departure time. Similarly, the activity duration is approximated as the duration between the departure time of next trip and the arrival time of previous trip.

Basic data per city on daily overall travel time budget, travel time budget per activity purpose, travel time by trip and mode, and out-of-home activity duration per purpose are given, respectively, in Appendixes B–E.

The explanatory variables in travel/activity time budgets analysis include socio-demographic characteristics (gender, age, household type, presence of children and work status). Note that the age variable is reclassified in five segments to include

Table 1
Characteristics of data set.
Source: Joly et al. (2007), MOBEL (2009), Office fédéral de la statistique (2001).

| | France | Switzerland | Belgium |
|-------------------------------------|--|--|--|
| Title of survey | Enquêtes-Ménages-Déplacements (household travel survey) | Microrecensement 2000 (microcensus) | Belgian mobility survey (MOBEL) |
| Study year | 1997 (Strasbourg) 2001 (Rennes) 2002 (Grenoble) 2006 (Lyon) | 2000 | 1998–1999 |
| Methodology of investigation | Home-based interview | Computer assisted telephone interview (CATI) | Postal survey with additional follow-up telephone contact if necessary |
| Respondents | All individuals of age over 5 in the household | One individual of the household of age over 6 if the household size is less than four persons, otherwise two individuals are studied | All individuals of age over 6 in the household |
| Day when trips are conducted | All trips conducted the weekday before the day of interview | All trips conducted the day or two days before the day of survey [*] | All trips conducted the day before the day of survey [*] |
| Period of study | One reference day over several months out of the year (October to May) | One reference day over the entire year | One reference day over several months out of the year (October to May) |

* Only weekdays have been considered for this study.

Table 2
Surface, population and sample per city.

| City | Surface of survey area (km ²) | Number of zones/municipalities | Average zone surface (km ²) | Population | Number of individual in analysis |
|------------|---|--------------------------------|---|------------|----------------------------------|
| Grenoble | 310 | 36 | 8.6 | 386886 | 5864 |
| Rennes | 609 | 46 | 13.2 | 358561 | 8242 |
| Strasbourg | 305 | 32 | 9.5 | 449036 | 4111 |
| Lyon | 490 | 76 | 6.4 | 1226 052 | 11,703 |
| Brussels | 557 | 33 | 16.9 | 1309 478 | 1196 |
| Geneva | 228 | 42 | 5.4 | 410261 | 2071 |
| Bern | 422 | 36 | 11.7 | 333334 | 1458 |
| Zurich | 906 | 99 | 9.2 | 983937 | 2215 |

Table 3
Definition and descriptive statistics of covariates in terms of individual's socio-demographic, spatial and transport availability characteristics.

| Covariates | Definition | Grenoble | Rennes | Strasbourg | Lyon | Brussels | Geneva | Bern | Zurich |
|---|---|----------|--------|------------|--------|----------|--------|-------|--------|
| <i>Socio-demographic characteristics</i> | | | | | | | | | |
| Male | Gender (1 if male, 0 female) (% of 1) | 49.3 | 46.5 | 47.5 | 48.7 | 48.2 | 45.7 | 43.4 | 48.1 |
| Age < 15 | 1 if the age of the individual is under 15 (% of 1) | 13.5 | 15.5 | 14.8 | 15.7 | 13.0 | 9.1 | 6.7 | 9.6 |
| Age 15–25 | 1 if the age of the individual is within [15, 25) (% of 1) | 21.2 | 19.8 | 17.9 | 12.8 | 12.3 | 9.0 | 8.1 | 9.5 |
| Age 25–55 | 1 if the age of the individual is within [25, 55) (% of 1) | 45.0 | 47.6 | 48.3 | 45.3 | 51.3 | 50.4 | 46.0 | 45.3 |
| Age 55–65 | 1 if the age of the individual is within [55, 65) (% of 1) | 9.6 | 8.3 | 9.4 | 11.8 | 9.5 | 14.7 | 15.1 | 15.1 |
| Age ≥ 65 | 1 if the age of the individual is 65 or over (% of 1) | 10.8 | 9.0 | 9.7 | 14.4 | 13.9 | 16.8 | 24.2 | 20.5 |
| Couple | 1 if couple (% of 1) | 75.0 | 75.6 | 78.6 | 78.6 | 23.9 | 62.9 | 61.7 | 64.8 |
| Children_12 | 1 if children under 12 are present in the household (% of 1) | 26.1 | 36.2 | 36.2 | 35.7 | 33.2 | 23.1 | 16.2 | 20.6 |
| Work_status | Employment status (1 have a job) (% of 1) | 43.0 | 59.8 | 46.1 | 46.6 | 50.1 | 57.1 | 56.8 | 57.1 |
| <i>Spatial and transport availability characteristics</i> | | | | | | | | | |
| Dist_interchange | Distance to the nearest interchange of divided highway (km) (mean) | 1.6 | 2.0 | 2.0 | 1.9 | 2.6 | 2.0 | 2.0 | 2.2 |
| Dist_PT | Distance to the nearest station of metro or tramway (km) (mean) | 1.6 | 2.4 | 1.6 | 1.5 | 0.4 | 1.0 | 0.4 | 0.5 |
| Car_ownership | 1 if car is available in the household (% of 1) | 86.5 | 90.2 | 84.8 | 88.1 | 83.6 | 79.9 | 70.8 | 76.9 |
| Density | Population density of municipality of residence (persons/km ²) (mean) | 1248.0 | 588.8 | 1472.2 | 2502.1 | 2350.9 | 1799.4 | 789.9 | 1086.0 |

non-linear effects on travel behaviour. Note also that work status does not distinguish whether the individual works full time or part time, or works at home for some or all of the time. Unfortunately these potential very important distinctions are not available and this is an obvious limitation.

When it comes to spatial characteristics, municipality-based population residential density is used as an indicator of proximity to facilities, such as shops or other urban amenities, and hence of distance needed to reach these amenities. These data are summed up in the first part of Table 3.

Regarding transport supply, we need to take into account the most relevant characteristics for the individual. The two basic modes have been considered, private car (and of course car ownership by the household) and public transport. Ideally we should consider the accurate choice set offered to the individual (the various modes and their routes, schedules and speeds) in order to perform his/her own activity program (activity locations and schedules). Since we are analyzing travel or activity time daily budget we need indicators of transport supply somewhat aggregated in time and space, however suited to the own situation of the individual. Indicators such as city-wide average speed or total public transport supply are too crude from the point of view of actual activity-pattern of the individual. Moreover they would be confounded with fixed city-effect (see below). This is why, as an indirect indicator of potential speed of driving, we use the distance of the individual home to the nearest high speed road infrastructure, here a “divided highway”.¹ As regards the quality of public

transport supply it stands basically in the frequency of service, reliability and speed. These three characteristics are generally simultaneously improved with rail modes (tramway or light rail, metro or regional train): moreover the presence of such kind of service discriminates locations inside the urban areas, contrary to bus services which are generally available over the whole area. Thus public transport supply is reflected by the distance to the nearest stop of a rail mode as defined above.

The distances are calculated as Euclidean distance between the centre of the zone² where the individual resides and the stations/interchanges of rail/road network. Based on these common definitions these distances have been computed by the different research teams in their countries. Overall the data from different cities have been provided by the different teams and processed centrally by the LET team. A summary of characteristics of transport supply is given in the second part of Table 3.

Regarding these distances, a self-selection issue may arise, since for instance households may choose their residential location based partly on their preferences for travel time budget or mode use. We have used the available rich socio-demographic data, on a disaggregate basis (i.e. these are individual data, not based on zone average). Income is not available (because of absence in survey or high level of non-response) but in European cities income variable is not found to be a major determinant of location and travel choices of households. Richer people may live just as well in city centre to benefit from urban amenities as in the outskirts to benefit from larger housing and environmental amenities. Moreover its impact on travel behaviour is captured through automobile

¹ Divided highway is defined as a road or highway in which the two directions of traffic are separated by a central barrier or strip of land without direct access (neither stops, nor traffic lights).

² Using the finest zoning available: the location of household is only available on a zone basis.

equipment which is controlled in our data by the inclusion of car ownership. So, subject to the hypothesis that these socio-demographic variables account for the difference in individuals, our study is little affected by this self-selection issue.

The issue of “modifiable areal unit problem” (MAUP; Openshaw, 1984), which involves both a scale effect and an aggregation effect (or “zonation” effect), arises since it may affect our spatial variables (density and distances to transport supply). As for the scale effect, Table 2 indicates that the average zone surfaces are roughly of the same order of magnitude among the various cities: thus this effect should be limited either for density or for distance variables. As for the aggregation effect, density is little influenced by alternative zoning for a given scale. This is clearly not the case for distances to transport supply. However, since we are comparing overall 400 zones across the eight cities, each with its own zoning, a reasonable assumption is that the zoning does not produce any bias in distances to transport supply.

3. The model

The main objective of this study is to assess the effects of explanatory variables on the duration of trips and activities across these European cities. Our application questions the determinants of individual’s daily travel time budget and trip duration to various activities. To this end, we consider the methods deriving from survival analysis, which in general aims to investigate failure time distributions and assess the effects of influence factors.

In order to examine the relative effects of these covariates on time allocation, the Cox proportional hazard model (called Cox PH model hereafter) is applied. The advantage of the Cox PH model is that it needs not to specify the baseline hazard function and can incorporate the covariates of interest. We present here a short introduction of applied methods for this purpose. Detailed descriptions of applied methods and related applications can be found in Kalbfleisch and Prentice (2002).

Let T be a nonnegative continuous random variable representing the failure time of a process or the duration of the process. The survival function $S(t)$ is defined as the complement of the cumulative probability distribution function:

$$S(t) = \int_t^\infty f(u)du \quad (1)$$

where $f(t)$ is the density function of failure time T . We are particularly interested in the estimation of hazard function $\lambda(t)$, defined as

$$\lambda(t) = \lim_{h \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t+h | T \geq t)}{h} \quad (2)$$

The hazard function represents the instantaneous rate of failure of the process at time t given that the process has lasted until time t . Based on the above hazard function, the density function can be written as

$$f(t) = \lambda(t)S(t) \quad (3)$$

For the above hazard function specification, parametric, non-parametric or semi-parametric methods may be applied. The parametric model specification tries to fit the duration data to some usual parametric probability distribution, such as exponential, Weibull, or gamma distribution. Previous empirical studies have shown that the profile of travel/activity duration hazard is generally irregular and with multiple spikes (Ma et al., 2009). As we are interested in investigating the effects of covariates on duration data, semi-parametric models (also called Cox models) are preferred. Cox PH model is estimated using the partial likelihood framework suggested by Cox (1972), which does not need the specification of the baseline hazard function $\lambda_0(t)$. One

avoids then the risk of a misspecified baseline hazard function. The quality of the estimation of the covariates coefficients is considered to be more robust than the fully parametric approach (Oakes, 1977).

The Cox PH model is specified as

$$\lambda(t|\mathbf{X}) = \lambda_0(t)\exp(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \quad (4)$$

where $\lambda_0(t)$ denotes the baseline hazard function for failure time t , \mathbf{X} and $\boldsymbol{\beta}$ the column vectors of covariates and regression coefficients, respectively.

The above model specification assumes that the effects of covariates on duration hazard are multiplicative. Hence each individual hazard is proportional with respect to the baseline hazard. Separation of the time effect and the covariate effect leads to the proportional hazard assumption with respect to each covariate by keeping the values of other covariates constant. The relative risk between individual i and j is the ratio of hazards:

$$\frac{\lambda_i(t)}{\lambda_j(t)} = \frac{\lambda_0(t)\exp\{X_i\boldsymbol{\beta}\}}{\lambda_0(t)\exp\{X_j\boldsymbol{\beta}\}} = \exp\{(X_i - X_j)\boldsymbol{\beta}\} \quad (5)$$

Hence, the hazards of two individuals are proportional with respect to their related covariate values.

However, ignoring the sample selection issue (i.e. engaging or not in an out-of-home activity) will lead to biased parameters (Bhat, 1996). The model needs to take into account whether the event of interest occurs (i.e. “incidence”) and given that it occurs its duration (i.e. “latency”). This problem is similar to those dealt with in clinical trials with “mixture cure models”. Following Corbière and Joly (2007), let U be the indicator denoting an individual is susceptible ($U = 1$) or non-susceptible ($U = 0$) to engage in the activity and T is a non-negative random variable denoting the failure time, defined only when $U = 1$. The mixture cure model is given by

$$S(t|x,z) = \pi(z)S(t|U=1,x) + 1 - \pi(z) \quad (6)$$

where $S(t|x,z)$ is the unconditional survival function of T for the entire population, $\pi(z) = P(U=1|z)$ is the probability to engage in the activity given the covariate vector z , $S(t|U=1,x) = P(T > t | U=1,x)$ is the survival function for “engaged” individuals given the covariate vector x . $\pi(t)$ is modelled using a binary logit model.

Simultaneous estimation of the individual probability of engagement in out-of-home activity (with a logit model) and the duration of activity for those engaged (with a Cox PH model) relies on the SAS macro for semiparametric mixture model proposed by Corbière and Joly (2007). The reader is referred to this paper for detailed description of the estimation procedure and the SAS macro, which performs simultaneous maximisation of both the likelihood of the logit model and the Cox’s partial-likelihood of the duration PH model, using EM algorithm.

When interpreting the results of Cox PH models, it should be noted that a *positive* regression coefficient means a greater risk of stopping travel/activity, i.e. a *shorter* travel/activity time budget, while a *negative* regression coefficient means a *longer* travel/activity time budget.

4. Results and discussion

In this section, we address successively the two research questions referred to in the introduction, that is to say weekday time allocation to travel and activities, and travel times per activity.

4.1. Time allocation to travel and main out-of-home activities

We present here the duration analysis with respect to individual’s travel time budget and activity time budgets per day. The

travel time budget is defined as the summation of durations of trips conducted in 24 h. Similarly, the activity time budget is calculated by the summation of durations of activities of the same type conducted during the 24 h period.

For the covariate settings, the socio-demographic, spatial and transport availability covariates are included in the duration model (Table 4). City fixed effects are added and specified as dummy variables to investigate their effects on aforementioned duration data. Moreover, the survey methodology is expected to influence the measurements. Grossly speaking, there is one common methodology in each of the three countries, i.e. common to the four French cities on the one hand, and for the three Swiss cities on the other hand. For Belgium we have only the Brussels city, so this methodology effect is confounded with the city-effect. By analyzing either the French cities or the Swiss cities on a whole we can detect such methodology effect. It should be noted that this includes not only the survey methodology effect but also other effects specific to the country such as those relating to way-of-life, culture and so on.

4.1.1. Daily travel time budget

The Cox PH mixture model estimation results of daily travel time budget are shown in Table 4 (1st column for logit model and 2nd column for Cox PH model).

Engagement in out-of-home activities (i.e. non zero travel time budget) is higher for male, for adults between 15 and 65 when compared with adults over 65 (and lower for youngsters under 15), very high for workers, and lower for those living in couple or when children under 12 are present in the household. Socio-demographic factors have expected effects. Engagement in out-of-home activities is also higher when car is available in the household. Regarding cities, only in Rennes a significant lower propensity to engage in out-of-home activity appears.

Regarding travel time budget socio-demographic factors have also expected effects (see Mokhtarian and Chen (2004) and Joly (2006) for reviews of studies on daily travel time): males have a longer travel time budget compared with females, younger people (under 15) have a shorter travel time budget when compared with adults over 65, while other between 15 and 65 have a longer travel time budget. The presence of children under 12 or living in couple induces a shorter travel time budget.

As for the impact of spatial context and transport mode availability, it is interesting to note that there is no effect of car ownership, density and distance to public transport on travel time budget. Only a greater distance to major highway has a slight effect of increasing travel time budget (the hazard is reduced by less than 2%).

Regarding city-specific effects, the results indicate that people living in the French city of Lyon and the Swiss cities of Geneva and

Table 4
Cox PH mixture models for daily travel and activity time budgets.

| Model | Travel time budget | | Work time budget | | Shopping/Personal business time budget | | Social–Recreation time budget | |
|---|--------------------|------------|------------------|-----------|--|------------|-------------------------------|------------|
| | Logit | Cox PH | Logit | Cox PH | Logit | Cox PH | Logit | Cox PH |
| Intercept | 4.925*** | | 2.055 | | 8.254*** | | 7.192*** | |
| <i>Socio-demographic characteristics</i> | | | | | | | | |
| Gender | 0.239** | –0.105*** | 1.523*** | –0.374*** | –0.571*** | 0.022 | 0.357 | –0.041** |
| Age < 15 | –1.027*** | 0.442*** | n.a. | n.a. | –6.513*** | 0.099** | –2.233* | 0.110*** |
| Age 15–25 | 4.580*** | –0.319*** | 2.049*** | –0.446*** | –4.450*** | 0.0125 | 1.157 | 0.075** |
| Age 25–55 | 2.344*** | –0.283*** | 6.897*** | –0.496*** | –2.338*** | –0.122*** | –0.773 | 0.091*** |
| Age 55–65 | 1.183*** | –0.162*** | 4.107*** | –0.478*** | –1.265*** | –0.138*** | –0.391 | 0.021 |
| Age ≥ 65 | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| Couple | –0.985*** | 0.039*** | –1.556** | 0.060*** | –0.601*** | –0.077*** | –1.768*** | 0.150*** |
| Children_12 | –0.688*** | 0.042*** | –1.814*** | 0.080*** | –0.334*** | 0.063*** | –2.385*** | 0.141*** |
| Work_status | 6.425*** | 0.005 | n.a. | n.a. | –0.395*** | 0.220*** | 1.150*** | 0.247*** |
| <i>Spatial and transport availability characteristics</i> | | | | | | | | |
| Car_ownership | 1.212*** | –0.019*** | 0.409 | –0.170*** | 0.0057 | –0.0315*** | 2.134*** | 0.001 |
| Density | –0.047* | –0.003* | 0.077 | 0.002 | –0.020** | 0.006* | –0.075* | –0.010 |
| Dist_PT | –0.030 | –0.004 | 0.003 | 0.025*** | –0.089*** | 0.0072 | –0.228*** | –0.015** |
| Dist_interchange | 0.084 | –0.014*** | 0.130 | –0.0003 | –0.006 | 0.0004 | 0.456*** | 0.004 |
| <i>City-specific variables</i> | | | | | | | | |
| Grenoble | 0.272 | –0.020 | 4.640 | –0.139** | 0.180 | 0.143*** | 3.595*** | 0.178*** |
| Rennes | –1.277*** | 0.143*** | –0.541 | –0.188** | 0.340** | 0.179*** | 1.091* | 0.161*** |
| Strasbourg | –0.228 | –0.030 | 3.707 | –0.148** | 0.366** | 0.236*** | 2.010*** | 0.109* |
| Lyon | 0.047 | –0.08*** | 3.178 | –0.199*** | –0.397** | 0.096* | 1.015* | 0.152*** |
| Geneva | 0.345 | –0.109*** | 1.496 | –0.283*** | 0.038 | 0.133*** | 5.717 | 0.108* |
| Bern | –0.064 | –0.073* | 0.499 | –0.453*** | 0.859*** | 0.237*** | 4.992 | 0.0826 |
| Zurich | 0.794 | –0.177*** | 0.911 | –0.526*** | 0.651*** | 0.230*** | 6.267 | 0.109* |
| Brussels | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. | Ref. |
| <i>Models fit statistics</i> | | | | | | | | |
| Sample size | 36,860 | 30,267 | 15,651 | 11,400 | 36,860 | 12,652 | 36,860 | 12,050 |
| Log-likelihood | –15129.10 | –280987.44 | –8758.36 | –94805.26 | –21507.19 | –106754.36 | –22639.84 | –100969.37 |
| Total log-likelihood | –296116.54 | | –103563.62 | | –128261.55 | | –123609.21 | |
| Likelihood ratio (df) | 6426.98*** (19) | | 1355.62*** (17) | | 4608.95*** (19) | | 1745.04*** (19) | |

(1) "ref." means reference covariates; (2) all parameter estimates are obtained at 1.0E–5 convergence criterion of log-likelihood value; (3) sample size: for each of the four models the first number refers to the overall sample size, the second to sample with strictly positive time budget.

* 0.1.
** 0.05.
*** 0.01.

Zurich have longer travel time budgets, while it is the opposite for the French city of Rennes. Considering the opposite effects in France, this indicates no France's specific effect but perhaps one for Switzerland.

The results of daily activity time budgets model for each of activity purposes are also shown in Table 4. We fit a Cox PH mixture model for each of activity purposes. School activity (and therefore accompanying activity) time budget is excluded from the analysis since the duration of this activity is largely determined by exogenous societal rhythms. The estimation results are discussed below for each of activity purposes.

4.1.2. Daily work/training (out-of-home) time budget

Regarding engagement in work activity, it should be noted that only individuals with full or part-time working status (whether they work at home or not) are included in this model. Thus given the various days of the week when the survey occurs, these people may or may not engage in out-of-home work activity. The probability is higher for males and for individuals between 15 and 65 when compared with those over 65, and lower when being in couple or when young children are present in the household. These socio-demographic effects are as expected, whereas there is neither significant effect of spatial and transport characteristics nor of city.

When it comes to work daily time budget, here again socio-demographic factors have expected effects: male people have longer work time budget as well as the central age categories (over 15 and under 65). Being in couple or the presence of children under 12 induce shorter work time budget.

Car ownership is associated with longer work daily duration, while it is the opposite for the distance to public transport. Density and distance to major highway have no significant effect. When compared with Brussels, people living in the French and Swiss cities have longer work time budget, with a much higher effect in Bern and Zurich when compared with Geneva and then to the French cities. Perhaps is there a cultural and/or linguistic area effect.

4.1.3. Daily shopping or personal business time budget

As for engagement in shopping or personal business out-of-home activities, the logit model indicates a lower engagement for males, and youngsters and adults when compared with people over 65, and also a negative effect of being in couple, having young children at home or being a worker. While distance to public transport has also a negative effect as expected, density has too, which is somewhat unexpected. Living in Rennes, Strasbourg, Bern or Zurich has a positive effect on engagement while it is the opposite for Lyon. This probably indicates local factors not taken into account by our covariates.

Regarding shopping and personal business time budget, the results indicate that couples have a slightly higher activity time budget, but the presence of children under 12 has inverse effect. People over 25 and under 65 have longer activity time budget. Also, workers spend less time on shopping or personal business activity, probably due to less available time for their personal use.

Spatial and transport availability characteristics play no significant role for shopping and personal business activity time budget. City-specific effects indicate that in all French and Swiss cities (but at a lesser degree in Lyon) people spend less time on shopping and personal business when compared with Brussels.

4.1.4. Daily social or recreation time budget

Regarding engagement in social and recreation activities, being in couple or having young children at home has a negative effect while being a worker has a positive effect. Car ownership and proximity to the high speed road network has also a positive

effect, while it is negative for proximity to public transport. Only in the two cities of Grenoble and Strasbourg is found a significant and positive effect on activity engagement. This can be related with some immeasurable specificities of lifestyle in these two cities.

As for time budget devoted to social or recreation activity men have slightly longer activity time budget, while being in couple and the presence of children of age under 12 have inverse effect. Older people (over 65) have longer activity time budget, and, here again, workers have lower social-recreation time budget probably due to less available personal time.

Regarding spatial and transport availability characteristics, only distance to public transport plays a significant role: it induces slightly more time spent in social and recreation activity. For city-specific effects, in all French and Swiss cities (but with lower significance in this last case) people spend less time on social and recreation activity when compared with Brussels.

To sum up, the impact of spatial context and transport supply on daily travel time budget is limited: car ownership is linked to a higher probability to travel and travel time budget is slightly positively influenced by the distance to a high-speed road network. Regarding work time budget the main effect of transport is channelled through car ownership. The most prominent role is played by socio-demographic factors whether for travel time budget or different out-of-home activity time budgets. In parallel city (or country) specific effects play a noticeable role in activity time budgets, especially for work and shopping or personal business activity, and to a lesser extent for travel time budget. This may reflect spatial characteristics not yet considered in our data or cultural and lifestyle differences specific to each city.

4.2. Trip duration per activity for city and transport mode contexts

In this section, we investigate city, spatial and transport mode effects on trip duration for each of activity purposes. Since we are interested in investigating intrinsic mode-specific effect on travel duration, the averaged travel time per activity per day is not appropriate for this purpose. Trip duration per activity is calculated as the difference between its arrival time and departure time according to the type of activity conducted at its destination.

As for the specification of covariates, besides the same socio-demographic variables as previously with an added country effect, it is conducted in terms of city, transport mode and their interaction which aims to investigate the cross-effects of these two factors. We also add density as an indicator of proximity to destinations: we expect that the higher the density, the lower the distances to be travelled to reach amenities and the lower the duration of trips.

A standard Cox PH model is estimated for trip duration for each activity purpose. The selection of covariates in each of the final models is based on the stepwise model selection process. The Cox model estimation is performed by the Proc Phreg in SAS. As there are numerous tied duration data, the Efron method is applied to approximate the partial-likelihood (Efron, 1977).

The parameters estimation results are shown in Table 5.

First of all, the level of density has a significant impact on trip duration whether whatever the purpose or specifically for shopping/personal business and social/recreation activities: however, the coefficient is unexpectedly negative. This means that, controlling for mode, the higher the density the longer trip duration. This can be seen as the result of two opposite effects, the one exerted by spatial proximity to amenities, the other by congestion following from density, the second one being stronger.

The country-specific effect is significant in some cases regarding trip duration. Indeed, in France trip duration is shorter when all purposes are considered together, and especially for school and social/recreation trips. On the opposite trip duration is longer in

Table 5
Cox proportional hazard models for trip duration per activity in city and transport mode contexts.

| Covariates | All | Work | School | Shopping/personal business | Social/recreation |
|---|------------------|-----------------|-----------------|----------------------------|-------------------|
| Density | –0.008*** | | | –0.014*** | –0.011*** |
| <i>Country-specific variables</i> | | | | | |
| France | 0.188*** | | 0.523*** | | 0.301*** |
| Swiss | | | | –0.341*** | |
| <i>Socio-demographic characteristics</i> | | | | | |
| Gender | –0.096*** | –0.129*** | | –0.042*** | |
| Age < 15 | 0.248*** | n.a. | 0.557*** | 0.103*** | 0.176*** |
| Age 15–25 | | | 0.142** | 0.038 | |
| Age 25–55 | | | | | –0.065*** |
| Age 55–65 | –0.040*** | | | –0.049** | –0.167*** |
| Age ≥ 65 | –0.067*** | n.a. | n.a. | | –0.240*** |
| Couple | | 0.031* | –0.046* | | |
| Children_12 | 0.141*** | | 0.203*** | 0.079*** | 0.087*** |
| Work_status | | | | 0.064*** | 0.181*** |
| <i>City-specific variables</i> | | | | | |
| Grenoble | –0.031** | –0.091*** | | 0.084*** | |
| Rennes | | | | | |
| Strasbourg | | | –0.139*** | | |
| Lyon | –0.221*** | –0.187*** | –0.370*** | –0.106*** | |
| Brussels | | | | | |
| Geneva | | | 0.663*** | | |
| Bern | | | | | 0.277*** |
| Zurich | –0.182*** | –0.189*** | | | |
| <i>Transport modes</i> | | | | | |
| Walk | | 0.930*** | | | |
| Bicycle | | 0.490*** | | –0.193*** | |
| Public transport | –0.931*** | –0.756*** | –1.300*** | –1.223*** | –0.644*** |
| Car | –0.256*** | | –0.181*** | –0.570*** | |
| <i>Interaction effects of city and transport mode</i> | | | | | |
| Grenoble × walk | 0.434*** | 0.244*** | 0.063 | | 0.625*** |
| Grenoble × bicycle | | | | | |
| Grenoble × public transport | | | | | |
| Grenoble × car | | | –0.284*** | | |
| Rennes × walk | 0.277*** | | | | 0.445*** |
| Rennes × bicycle | | | –0.160* | | 0.278*** |
| Rennes × public transport | –0.125*** | | –0.208*** | | |
| Rennes × car | | | | 0.137*** | –0.093*** |
| Strasbourg × walk | 0.255*** | | | | 0.474*** |
| Strasbourg × bicycle | | –0.204** | | | 0.169*** |
| Strasbourg × public transport | –0.196*** | | –0.188** | | |
| Strasbourg × car | | | | 0.122*** | |
| Lyon × walk | 0.404*** | | | | 0.510*** |
| Lyon × Bicycle | | | | –0.316* | |
| Lyon × public transport | | | | | –0.080*** |
| Lyon × car | –0.057** | –0.233*** | | | –0.223*** |
| Brussels × walk | 0.100** | | 0.320** | –0.354*** | 0.240*** |
| Brussels × bicycle | | | | | |
| Brussels × public transport | | | | | 0.312*** |
| Brussels × car | | –0.315*** | | | |
| Geneva × walk | | –0.286*** | | | |
| Geneva × bicycle | | | | | |
| Geneva × public transport | | | –0.334*** | 0.227*** | 0.165*** |
| Geneva × car | | | –0.427*** | | |
| Bern × walk | –0.180*** | | | | –0.474*** |
| Bern × bicycle | 0.182*** | 0.223** | 0.396** | | |
| Bern × public transport | | | | | |
| Bern × car | 0.075*** | | | 0.202*** | –0.197*** |
| Zurich × walk | | | | | –0.134*** |
| Zurich × bicycle | 0.233*** | 0.464*** | 0.515*** | 0.410*** | |
| Zurich × public transport | | | | | |
| Zurich × car | 0.103*** | | | | |
| Sample size | 80807 | 18723 | 9838 | 18385 | 16620 |
| Log-likelihood | –824,748,5 | –163,458,015 | –7,842,608 | –160,719,535 | –143,479,575 |
| Likelihood ratio (df) | 15111.02*** (25) | 4024.97*** (15) | 4384.17*** (20) | 2857.90*** (20) | 2850.76*** (25) |

* 0.1.
** 0.05.
*** 0.01.

Switzerland for shopping/personal business trips. There is no specific effect for work trip duration for any country and no effect for Brussels (and Belgium) whatever the purpose. Because of these various directions of results according to the various trip purposes there is no obvious indication of any survey methodology effect. These differences could rather be attributed to overall urban and transport policy in the two countries, e.g. transport infrastructure investments in France having favoured travel speed by car until recent years.

Since the socio-demographic variables relate here to trip duration for various purposes, we should find here more detailed view of their impact when compared with the previous model of travel time budget (see first column of Table 4). Male travellers have a longer trip duration, whether considering overall purposes, work purpose or shopping/personal business purpose; this is consistent with their higher travel time budget. Youngsters under 15 have shorter trip durations (and shorter travel time budget). Youngsters between 15 and 25 have shorter trip durations for school and shopping / personal business purposes but longer travel time budget: they may compensate by more trips overall. On the opposite, older people (over 55) have longer trip durations what-

ever the trip purpose but shorter travel time budget: they may compensate by fewer trips overall. Results regarding presence of young children and work status are similar when comparing trip durations and travel time budget.

As for the joint effect of city and transport mode, it is calculated as the summation of coefficients with respect to the city-specific, mode-specific and the cross-effect of city and transport modes. To ease the analysis, the joint (interaction) effects with respect to each of activity purposes are plotted in Figs. 1–5. The abscissa shows from left to right the increasing level of coefficient of the Cox model, which means a decreasing trip duration.

When considering trip duration for activities all purposes considered together (see Fig. 1), it is interesting to find that the travel time by car is less than that of public transport for all cities. This implies that in these cities, private car is more competitive than public transport in terms of travel time for work. Then bicycle and walk have, as expected, shorter travel times, but not so different from car travel time. Overall there is a hierarchy between modes which broadly speaking is valid whatever the city.

Within this mode hierarchy Zurich and Lyon have longer trip duration by car and by public transport (with Strasbourg). We find

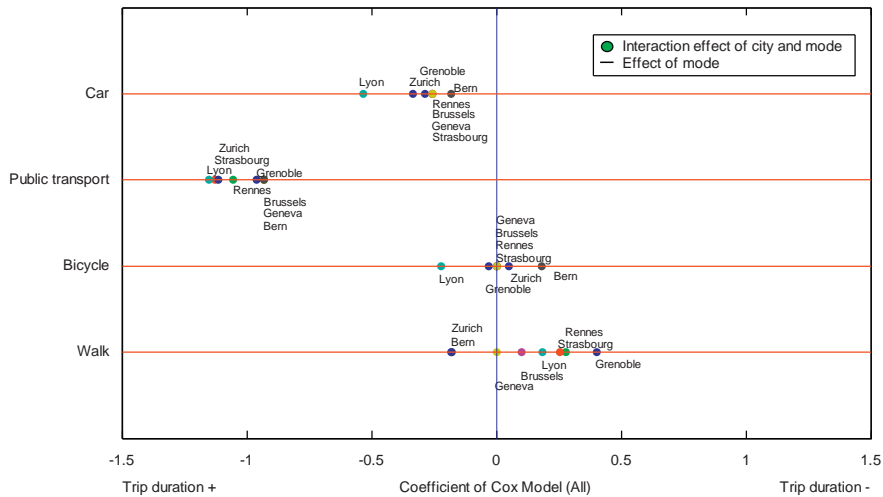


Fig. 1. City and transport mode effects on trip duration for all activities.

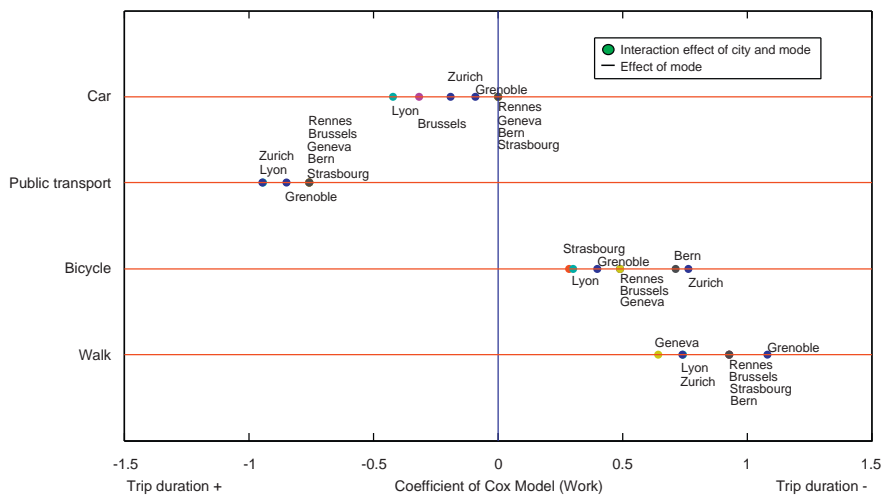


Fig. 2. City and transport mode effects on trip duration for work activity.

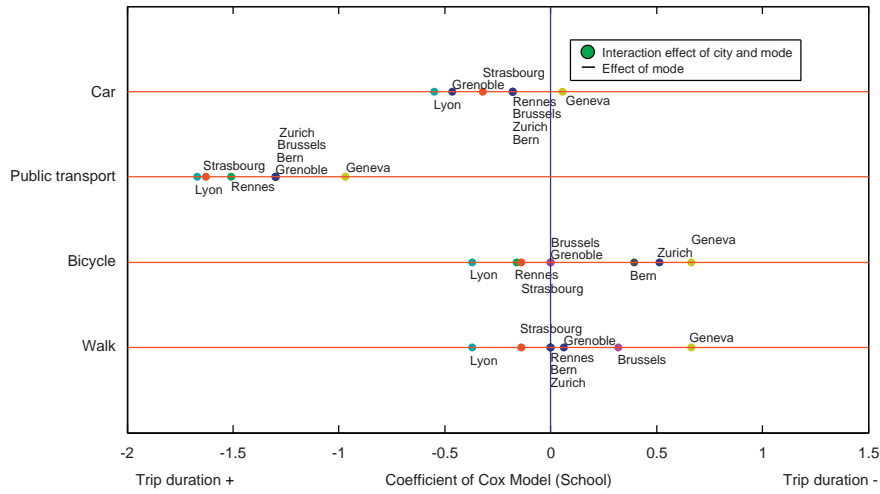


Fig. 3. City and transport mode effects on trip duration for school activity.

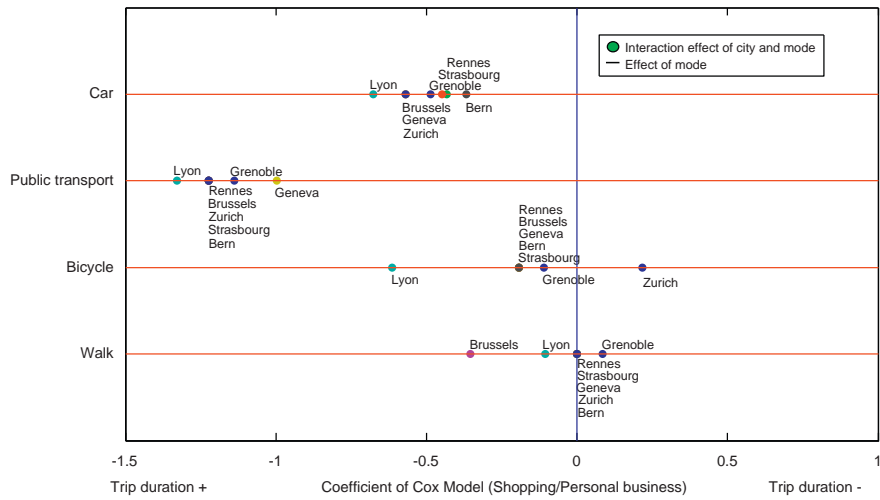


Fig. 4. City and transport mode effects on trip duration for shopping/personal business activity.

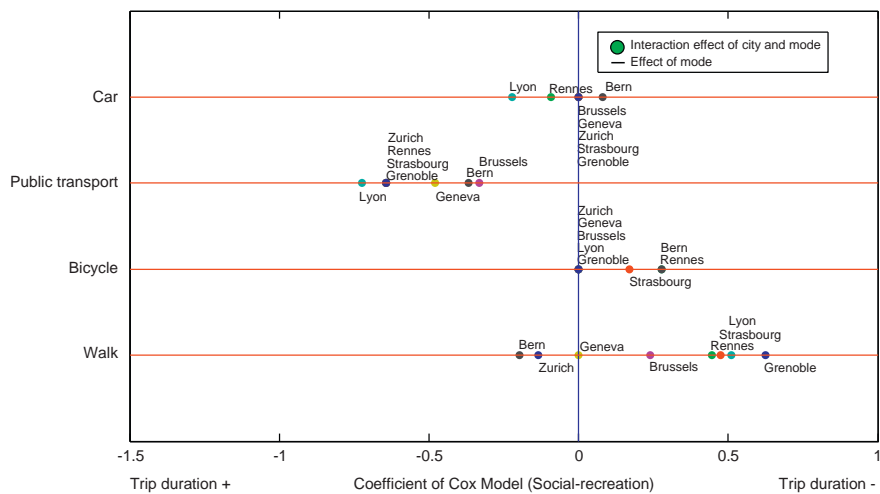


Fig. 5. City and transport mode effects on trip duration for social-recreation activity

again Lyon with longer trip duration by bicycle. The Swiss cities of Bern and Zurich have also the longest trip duration by walk.

Considering now only work/training activity (see Fig. 2), the hierarchy between modes is more obvious. Workers spend the most time on public transport to go to work, and especially in Zurich and Lyon. By car they spend less time when compared with public transport, and here again Lyon and Zurich with Brussels and Grenoble appear to have longer work trip duration by car compared with other cities.

For school activity (see Fig. 3), the results indicate that travel time by car is close to the travel time by walk and bicycle but definitely shorter than those by public transport.

Regarding shopping/personal business and social–recreation activities (see Figs. 4 and 5) the hierarchy between modes is much less obvious, despite public transport has still the longer trip durations. Moreover, there are much larger differences between cities when compared with other trip purposes, especially regarding bicycle and walk mode. This probably reflects specificities in urban settings and lifestyles along these various cities.

5. Conclusion

In this study, we analyze the effects of socio-demographic characteristics, spatial context, transport supply and city-specific effects on daily travel time budget, daily out-of-home activity time budgets and trip duration for each of activity purposes across eight cities in France, Belgium and Switzerland. A particular effort has been achieved in order to harmonize the data. Unlike previous literature, analysis is performed at the individual level, while spatial context (density) and transport supply indicators have been measured with common definition and methodology.

The results indicate that socio-demographic and city-specific characteristics play a major role while residential density and proximity to high level road or public transport networks have a very limited impact on time budgets for travel and out-of-home activities. These results are somewhat in line with previous work on this topic (Timmermans et al, 2002). Obviously caution should be kept in mind when comparing data collected in various countries and cultural areas with different survey tools. However,

given our efforts to check and harmonize these sources and build a common methodology, jointly with an individual-based analysis, our conclusions strengthen the case: they confirm the minor impact of spatial context and transport supply, as measured in our study, on travel and activity time allocation when compared with socio-demographic and city (and sometimes country or cultural area) specific characteristics.

Regarding trip duration, residential density has an unexpected increasing effect: the higher the density, the longer trip duration. This is interpreted as the result of two opposite effects, the one exerted by spatial proximity to amenities, the other by congestion following from density, the second one being stronger. When it comes to mode-specific trip duration, the first distinction is between public transport (with longer travel times) and other modes of transport which have similar travel times, except for work activity for which the car is associated with intermediate travel times. Then, within this basic difference between modes, come only some city-specific differences reflecting cities own urban and transport policy.

Acknowledgements

This research has benefited from a Grant of ANR (the French Agency for Research, Project EuroCities-DATTA no. ANR-07-BLAN-0032-01). The help of Xavier Pauly at GRT (Namur) and Pierre Dessemontet at LASUR (Lausanne) for gathering data on transport supply, respectively, on Brussels and the three Swiss cities is gratefully acknowledged.

Appendixes

Appendix A. Classification of initial trip purposes for the eight cities

See Table A1.

Appendix B. Average individual daily travel time budget across cities

See Table B1.

Table A1

| | Grenoble, Rennes, Strasbourg, Lyon | Brussels | Geneva, Bern, Zurich |
|----------------------------|--|---|---|
| Work | Usual work Non usual work | Work, visit for work | Work, training, |
| School | Nursery school, primary school, second school, university | School | School |
| Shopping/personal business | Daily/weekly purchase, looking for a job, administration, health, purchase of equipment, clothing or leisure | Daily/weekly purchase, shopping, personal business | Daily purchase, shopping, personal business, service |
| Social–recreation | Walk, sports, culture and associative activities, out-of-home eating, visit to the family or to friends | Walk, sports, culture and leisure activities, out-of-home eating, visit to the family or to friends | Leisure |
| Accompany | Accompany | Deposit or seek someone | Accompany |

Table B1

| | | | Grenoble | Rennes | Strasbourg | Lyon | Brussels | Geneva | Bern | Zurich |
|--------------------------|--------------|------|----------|--------|------------|-------|----------|--------|-------|--------|
| Daily travel time budget | Without zero | Mean | 69.3 | 62.2 | 69.8 | 71.6 | 68.9 | 73.7 | 69.8 | 74.6 |
| | | s.d. | 49.2 | 47.5 | 49.3 | 52.0 | 52.7 | 62.8 | 57.7 | 62.9 |
| | With zero | Mean | 58.3 | 53.1 | 59.1 | 60.0 | 57.1 | 65.8 | 62.4 | 66.8 |
| | | s.d. | 51.7 | 49.1 | 51.8 | 54.4 | 54.5 | 63.5 | 58.6 | 63.8 |
| | % > 0 | | 84.1% | 85.3% | 84.7% | 83.7% | 83.0% | 89.3% | 89.4% | 89.5% |

Table C1

| Activity | City | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|----------------------------|----------|-----------|--------|-----------|------------|-----------|-------|-----------|----------|-----------|--------|-----------|-------|-----------|--------|-----------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | Grenoble | | Rennes | | Strasbourg | | Lyon | | Brussels | | Geneva | | Bern | | Zurich | | | | | | | | | |
| | % > 0 | With zero | % > 0 | With zero | % > 0 | With zero | % > 0 | With zero | % > 0 | With zero | % > 0 | With zero | % > 0 | With zero | % > 0 | With zero | | | | | | | | |
| Work | Mean 38 | 31.7 | 12.1 | 40 | 30.0 | 11.9 | 42 | 31.2 | 13.1 | 40 | 35.5 | 14.3 | 41 | 34.6 | 14.2 | 47 | 28.2 | 13.1 | 42 | 27.7 | 11.7 | 44 | 30.6 | 13.5 |
| | s.d. | 30.1 | 24.1 | 33.7 | 25.8 | 34.1 | 26.9 | 34.1 | 26.9 | 33.4 | 33.4 | 27.5 | 36.3 | 28.8 | 34.8 | 27.6 | 34.8 | 27.6 | 34.6 | 26.3 | 34.6 | 26.3 | 30.1 | 25.1 |
| School | Mean 28 | 22.9 | 6.3 | 28 | 20.3 | 5.7 | 25 | 22.5 | 5.7 | 22 | 22.4 | 4.9 | 19 | 19.1 | 3.7 | 14 | 21.2 | 2.9 | 9 | 19.7 | 1.7 | 11 | 22.8 | 2.5 |
| | s.d. | 18.8 | 14.2 | 15.9 | 12.4 | 15.6 | 12.5 | 15.6 | 12.4 | 17.8 | 17.8 | 12.4 | 17.7 | 10.9 | 17.1 | 9.6 | 17.1 | 9.6 | 14.5 | 6.9 | 14.5 | 6.9 | 20.4 | 9.8 |
| Shopping/personal business | Mean 41 | 20.3 | 8.4 | 40 | 18.3 | 7.4 | 44 | 20.1 | 8.9 | 39 | 22.5 | 8.7 | 45 | 21.4 | 9.7 | 44 | 24.2 | 10.7 | 54 | 20.9 | 11.2 | 48 | 22.0 | 10.4 |
| | s.d. | 18.2 | 15.4 | 18.1 | 14.6 | 17.7 | 15.4 | 17.7 | 15.4 | 21.5 | 21.5 | 17.3 | 20.0 | 17.1 | 38.9 | 28.6 | 38.9 | 28.6 | 23.2 | 19.9 | 23.2 | 19.9 | 31.7 | 24.4 |
| Social-recreation | Mean 43 | 22.0 | 9.5 | 37 | 21.1 | 7.8 | 42 | 22.2 | 9.4 | 36 | 23.6 | 8.5 | 37 | 30.9 | 11.6 | 55 | 33.9 | 18.8 | 52 | 32.7 | 17.0 | 54 | 33.7 | 18.0 |
| | s.d. | 26.0 | 20.2 | 23.8 | 17.6 | 22.6 | 18.3 | 22.6 | 18.3 | 23.6 | 23.6 | 18.1 | 33.0 | 25.1 | 45.2 | 37.6 | 45.2 | 37.6 | 39.3 | 32.7 | 39.3 | 32.7 | 40.5 | 34.1 |
| Accompanying | Mean 21 | 21.7 | 4.5 | 18 | 20.2 | 3.6 | 18 | 21.4 | 3.7 | 18 | 23.5 | 4.3 | 20 | 23.3 | 4.6 | 6 | 16.4 | 1.0 | 2 | 12.1 | 0.3 | 2 | 16.0 | 0.3 |
| | s.d. | 19.8 | 12.6 | 17.8 | 10.8 | 17.1 | 10.8 | 17.1 | 10.8 | 21.2 | 21.2 | 12.8 | 26.8 | 15.0 | 12.8 | 5.0 | 12.8 | 5.0 | 8.8 | 2.3 | 8.8 | 2.3 | 12.8 | 2.9 |

Table D1

| Mode* | City | | | | | | | | | | | | | | | |
|------------------|----------|------|--------|------|------------|------|------|------|----------|------|--------|------|------|------|--------|------|
| | Grenoble | | Rennes | | Strasbourg | | Lyon | | Brussels | | Geneva | | Bern | | Zurich | |
| | Mean | s.d. | Mean | s.d. | Mean | s.d. | Mean | s.d. | Mean | s.d. | Mean | s.d. | Mean | s.d. | Mean | s.d. |
| Walk | 9.1 | 9.2 | 9.8 | 8.6 | 9.6 | 7.4 | 12.5 | 14.2 | 9.1 | 9.2 | 15.0 | 23.7 | 16.8 | 24.1 | 16.8 | 27.0 |
| Bicycle | 12.5 | 10.6 | 12.0 | 10.3 | 12.7 | 15.8 | 15.4 | 21.1 | 12.5 | 10.6 | 14.5 | 19.0 | 11.9 | 11.7 | 13.5 | 16.1 |
| Public transport | 27.7 | 21.1 | 28.1 | 16.0 | 31.9 | 24.3 | 31.3 | 21.9 | 27.7 | 21.1 | 31.8 | 29.1 | 31.9 | 22.0 | 37.8 | 28.4 |
| Car | 15.5 | 14.9 | 14.9 | 16.4 | 14.8 | 14.0 | 17.7 | 19.1 | 15.5 | 14.9 | 18.3 | 26.3 | 17.4 | 30.8 | 19.7 | 29.7 |

* For multimodal trips, one main mode is assigned the total travel time for the entire trip according to the following priority: public transport > car > bicycle > walk.

Table E1

| Activity | City | | | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
|--------------------------------|----------|---------|-----------|-----|------------|-----------|------|---------|-----------|-----|---------|-----------|------|---------|-----------|-----|---------|-----------|-----|-----|-----|
| | Grenoble | | Rennes | | Strasbourg | | Lyon | | Brussels | | Geneva | | Bern | | Zurich | | | | | | |
| | % | No zero | With zero | % | No zero | With zero | % | No zero | With zero | % | No zero | With zero | % | No zero | With zero | % | No zero | With zero | | | |
| Work (1) | Mean 38 | 474 | 179 | 39 | 487 | 191 | 41 | 473 | 194 | 192 | 461 | 182 | 47 | 463 | 220 | 41 | 494 | 205 | 44 | 511 | 224 |
| | s.d. | 139 | 245 | 251 | 129 | 251 | 143 | 250 | 250 | 251 | 150 | 244 | 175 | 261 | 266 | 167 | 266 | 266 | 165 | 276 | 276 |
| School(2) | Mean 28 | 386 | 106 | 28 | 415 | 116 | 25 | 385 | 97 | 95 | 396 | 76 | 12 | 348 | 40 | 8 | 331 | 25 | 11 | 342 | 37 |
| | s.d. | 139 | 187 | 200 | 136 | 200 | 131 | 179 | 179 | 187 | 166 | 166 | 119 | 118 | 118 | 115 | 115 | 93 | 119 | 119 | 113 |
| Shopping/personal business (3) | Mean 42 | 65 | 27 | 40 | 62 | 25 | 44 | 58 | 26 | 26 | 73 | 32 | 45 | 65 | 29 | 55 | 61 | 33 | 47 | 62 | 29 |
| | s.d. | 63 | 51 | 50 | 63 | 50 | 52 | 52 | 45 | 54 | 83 | 66 | 86 | 86 | 66 | 86 | 86 | 70 | 92 | 92 | 70 |
| Social–recreation (4) | Mean 43 | 153 | 65 | 36 | 146 | 53 | 42 | 154 | 65 | 55 | 182 | 60 | 53 | 159 | 84 | 49 | 155 | 76 | 50 | 151 | 76 |
| | s.d. | 121 | 110 | 103 | 125 | 111 | 125 | 125 | 111 | 106 | 150 | 121 | 135 | 126 | 126 | 135 | 122 | 122 | 141 | 141 | 125 |
| Accompanying (5) | Mean 21 | 22 | 5 | 18 | 20 | 4 | 17 | 23 | 4 | 4 | 20 | 5 | 5 | 16 | 1 | 2 | 12 | 0 | 2 | 15 | 0 |
| | s.d. | 20 | 13 | 11 | 17 | 11 | 19 | 19 | 12 | 13 | 27 | 15 | 12 | 12 | 5 | 9 | 9 | 2 | 11 | 11 | 2 |
| Sum of (3,4,5) | Mean 74 | 131 | 96 | 69 | 118 | 82 | 73 | 130 | 94 | 86 | 141 | 96 | 78 | 147 | 114 | 81 | 134 | 109 | 78 | 134 | 105 |
| | s.d. | 120 | 118 | 113 | 119 | 113 | 121 | 118 | 118 | 117 | 144 | 136 | 141 | 138 | 138 | 135 | 135 | 133 | 133 | 141 | 136 |
| Sum of (1,2,3,4,5) | Mean 99 | 384 | 382 | 99 | 392 | 389 | 99 | 390 | 385 | 373 | 370 | 354 | 100 | 375 | 373 | 100 | 340 | 339 | 100 | 368 | 366 |
| | s.d. | 219 | 220 | 218 | 216 | 218 | 220 | 220 | 223 | 221 | 224 | 232 | 242 | 242 | 242 | 257 | 257 | 257 | 259 | 259 | 259 |

Appendix C. Average individual daily travel time budget per activity purpose (in minutes)

See Table C1.

Appendix D. Average travel time by trip and by mode for all cities (in minutes)

See Table D1.

Appendix E. Average out-of-home activity time budgets per person per day (in minutes)

See Table E1.

References

Bhat, C., 1996. A generalized multiple durations proportional hazard model with an application to activity behavior during the evening work-to-home commute. *Transportation Research B* 30 (6), 465–480.

Corbière, F., Joly, P., 2007. A SAS macro for parametric and semiparametric mixture cure models. *Computer Methods and Programs in Biomedicine* 85, 173–180.

Cox, D.R., 1972. Regression models and life tables. *Journal of the Royal Statistical Society B* 34, 187–200.

Efron, B., 1977. The efficiency of Cox's likelihood function for censored data. *Journal of the American Statistical Association* 72, 557–565.

Eurostat, 2003. Time use at different stages of life—results from 13 European countries, *Rapport de Recherche*. Publication Officielle de la Communauté Européenne, Luxembourg 77p.

Joly, I., Kaufmann, V., Littlejohn, K., 2007. La croissance des budgets-temps de transport en question: nouvelles approches. Rapport final de recherche, Programme Français de Recherche et d'Innovation dans les Transports Terrestres (PREDIT), Groupe Opérationnel no.1, «Mobilité, territoires et développement durable» (2005–2006).

Joly, I., 2006. Stability of regularity of the daily travel time in Lyon? Application of a duration model. *International Journal of Transport Economics*, XXXIII 3, 369–400.

Kalbfleisch, J.D., Prentice, R.L., 2002. *The statistical analysis of failure time data*, second ed. John Wiley & Sons, Inc., New York.

Kitamura, R., Robinson, J., Golob, T.F., Bradley, M., Leonard, J., van der Hoorn, T., 1992. A comparative analysis of time use data in the Netherlands and California. Report UCD-ITS-RR-92-9, Institute of Transportation Studies, University of California.

Levinson, D.M., 1999. Space, money, life-stage, and the allocation of time. *Transportation* 26 (2), 141–171.

Ma, T.Y., Raux, C., Cornelis, E., Joly, I., 2009. Multi-state non-homogeneous semi-markov model of daily activity type, timing and duration sequence. *Transportation Research Record* 2134, 123–134.

MOBEL, Belgian Mobility Survey Web Site. <<http://www.mobel.be/>> (30 December 2009).

Mokhtarian, P.L., Chen, C., 2004. TTB or not TTB, that is the question: a review and analysis of the empirical literature on travel time (and money) budgets. *Transportation Research Part A* 38, 643–675.

Oakes, D., 1977. The asymptotic information in censored survival data. *Biometrika* 64, 441–448.

Openshaw, S., 1984. *The modifiable areal unit problem*. Concepts and Techniques in Modern Geography, 38. Geo Books, Norwich, UK 41p.

Office fédéral de la statistique, 2001 *La mobilité en Suisse, Résultats du micro-recensement 2000 sur le comportement de la population en matière de transports*. Berne et Neuchâtel.

Timmermans, H., van der Waerden, P., Alves, M., Polak, J., Ellis, S., Harvey, A.S., Kurose, S., Zandee, R., 2002. Time allocation in urban and transport settings: an international, inter-urban perspective. *Transport Policy* 9 (2), 79–93.

Timmermans, H., van der Waerden, P., Alves, M., Polak, J., Ellis, S., Harvey, A.S., Kurose, S., Zandee, R., 2003. Spatial context and the complexity of daily travel patterns: an international comparison. *Journal of Transport Geography* 11, 37–46.

**STABILITY OR REGULARITY OF THE
DAILY TRAVEL TIME IN LYON?
APPLICATION OF A DURATION MODEL***

IRAGAËL JOLY**

ABSTRACT: Escaping unidimensional analysis limits and linear regression irrelevancy, the duration model incorporates impacts of covariates on the duration variable and permits to test the dependence of daily travel times on elapsed time. In the perspective of a discussion of Zahavi's hypothesis, the duration model approach is applied to the daily travel times of Lyon (France). The relationships between daily travel times and socio-economic attributes and activity duration only support the "weak version of TTB stability hypothesis". Furthermore the non-monotonic estimated hazard questions the minimisation of daily travel times.

JEL Classification: C41.

1. INTRODUCTION

TRANSPORT policy call for understanding and quantifying both the travel behaviour and the traveller's responses to changes of travel environment. It leads to the recognition of travel demand as a derived demand. The trips are made in order to engage in activities at different locations (Jones et al., 1983). On one hand, travel is one of many attributes of an activity. On the other hand, it can be considered as an activity interacting with other activities. Mokhtarian and Salomon, (2001) have shown that a part of the transport activity produces a positive utility. Hence, transport and other activities are competing each others for the scarce resource of time.

The interest of this paper is to analyse the time allocated to urban travel during one day. The individual travel time budget (TTB) is then computed as the sum of the duration of all the trips realised in one day. The TTB has been claimed by Zahavi (1979) as being a constant amount of time about 1 hour per day per capita. He also claimed that this amount is constant over different cities and different time periods. Hence, the Zahavi's conjecture

* Final version: January 2006.

** Iragaël Joly Laboratoire d'Economie des Transports, ENTPE, 14 avenue Berthelot, 69363 Lyon Cedex 07, France; e-mail: iragael.joly@let.ish-lyon.cnrs.fr

can be formulated as the spatial and temporal stability of the TTB. Since, it has become a common conjecture in the transportation research field. The city's sprawl can easily be interpreted as a consequence of the increase in disposable speeds. Hence, speeds and any policies favouring speeds become responsible of the increase in mobility. Recently, Schafer and Victor (2000) have used the constant TTB concept to construct a mobility demand model and to predict the future mobility of the world population in 2050.

On one hand, some researches that confirm the relative stability can be found (Hupkes, 1982; Bieber, et al., 1994; Vilhelmson, 1999; Schafer and Victor, 2000). On the other hand, a lot of authors have adopted the opposite direction (Van der Hoorn, 1979; Godard, 1981; Landrock, 1981; Gordon, et al., 1991; Kitamura, et al., 1992; Purvis, 1994; Kumar and Levinson, 1995; Levinson and Kumar, 1995). The critics of Zahavi's conjecture have been concerned with the influence of some socio-economic, activity-related and area specific variables. For example, variables such as income, car-ownership, age, timing of the trips or urban density are shown to influence the TTB. This multiple critiques are warnings to the abusive application of the constant TTB concept in a non-world level.

A key question of the TTB is its level of observation and application. The stability hypothesis is formulated for the world level, but most of the critiques are at disaggregated level such as national, regional or urban level. At these levels, it is clear that the stability is not a valid hypothesis. Then, only regularities in relationship between TTB and variables could constitute a "weak hypothesis" on TTB (Goodwin, 1981). Having in view the search for regularities in TTB, and the understanding of the TTB in the context of the individual activity, we propose to examine the TTB at the urban level of the city of Lyon (France).

Furthermore, the TTB has been found to be related to several variables, such as characteristics of individuals, transportation system, or activities. Few models have been constructed to estimate the TTB. Furthermore, some have been developed to estimate the travel time associated to a specific activity or a specific trip. Chen and Mokhtarian (2002) distinguish four econometrics techniques applied to directly estimate the activity duration (including 3 travels): the single linear equation approach; seemingly unrelated regression equations or structural equations modelling; linear and multinomial models; duration analysis.

The TTB analyses, before 1981, were unidimensional or limited to the linear analysis (Zahavi and Talvitie, 1980; Downes and Morrell, 1981; Goodwin, 1981; Gunn, 1981; Landrock, 1981; Prendergast and Williams, 1981; Roth and Zahavi, 1981; Tanner, 1981; Wigan and Morris, 1981). Levinson

et al. (2003) conduct an analysis on US cities with regression models, using data from the United States (2000 Census). Subsequent models have been improved and applied to the time dedicated to specific activities. Hence, Kitamura et al. (1992), Hamed and Mannering (1993), Levinson (1999), Timmermans et al. (2002) have estimated linear equations on daily travel duration for the corresponding activity. Ma and Goulias (1998) used 2 Stages Least Squares method to integrate the expected endogeneity of activities. Structural equations model is applied to travel times in different modes by Golob (1990) while in different types of activity by Fujii et al. (1997, cited by Kitamura et al., 1997), Golob and McNally (1997) and Lu and Pas (1999). Finally, most of the applications of duration models are concerned with the activities duration, excluding travel (Hamed and Mannering, 1993; Ettema et al., 1995; Bhat, 1996a,b; Ma and Goulias, 1998; Popkowski Leszczyc and Timmermans, 2002; Timmermans et al., 2002).

Subsequently, the study of TTB can be improved by adopting a model that incorporates a set of variables and that overtakes the limits of the traditional linear model. Unlike the classic estimation methodologies, such as linear or logistic regressions, the duration models framework is suitable to study the duration allocated to the different activities. The duration model analyses the conditional probability of ending which integrates the notion of the temporal dynamics. It permits the likelihood of ending an activity to depend on the length of elapsed time since the activity has been started. This kind of model permits the examination of the duration processes in which the temporal dynamic needs to be included. Here, the conditional probability of ending a travel process, given that it has lasted to some specified time, permits to discuss Zahavi's hypothesis and the minimisation of travel time. The hypothesis of 1 hour TTB would lead this probability to increase before and after 1 hour of elapsed time. More generally, the minimisation of travel time in the allocation of time process would imply an increasing probability of the end-of-duration with elapsed time.

The purpose of the paper is to analyse the TTB of Lyon. It supports a discussion of the Zahavi's hypothesis. The duration model application to TTB permits to test the stability of the TTB through the functional form resulting from the duration model. Furthermore, this multidimensionnal modelling technique permits to examine how this TTB is dependant on some variables relative to individual and household socio-economic and mobility characteristics. The link between daily travel time and activities duration is analysed. It permits to examined part of the allocation of time process. Finally, the modelling of the duration dependence leads to question the travel time minimisation. The second part reviews Zahavi's analyses and TTB

studies. In the third part, both the data and the duration model method are presented. Finally, in the fourth part, the results of the non-parametric, semi-parametric and parametric estimations lead critics of the TTB stability and the allocation of time mechanism.

2. ZAHAVI'S HYPOTHESIS AND TTB STUDIES

2. 1. *Stability of travel budgets*

Following the first scholars who suggest the stability of the travel time and money expenditures (Tanner, 1961, Szalai, 1972) Yacov Zahavi studied it and claimed a specific hypothesis on the "Travel Time Budget" and the "Travel Monetary Budget". The TTB Zahavi's hypothesis has been defined at two different levels. First, it states that at an aggregate (world-wide) level, the mean TTBs for cities at different times are similar (Zahavi, 1979). Second, at the disaggregate (local) level, travel expenditures exhibit regularities that are assumed to be transferable in different cities and at different times (Zahavi and Ryan, 1980 ; Zahavi and Talvitie, 1980). At the world level, the constancy hypothesis can be named the "strong TTB hypothesis". And the "weak TTB hypothesis" is defined at the local level and suppose only regularities of relationships between TTB and others variables. This distinction leads to the corresponding definitions by Goodwin (1981) of travel "budgets" (constancy of TTB) and "expenditures" (regularities of TTB).

Zahavi has studied TTB and TMB, at a world level and has formulated the "strong hypothesis" of the double constancy of travel budgets: the constancy of travel money budget and that of travel time budget. In Zahavi's Unified Mechanism of Travel model (UMOT, 1979), both TTB and TMB appear as constraints:

- The average TTB for a city is calculated on the basis of the average *individual daily duration* of travel for the entire *mobile population*.
- The average TMB for a city is calculated on the basis of the average *available household income* that is spent on travel during one year by all the *mobile households* in the city.
- The two average travel budgets are constant over time for each city. The average travel budgets are similar for all cities in the world.

So, according to Zahavi, this double constancy is spatially and temporally transferable. At disaggregate level, Zahavi (1974), Zahavi and Ryan (1980), Zahavi and Talvitie (1980) have shown that TTB and TMB are linked to the socio-economic characteristics of individuals, the characteristics of transport supply and urban structure. Furthermore, the stable forms of these relation-

ships in different cities lead to their inclusion in a travel demand forecasting model. In the UMOT model, predictions of travel expenditures are based on the “weak hypothesis” of regularities in relationships between the time and money expenditures and variables such as speed and number of household members. These regularities mean that an individual’s travel expenditure can be considered as a budget which amount is rationally determined. Zahavi was one of the first scholars to suggest the expenditure budgets concept and to incorporate time budgets in the optimisation program for individual travel choices. The amounts resulting from the allocation of resources to transportation are supposed to be fixed (strong hypothesis of the UMOT) or at least predictable (weak hypothesis).

2. 2. Systematic reinvestment of travel time savings – Latent demand for mobility

Zahavi describes the mechanism by which an individual acquiring higher speed gains access to new opportunities. A reduction in the temporal cost of transport allows the individual to extend space-time accessibility. The trade-off is therefore between time savings and accessibility improvements. The hypothesis of stable TTB means that the result of this choice favours increases in accessibility. By deciding to reinvest all his/her travel time savings in additional travel, the individual chooses to extend the space-time prism of his activities. This extension results in either performing the same activities more frequently or at more distant locations, or even adding new activities to his/her timetable. In all these cases, the individual travels a bigger daily distance.

Because of the simplicity with which this hypothesis allows us to characterise the mechanisms involved in the economics of personal travel, it reveals an important characteristic of time: it cannot be stored. This is the origin of the reinvestment mechanism and the apparently paradoxical manner in which this scarce resource is managed. Once speeds are improved, the travel time savings can not be stored, they must be consumed in one way or another, and for this consumption to provide a genuine gain, it is more than likely that it will lead to new trips, for the simple reason that these involve new activities whose marginal utility is greater than those already performed (work, time at home, etc.).

2. 3. TTB studies

Schafer and Victor (2000) and Joly (2004) confirm the stability observed by Zahavi at aggregate world level. The mean TTB of these three studies are

close to one hour. Differences appear because of the divergent methods and because of different definitions. The mean TTB of Zahavi (1 hour) is defined on the mobile population and only for motorised modes of transport, while Schafer (1.1 hour) studies the entire population and all modes. Finally, in Joly (0.8 hour) the TTBs of 100 cities of the world, concern the urban population, but only motorised trips are observed. Nevertheless, the TTB distributions of the three works show similar attributes as, for example, mean, close interquartile ranges (60 min.), and similar dispersion around the mean.

But the stability seems to be valid only at the world level. The disaggregation of the level of observation reduces the robustness of the TTB stability hypothesis. For example, Levinson et al. (2003) conduct an analysis on US cities with regression models, using data from the United States (2000 Census), at a continental level. They show significant effects of congestion, income, population, population density and area. In the same way, using the UITP's "Millenium Cities Database", Joly (2004) shows the opposition of two urban organisations characterised by distinct TTB dynamics. First, an extensive model composed of North American and Oceanic agglomerations, which develops by the extension of their space and time consumption. Second, an intensive model characterising European cities and Asian metropolis find stability in consumption of space and time. Hence, an "European" city with near stable TTB is opposed to a "North American" city with a TTB that appears to be sensitive to variables such as urban density, mean GDP per capita, mean road speeds and daily travel distance.

Numerous studies using finer scale of observation questioned the apparent stability. Zahavi and Talvitie (1980), Zahavi and Ryan (1980), Chumak and Braaksma (1981), Hupkes (1982) are the first to valid the stability or the regularities. Since then, despite the difficulties of comparison, a large part of the studies of TTB do not support the "strong Zahavi's hypothesis". Mokhtarian and Chen (2004) present overview of the variables found to affect the TTB in numerous studies. Hence, TTB varies with socio-economic variables such as age, gender, employment status, car ownership, household size and income. Area-specific attributes are studied. For example, population and urban density are influencing variables (Landrock, 1981, Gordon et al., 1989). However, these studies can hardly be compared because of the divergent definitions of urban, sub-urban or rural attributes. Activity-related characteristics are referred as influencing variables of the travel time to the corresponding activity. The studies of the relationship between the activity duration and the travel time have abandoned the definition of the TTB as a daily sum.

3. DATA AND METHODS

The data source used in the present study is a household mobility survey conducted between November 1994 and April 1995 by the CERTU (“Centre d’Etudes sur les Réseaux, les Transports, l’Urbanisme et les constructions publiques”) in the French agglomeration of Lyon. The survey collects data on socio-demographic and mobility characteristics of the 6000 households and of each individual in the household. The survey also includes information on a week day mobility of all members of the household above 5 years of age. Each trip is described by (a) the starting and stopping times, (b) the types of activities at origin and at destination, (c) the travel mode. Thus, the one-day out-of-home activities diary can be deduced, from the first trip to the last trip of the day.

3. 1. Analysis of TTB in Lyon

Table 1 presents the summary statistics. The mean TTB is near the TTB obtained by both Zahavi and Schafer. Here, travellers going out of the urban area (less than 5% of the sample) can not be assimilated to the representative daily urban travel and then are excluded from the analysis. And TTB greater than 6 hours (less than 1% of the sample) are considered as censored duration.

TABLE 1. Summary statistics of TTBs (in min)

| | | | | | |
|----------------|-------|---------------------|------|-------------------|-----|
| N | 11232 | Mean | 76.5 | Median | 65 |
| Mode | 60 | Interquartile Range | 60 | Range | 353 |
| Standard error | 51.74 | Quantile 25% (Q1) | 40 | Quantile 75% (Q3) | 100 |

The TTB can be regressed, using a stepwise selection. Table 2 shows the weak results of the linear regression of the TTB on the household and individual characteristics. Despite the low R square, classical variables are found to be significant. Our results can be compared with the ones obtained by other studies and mentioned in Mokhtarian and Chen (2004). The OLS estimation reveals the followings:

- As observed by Goodwin (1981), Prendergast and Williams (1981), Kumar and Levinson (1995), the day of the trips has significant effect on the daily time allocated to travel. Here, the TTBs are greater at the end of the week. It reveals a part of the regularities of the mobility day-to-day and/or week-to-week cycles (Roth and Zahavi, 1981; Prendergast and Williams, 1981; Downes and Morrell, 1981; Gunn, 1981). Goodwin (1981) proposed three causes of day-to-day variations. First, a pure random variation. Sec-

TABLE 2. OLS regression of TTB

| Dependent Variables | Estimates |
|----------------------------------|------------|
| Intercept | 72.8 *** |
| Male | 7.38 *** |
| Age between 20 and 50 years | 1.39 |
| Worker | 17.66 *** |
| Unemployed | 3.80 *** |
| Number of children under 5 years | -3.79 *** |
| Number of household members | 1.22 *** |
| High household income | 4.18 *** |
| Central location | 3.60 ** |
| 1st ring East | -2.62 *** |
| 2nd ring West | 3.41 *** |
| 3rd ring East | -3.42 *** |
| Monday | -7.25 *** |
| Tuesday | -4.26 *** |
| Wednesday | -4.90 *** |
| Working duration | -0.002 |
| Leisure duration | 0.099 *** |
| Shopping duration | 0.117 *** |
| Kiss and drive (0/1) | 16.36 *** |
| Walking | -44.88 *** |
| Bicycle | -22.83 *** |
| Motorcycle | -41.30 *** |
| Private transport modes (car) | -25.47 *** |
| R-Square | 0.18 |

* 0.1, ** 0.05, ***0.01 level of significance

ond, a systematic variation, due to the fact that not all types of trips are made every day. Third, a lag effect. The travel behaviour observed in the current period may be due to constraints from an unobserved previous period. Here each individual is observed only on one day. Then to interpret the result as a weekly cycle, we need to assume homogeneity between individuals.

- The estimate of the age effect produces classical results. Few studies found an insignificant age effect (Roth and Zahavi, 1981). As mentioned by Prendergast and Williams (1981), and Kitamura et al. (1992), we observe that people of middle ages spent more time on travel than younger (below 20) or older people (above 50).

-
- Here, the introduction of the principal mode shows a decrease of the TTB with the use of private motorised mode (car and motorcycle) and the use of private non-motorised mode (walking and cycling). Consequently, it can be shown that the use of the public transport mode is associated to higher TTB. If only the car ownership is introduced as an indicator of the mode use, the same decreasing relation with TTB is obtained. As surveyed by Mokhtarian and Chen (2004), the link between TTB and car ownership is often significant but the direction of this effect is not consistent. These contradictory results may arise because of the mix use of different modes.
 - The employment status appears to have significant effect. Here, in opposition to housewife and young at school, the worker and unemployed have higher TTB. Moreover, the worker have a significantly higher TTB than unemployed. This result is similar to the effect found by Van der Hoorn (1979), Zahavi and Talvitie (1980), Roth and Zahavi (1981), Prendergast and Williams (1981), Wigan and Morris (1981), Supernak (1982), Kraan (1995), Ma and Goulias (1998), Lu and Pas (1999). Since, the distinction between employed people and unemployed people is the base of recent activity-based models (see for example, CEMDAP of Bhat et al., 2004).
 - Most of the studies found a significant effect of gender on TTB. Men spent more time travelling than women (Gunn, 1981; Prendergast and Williams, 1981; Wigan and Morris, 1981; Kitamura et al., 1992; Levinson and Kumar 1995; Robinson, 1997). Furthermore, Prendergast and Williams (1981) and Robinson (1997) analysed the interactive effect between gender and employment status on travel time. We obtain similar results, the maximum TTB correspond to male worker and the minimum TTB is associated to housewife and unemployed women.
 - The effect of household size on travel time is positive. But, some studies showed different results. Zahavi and Ryan (1980), Zahavi and Talvitie (1980) and Purvis (1994) observed a negative effect of household size on travel time per person. And Roth and Zahavi (1981) found insignificant effect. The number of household members can be viewed as a way to reduce the member's part of the household responsibilities. Then, it permits to increase his/her participation in out-of-home activities and his/her mobility and TTB.
 - In the same way, the effect of the number of children can be viewed as an indicator of the responsibilities charges upon the household members. Household members with children under 5 years have to reduce their out-of-home participation and as a consequence their mobility and their TTB.

- The residential location is an influent variable on the TTB of Lyon. As mentioned in Mokhtarian and Chen (2004), many studies have identified the area characteristics as influent variables on travel times. To understand the specific effect of the three areas of Lyon identified as influent on TTB, we miss information on their attributes (as for example population density, size, design of neighbourhoods), and on their transport systems and land use. The central location, in denser area, leads to higher TTB. The suburban locations have lower TTB, except for the 2nd ring West zone.
- The results of previous studies on the income effect are not in the same direction. As for car ownership multiples opposite effects are possible and observed (Zahavi and Talvitie, 1980; Prendergast and Williams, 1981; Roth and Zahavi, 1981; Tanner, 1981; Lu and Pas, 1999). Here, the members of high household income have higher TTB. It may be due to a mobility that is less restricted by the money constraints.
- As mentioned earlier, most of the studies that found a major impact of activities duration on travel time concentrate on the link between travel time to a particular activity and the activity duration. The negative sign for the work daily duration seems to indicate, as found by Kitamura et al. (1992) that the more a person spends on work, the less time he/she spends on non-work travel. Lu and Pas (1999) and Principio and Pas (1997) have found that travel time increase with the time spent on out-of-home activities and decrease with the time spend at home. Here we have no information on the use of the time spent inhome. So we can only observe some small positive effects on the TTB of daily duration of the non-work out-of-home activities (leisure and shopping). The “kiss and drive” indicator appears clearly significant and increases the TTB.

The influence of variables seems to be confirmed by the OLS regression. But the weak performance of the model indicates that the relationships between these variables and the TTB may not be linear.

To perform a more flexible multidimensionnal analysis of the TTBs the duration model methodology is applied. First, this technique is suitable to deal with duration data that are non-negative and that can be censored and time-varying.¹ The simple linear classical method is irrelevant to model positive variables or partially observed or measured variables. This kind of vari-

¹ Time-varying variables can be variable or indicator of the variations in the individual situation during the day. For example, indicators relative to the achievement of a non-discretionary activity, the traffic conditions, the accompanying person, the situation of the other household members, etc.

able needs the application of a Tobit model, which rely on the hypothesis of normal residuals. Second, the duration distribution is rarely normal. This distribution is usually an asymmetric distribution with specific form, as for example some bimodal distributions that can be found in medicine and or in demographic analysis. But, the robustness properties of the linear estimators are lost without the normality distribution (Lawless, 2003). Third, the duration model introduces the duration dependence concept. It models the conditional probability of the end-of-duration of a process, given that it has lasted to a specified time, and permits the likelihood of ending to be depending on the length of elapsed time. Hence, this probability can vary during the process. Finally, this conditional probability can question the TTB stability hypothesis and the minimisation of the temporal component of travel costs. Indeed, the estimation of this conditional probability, named hazard rate, will inform us on the temporal dynamics of TTB. Then, increase of this probability in elapsed time will imply accelerated decrease of estimated TTB. Given TTB stability around 1 hour, the hazard should increase faster after 1 hour of elapsed time in transport. Hence, given the minimisation of travel time expenditure, we should observe, at least, a monotonically increasing hazard, with elapsed time.

Used in biometrics and industrial engineering fields, the duration models have been applied in transportation fields in multiple ways: accident analysis (Jovanis and Chang, 1989; Mannering, 1993; Nam and Mannering, 2000), car ownership (Mannering and Winston, 1991; Gilbert, 1992; Hensher, 1998), traffic queuing (Paselk and Mannering, 1993), duration before acceptance of a new toll (Hensher and Raimond, 1992), and traveler's activity behaviour. The analysis of the activity behaviour focus on: the time spent at home between trip generating activities (Hamed and Mannering, 1993; Mannering et al., 1994; Misra and Bhat, 2000), the duration of out-of-home activities (Bhat, 1996a,b; Niemeier and Morita, 1996; Kitamura et al., 1997; Timmermans et al., 2002); the duration between two occurrences of an activity (Schonfelder and Axhausen, 2000; Bhat et al., 2002); the duration between planning and execution of an activity (Mohammadian and Doherty, 2004).

Hensher and Mannering (1994) and Bhat (2000) present detailed overviews of the existing applications of duration models in transportation field.

3. 2. Overview of duration models

In the duration model framework the hazard function, $h(t)$, is the conditional probability of the non negative variable, T , which represents the duration of the process. Then $h(t)$ is the instantaneous probability that the process ends

in an infinitesimal interval Δ after time t , given that this process has lasted to the time t . The hazard function is given by:

$$h(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta / T > t)}{\Delta}$$

This conditional probability can be expressed in terms of the density, $f(t)$, and cumulative density, $F(t)$, functions of T .

$$f(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta)}{\Delta}$$

$$F(t) = P(T < t) = \int_0^t f(u) du$$

Then, the probability of ending in an infinitesimal interval of range Δ , after t is given by: $f(t) \cdot \Delta$. The probability that the process lasts to time t is $1-F(t)$. Hence, the hazard function can be written as:

$$h(t) = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

The complementary probability of $F(t)$ is $S(t)$, the survival (probability to survive until t) or the endurance probability, (Bhat, 2000):

Then the hazard can be expressed as:

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{dF(t)/dt}{S(t)} = \frac{-dS(t)/dt}{S(t)} = \frac{-d \ln S(t)}{dt}$$

The hazard and the survival functions describe the duration process. The hazard function expresses the opposite of the rate of variation of the survival, evaluated at each time t . So the shape of the hazard function has important implications for the duration dynamics. To study this shape, one may use three approaches: parametric, non-parametric and semi-parametric estimations.

3. 2. 1. Non-parametric approach

The non-parametric approach is similar to an exploratory data analysis. The survival function is estimated using the Kaplan-Meier product limit estima-

tor (Kaplan and Meier, 1958). The KM estimator of survival at time t_j is computed as the product of the conditional survival proportions:

$$S_{KM}(t_j) = \prod_{k=1}^j \frac{r(t_k) - d(t_k)}{r(t_k)},$$

where $r(t_k)$ is the total population at risk for ending at time t_k . $d(t_k)$ is the number of individuals stopping at t_k . The corresponding survival curve is a step function with a drop at each discrete end-of-duration time. The definition of these steps is of special importance in presence of discrete times, i.e. many unique event times. This discretisation may arise when the reported duration times are rounded off. In presence of discrete times, event times are grouped into intervals. Then, the steps are defined by arbitrary determined intervals. Assuming a constant hazard within each discrete period, one can then estimate the shape of hazard by a continuous-time step-function. This method is known as the life-table method. Here, for the TTB of Lyon, we can show the rounding to the nearest 5 minutes in reporting the travel time duration. In our case of rounded times, a width of 5 minutes is believed to be the suitable interval. The estimation of the hazard and the survivor functions characterising the distribution of the duration variable, T , will be given at the midpoint of the interval.

This approach produces an empirical approximation of survival and hazard, but it hardly models effect of covariates. Then, only tests of classification effects of covariates on survival functions are conducted. In our case, tests confirm the relationship between the daily travel duration and most of the covariates used in the following part.

3. 2. 2. Parametric approach

The incorporation of the covariates effects can be done through two parametric forms: the proportional hazards form and the accelerated lifetime form. The first form assumes a multiplicative effect of covariates on a baseline hazard function. In the second form, a direct effect on duration is assumed.

Proportional hazard model

The proportional hazard model (PH model) assumes that the hazard function is decomposed as:

$$h(t/X) = h_0(t) \cdot g_0(X) = h_0(t) \cdot \exp(-\beta X),$$

where $h_0(t)$ is the baseline hazard. $h_0(t)$ is a function of survival time and represents the duration dependence, i.e. the variation of the probability of ending in time. $g_0(\cdot)$ is a function of the covariates and gives the change of the hazard function caused by the covariates. The separation of the time effect and the covariates effects leads the PH model to assume the proportionality between the hazard rates of two individuals, i and j , with different attributes. Given that the covariates effects are not time dependent, the hazard ratio is given by:

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \exp\{\beta_1(x_{j1} - x_{i1}) + \dots + \beta_k(x_{jk} - x_{ik})\},$$

The distributional assumptions for the baseline hazard $h_0(t)$, impose specific forms to the shape of the hazard function: constant, monotone or U-form.

The estimation will conduct to the distributional parameters and covariates estimators. Coefficient estimators can be either interpreted in terms of its effect on the hazard ratio or defined as derivative of the log-hazard with respect to the associated covariates:

$$\beta_k = \frac{\partial \ln h(t)}{\partial X_k}$$

Subsequently, positive coefficient implies that an increase in the corresponding covariate decreases the hazard rate and increases the expected duration. Hence, if the covariate j increases by 1 unit, the hazard changes by $100(e^{-\beta} - 1)\%$. In case of binary covariate, the hazard ratio interpretation is straightforward.

The accelerated lifetime model

The second parametric form permits the covariates to affect the duration dependence. Then, it assumes that the covariates act directly on time. The survival function in the ALT model is:

$$S(t/X) = S_0 [t \exp(-\beta X)],$$

where $S_0(t)$ is baseline survivor function. Furthermore, corresponding hazard function is:

$$h(t/X) = \frac{-\partial S(t/X) / \partial t}{S(t/X)} = h_0 [t \exp(-\beta' X)] \cdot \exp(-\beta' X)$$

The ALT model can be expressed as a log-linear model, such that $\ln t = \beta' X + \varepsilon$,

with density function of the error term $f(\varepsilon)$, that differs according to the type of estimated model. Then, the coefficients can be interpreted after exponential transformation with respect to the following derivative:

$$\beta_k = \frac{\partial \ln T}{\partial X_k}$$

In case of binary covariate, e^β gives the expected survival time ratio. For quantitative covariates, $100(e^\beta - 1)$ gives variation in percent of the expected survivor time for each 1 unit increase of the covariate.

In the two parametric approaches, there exist a need to specify the used distribution function. The classically used distributions for duration distributions are the exponential, Weibull, log-logistic, Gompertz, log-normal, gamma, and generalised gamma distributions. Validity of the exponential and Weibull distributions can be graphically tested in the non-parametric approach. If the hazard is constant ($h(t) = \lambda$) then:

$$-\log S(t) = \int_0^t h(u) du = \lambda t.$$

This implies that a plot of $\ln \hat{S}(t)$ – against t should be a straight-line through the origin.

And the plot of $\ln[-\ln \hat{S}(t)]$ against $\ln(t)$ tests the Weibull distribution. In this case, the hazard is $\ln h(t) = \alpha + \beta \ln t$. Hence, a plot of $\ln[-\ln \hat{S}(t)]$ against $\ln(t)$ should be a straight-line with β slope.

The parametric approaches permit simultaneous estimation of covariates effects and of duration dependence. However, the distributional assumption for the baseline hazard is risky. Meyer (1990) has shown that the parametric approach inconsistently estimates the baseline hazard when the assumed parametric form is incorrect.

3. 2. 3. Semi-parametric approach

Finally the semi-parametric approach focuses solely on the covariates coefficient estimates. This estimation technique estimates the PH model using the partial likelihood framework suggested by Cox (1972), which do not need the specification of the baseline hazard function, $h_0(t)$. One avoids then the risk of a mis-specified baseline function. The quality of the estimation of the covariates coefficients is considered to be more robust than the fullyparametric approach (Oakes, 1977). But the Cox model excludes the baseline hazard and does not allow for consideration of the duration dependence.

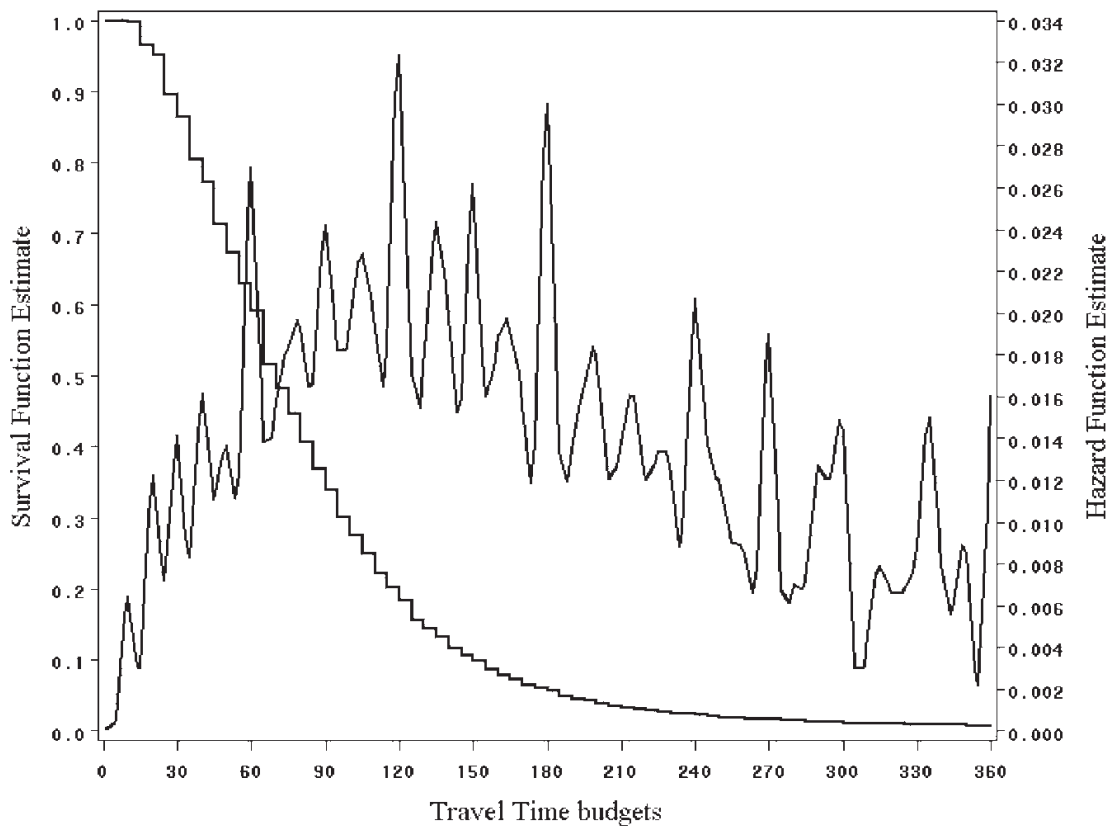


FIGURE 1. Survival and hazard curves for TTB in min.

4. ESTIMATION AND RESULTS

4. 1. *Non-parametric estimation*

The lifetable method constitutes first exploration of the covariates effects and of the distribution to be used in the parametric approach. The graphical and statistical tests permit to identify influential classification variables and distribution forms.

The resulting survival and hazard functions are presented in figure 1. The survival curve presents two inflexion points. The first, near 20 minutes, seems to indicate the existence of minimum TTB level of 20 minutes, that is declared by almost all travellers. The second point, near 110 minutes corresponds to a diminishing probability of the ending after 2 hours of travel. The survival is decreasing and convex.

The hazard curve is characterised by peaks for 1, 2 and 3 hours that result from the rounding of declared travel times. The hazard curve presents clearly a point where the slope is reversed. The hazard is increasing until near 90 minutes, and then decreasing.

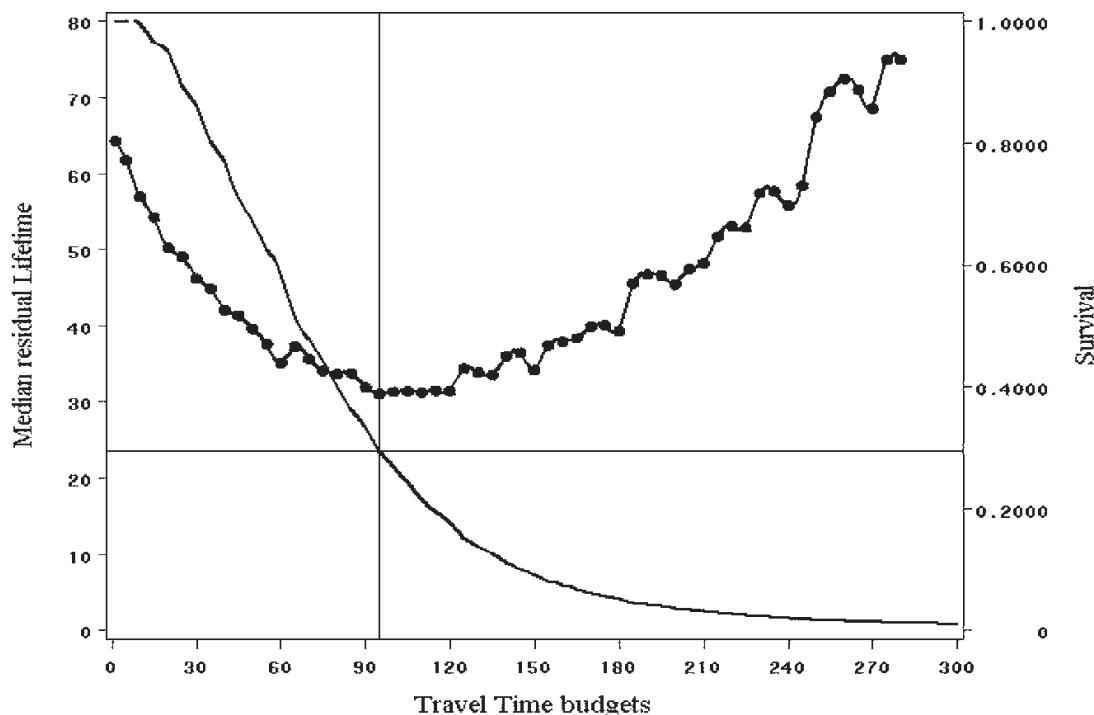


FIGURE 2. Median survival lifetime.

The non-monotonic form of the hazard curve suggests that non-monotonic distributions (loglogistic and log-normal) will be appropriate distributions in a fully-parametric model. Furthermore, the graphical test of linearity of the transformations ($-\ln(\hat{S})$ – and $\ln[-\ln(\hat{S})]$), rejects the hypothesis of exponential and Weibull distributions.

The median survival times are presented in figure 2. For each time t , it approaches the expected survival time given that the process has lasted to t . For a null TTB, the median survival time is 65 minutes, near the Zahavi's TTB level. The decreasing part of the curve suggests that travellers reduce the travel times during the first hour. But from 90 to 120 minutes, the median survival time is stable. Then, individuals that have already a 1.5 hour TTB, are expected to pass 30 minutes more in travel. And finally the median survival time is increasing after 130 minutes. The population concerned with the non-decreasing median residual lifetime is about 30% of the sample.

The hazard rate and the median survival time suggest a transition in the allocation of time to transportation, near the 90 minutes level. Everything happens as if, after this level, the travellers failed to diminish their travel times. Therefore, one can segment the population. First, a group of individuals who minimise travel times and that is characterised by a near 1 hour

TTB. Second, a group of travellers that abandon, or can not achieved the minimisation of travel times.

Finally the non-parametric estimation produces graphical and statistical tests of classification variables effect on survival. The variables used in the following parametric and semiparametric models are tested to be associated with distinct survival. Figures 3(a) to 3(f) illustrate examples of the corresponding survival curves for the different classes of the variables. The form of the estimated survival curves for these classes are near the general survival curve. Upper survival curve means higher TTB.

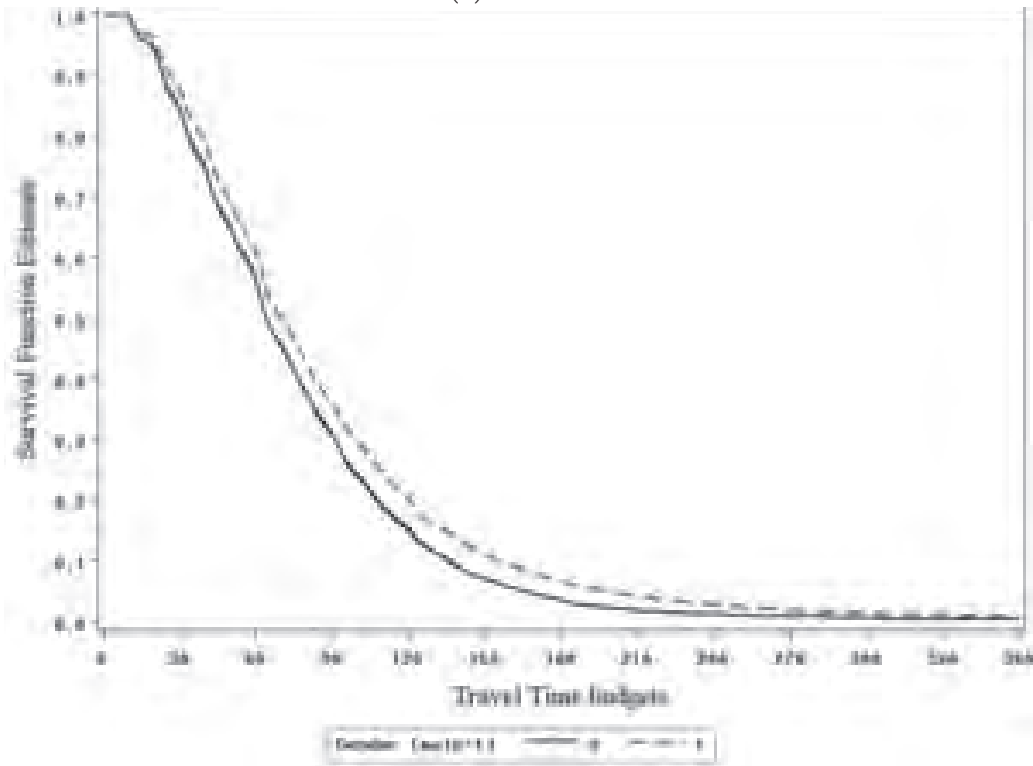
The difference in survival curves between male and female appears after 60 minutes (figure 3(a)). It can be explained by the fact that, as shown by Niemeier and Morita (1996), women spend more time in activities linked to the household responsibilities. Then, they appear to have to return home sooner and to have shorter travel times. Segmentation with respect to the classes of age shows that young people (under 20) have the lowest TTB. Individuals between 20-50 years of age present the highest TTB (figure 3(b)). In figure 3(c), workers are characterised by upper survival curve, then a worker will have higher TTB. And young at school and housewife have the lowest TTB. A licensed driver will have higher TTB (figure 3(d)). Members of high household income have higher TTB, but the difference seems to be small (figure 3(e)). Finally, the different survival curves for the days of trips are illustrated in figure 3(f). The TTB increases from Monday to Friday.

The performed non-parametric tests of survival equivalence inform us about the relationship between TTB and the considered variables. But these tests are only unidimensional. The intuition given by these tests needs to be examined by considering the whole set of variables. Then, we estimate the semi-parametric Cox model, which is multidimensional and does not need to specify an *a priori* distribution.

4. 2. Semi-parametric estimation - Cox estimation

The Cox method assumes a proportional hazard model. Table 3 presents estimators of the Cox model. Three estimations are performed with nested covariates sets in order to verify the stability of the estimators. A stepwise selection process is applied to select the covariates on the S3 covariates set. The first set of variables (S1) is composed of household and individual characteristics. The second set (S2) is equal to S1 with addition of the “kiss and drive” indicator and the daily activity times: work activity (full time and part time work and time at university for students); leisure activity (sport, cultur-

(a) Gender



(b) Age class

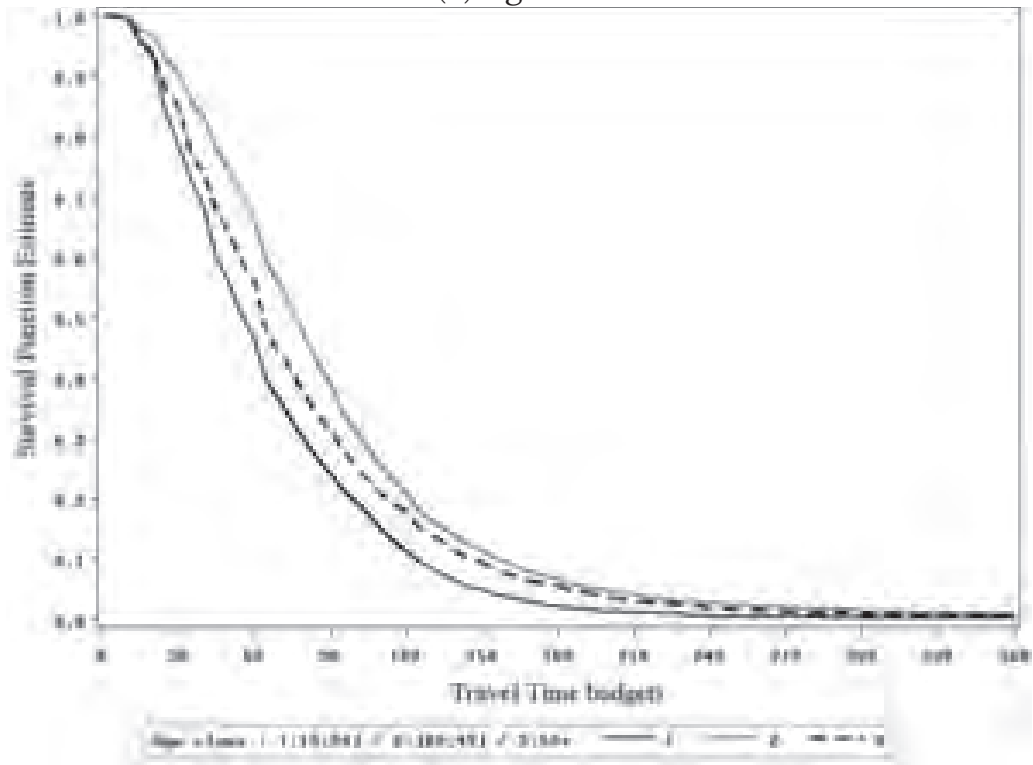
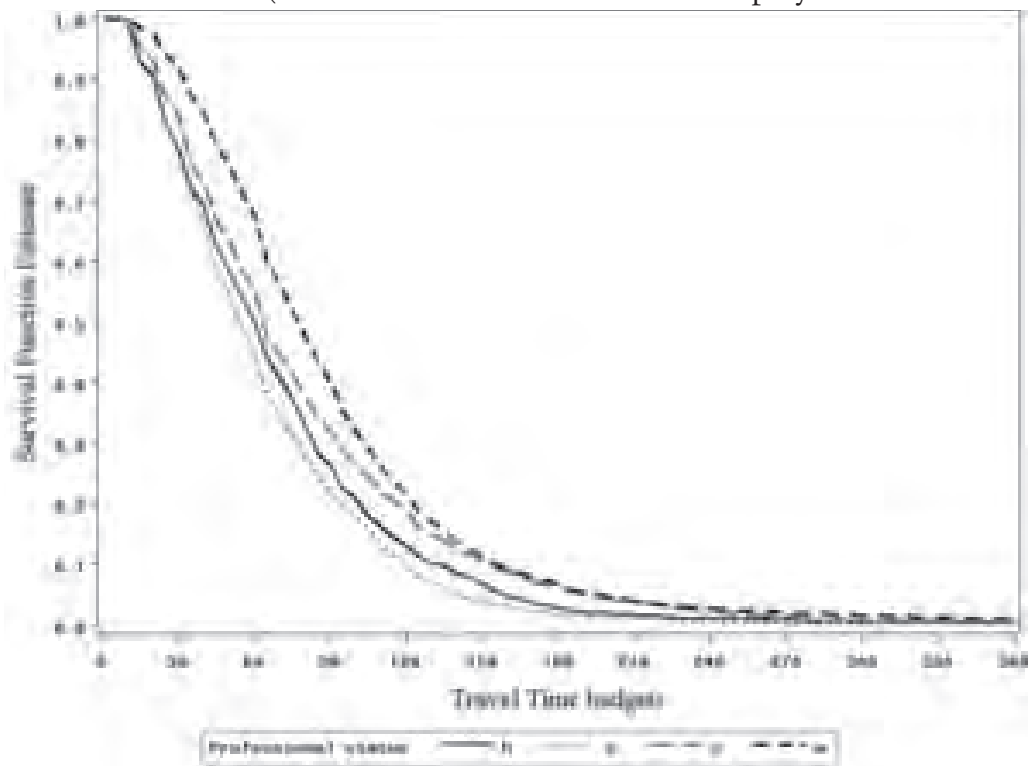


FIGURE 3a-b. Survival curves.

(c) Professional status (housewife = h / school = s / unemployed = u / worker = w



(d) Licence holder

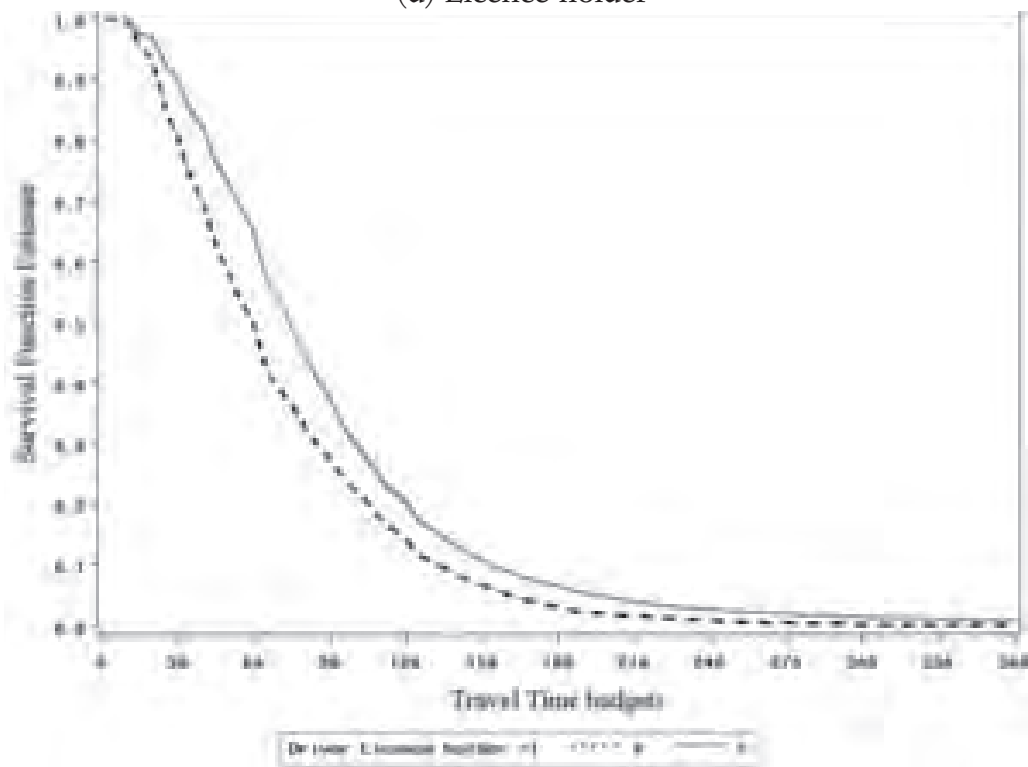
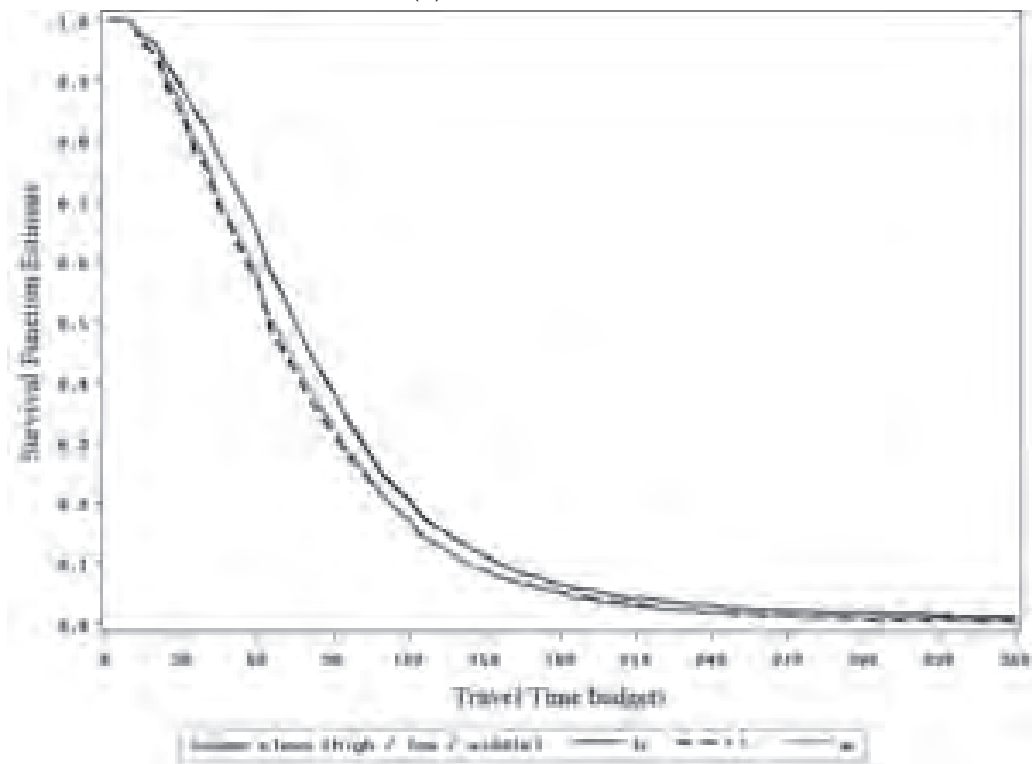


FIGURE 3c-d. Survival curves.

(e) Income class



(f) Day of the trips monday

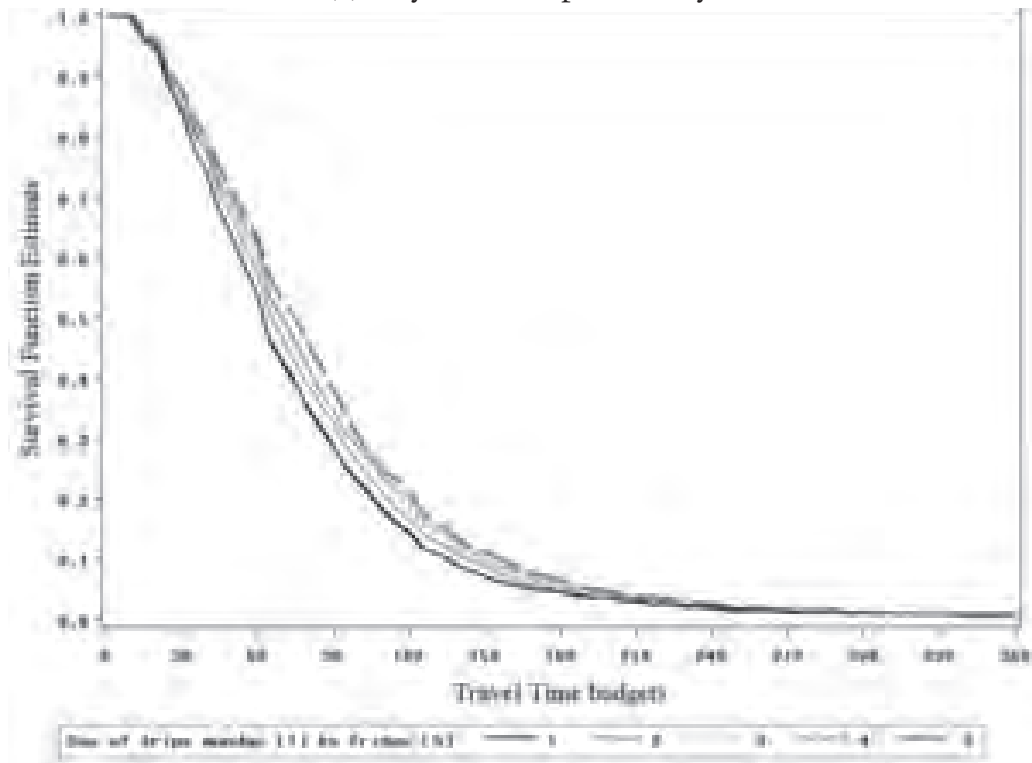


FIGURE 3e-f. Survival curves.

al and social out-of-home activity); shopping activity. Finally the set S3 adds the principal mode used in the day.²

In the PH model, estimates can be interpreted with their corresponding hazard ratios. It is defined as the ratio of hazards evaluated at different values of the considered covariate. For example, the hazard ratio of the binary variable high household income is 0.915. Then, the hazard rate of high household income individuals is 91.5% of the hazard of individuals that are not in this high income class. The covariates with hazard ratio less than 1 ($\beta < 0$) will reduce hazard rate and as a consequence increase survival and TTB. For the quantitative variables, estimates can be interpreted with respect to the derivative of the logarithm of the hazard rate. Then, a one minute increase of the leisure duration leads to a variation of the TTB equal to 100 ($e^{0.002} - 1$) = 0.2%. Hence, a 1 hour increase of the leisure times leads to a 12% increase in TTB.

Almost all variables are found to have the same effect on the TTB as in the OLS estimation. Male have lower hazard and higher TTB. The TTB increases with age until 50 years. Worker have higher TTB. Unemployed have higher TTB than young at school and housewife, but smaller than worker.

The presence of children decrease the TTB, with stronger effect if the children are under 5 years of age. The number of household members is positively linked to the TTB. And high household income members have higher TTB. The residential location affect TTB. The central location still show higher TTB. And the day of trips is influent. These estimates are stable on the three covariates sets.

The introduction of the activities duration (S2) show a positive link between TTB and leisure and shopping duration. The work duration appears to have a small negative effect on TTB. Finally, if people have to “kiss and drive” somebody then their TTB increase significantly. Modes of transport have the highest hazard ratios. They can be ordered by increasing TTB: walk, motorcycle, car, cycle, and transit. Walk and motorcycle hardly decrease the expected TTB with a hazard ratio greater than 2.

This semi-parametric approach confirms the non-parametric intuitions on covariates effects and selects the most influential covariates to be included in the model. But the hazard function is not estimated with this method, then it gives no information on the duration dependence. In the final part of the estimation, the full parametric model allows to estimate both covariates coefficients and the duration dependence simultaneously.

² The principal mode of transport used is defined as the one with the highest corresponding number of trips.

TABLE 3. Results of Cox model estimations – Stepwise selection.

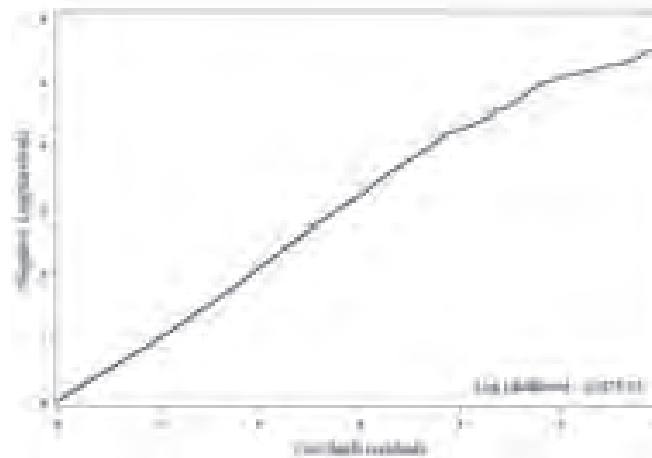
| Semi-parametric Cox Estimation | S1: HH and individual variables | | S2: S1 + activities duration | | S3: S2 + principal mode used | |
|-------------------------------------|------------------------------------|------------------|---------------------------------|------------------|---------------------------------|------------------|
| Dependent variables | Estimates | Hazard Ratios | Estimates | Hazard Ratios | Estimates | Hazard Ratios |
| Male | -0.132 *** | 0.877 | -0.173 *** | 0.841 | -0.182 *** | 0.834 |
| Age over 50 years | 0.275 *** | 1.317 | 0.215 *** | 1.240 | 0.181 *** | 1.198 |
| Age | -0.005 *** | 0.995 | -0.004 *** | 0.996 | -0.006 *** | 0.994 |
| Worker | -0.342 *** | 0.710 | -0.477 *** | 0.621 | -0.424 *** | 0.654 |
| Unemployed | -0.235 *** | 0.790 | -0.115 *** | 0.891 | -0.076 ** | 0.927 |
| Number of children above 6 years | 0.074 *** | 1.077 | 0.079 *** | 1.082 | 0.052 *** | 1.053 |
| Number of children under 5 years | 0.104 *** | 1.110 | 0.143 *** | 1.153 | 0.075 *** | 1.078 |
| Nb of HH members | -0.049 *** | 0.952 | -0.066 *** | 0.936 | -0.050 *** | 0.951 |
| High HH income | -0.089 *** | 0.915 | -0.069 *** | 0.934 | -0.072 *** | 0.931 |
| Central location | -0.080 ** | 0.923 | -0.080 ** | 0.923 | -0.123 *** | 0.885 |
| 1 st ring East | 0.078 *** | 1.082 | 0.066 ** | 1.069 | 0.071 *** | 1.074 |
| 3 rd ring East | 0.064 ** | 1.066 | 0.087 *** | 1.090 | 0.096 *** | 1.101 |
| Monday | 0.110 *** | 1.116 | 0.065 *** | 1.067 | 0.054 ** | 1.055 |
| Thursday | -0.042 * | 0.958 | -0.058 ** | 0.944 | -0.073 *** | 0.930 |
| Friday | -0.084 *** | 0.920 | -0.065 ** | 0.937 | -0.068 ** | 0.934 |
| Work duration | | | 0.0003 *** | 1.000 | 0.0003 *** | 1.000 |
| Leisure duration | | | -0.002 *** | 0.998 | -0.002 *** | 0.998 |
| Shopping duration | | | -0.002 *** | 0.998 | -0.002 *** | 0.998 |
| Kiss and Drive (0/1) | | | -0.240 *** | 0.787 | -0.268 *** | 0.765 |
| Walking | | | | | 0.921 *** | 2.512 |
| Bicycle | | | | | 0.293 *** | 1.341 |
| Motorcycle | | | | | 0.866 *** | 2.378 |
| Public transport | | | | | -0.111 *** | 0.895 |
| Car | | | | | 0.371 *** | 1.450 |
| Log Likelihood | | -101470.5 | | -101189.42 | | -100705.99 |

* 0.1, ** 0.05, ***0.01 level of significance

4. 3. Parametric estimation

Classically, applied duration models to duration activity have used Weibull distribution function (Mannering et al., 1994; Kitamura et al., 1997). This distribution corresponds to a monotonic hazard, which in our case is not observed. The non-parametric approach concludes to a non-monotonic hazard function and rejects exponential and Weibull distribution functions. Then,

(a) Log-logistic model



(b) Log-normal model

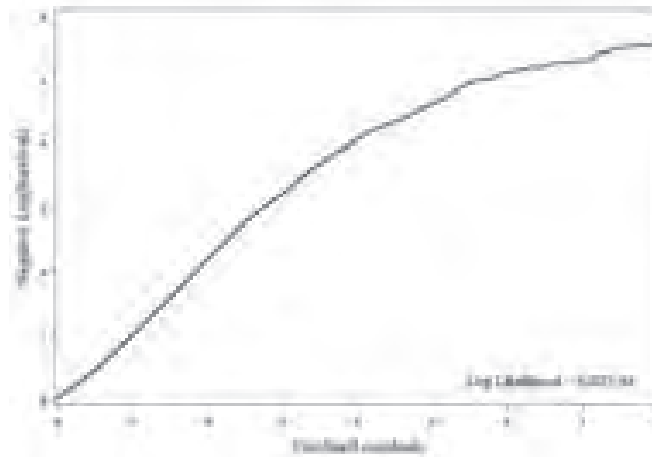


FIGURE 4. Cox-Snell residuals plot.

the accelerated lifetime models with the log-normal and log-logistic distributions are estimated. In general, likelihood-ratio statistics can be used to compare models, those are nested within another. The exponential, Weibull and log-normal models are special cases of the generalised gamma model, and can then be compared. But the log-logistic is not nested within the generalised gamma distribution. Then, we can only compare the goodness-of-fit of the log-normal and log-logistic model with likelihood level and residuals of Cox-Snell.

Figures 4(a) and 4(b) show the Cox-Snell residual and log-likelihood. The best goodness of fit is obtained with the log-logistic distribution. Then, only the estimates of covariates for the log-logistic model is presented in Table 4.

Most of the covariates are significant at 5% with same signs as in the Cox estimation (except the young at school covariate). The model is constructed

TABLE 4. Log-logistic parametric models.

| Parametric log-logistic distribution | S1: HH and individual variables | S2: S1 + activities duration | S3: S2 + principal mode used |
|--------------------------------------|---------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Dependent variables | Estimates | Estimates | Estimates |
| Intercept | 4 *** | 3.567 *** | 3.872 *** |
| Male | 0.091 *** | 0.096 *** | 0.078 *** |
| Age over 50 years | -0.118 *** | -0.086 *** | -0.054 ** |
| Age | 0.0006 | 0.002 ** | 0.002 *** |
| Worker | 0.148 *** | 0.268 *** | 0.232 *** |
| School | -0.215 *** | 0.068 ** | 0.109 *** |
| Number of Children | -0.045 *** | -0.068 *** | -0.035 *** |
| Nb of HH members | 0.037 *** | 0.056 *** | 0.042 *** |
| High income HH | 0.086 *** | 0.051 *** | 0.041 *** |
| Central location | 0.059 ** | 0.045 ** | 0.044 ** |
| 1 st ring East | -0.049 *** | -0.038 ** | -0.030 * |
| 3 rd ring East | -0.055 *** | -0.067 *** | -0.070 *** |
| Monday | -0.084 *** | -0.043 *** | -0.037 ** |
| Thursday | 0.040 ** | 0.039 ** | 0.041 *** |
| Friday | 0.070 *** | 0.050 *** | 0.053 *** |
| Work duration | | 0.0001 *** | 0.0001 *** |
| Leisure duration | | 0.002 *** | 0.002 *** |
| Shopping duration | | 0.002 *** | 0.002 *** |
| Kiss and drive (0/1) | | 0.265 *** | 0.275 *** |
| Walking | | | -0.727 *** |
| Bicycle | | | -0.277 *** |
| Motorcycle | | | -0.694 *** |
| Public transport | | | 0.066 *** |
| Car | | | -0.362 *** |
| Scale | 0.401 | 0.385 | 0.360 |
| Log Lihelihood | -13134.41 | -12644.22 | -11875.03 |

* 0.1, ** 0.05, ***0.01 level of significance

with the three different sets of covariates (S1, S2 and S3). In an accelerated lifetime model, exponential of the estimates can be interpreted in terms of expected time ratio. For example, with S1, the expected TTB of men is 9% greater than the expected TTB of women. Older people are characterised by a 12% lower TTB. The professional status affects the travel duration. Hence, worker (full time, part time workers and students) have higher TTB. And young at school have lower TTB. The household responsibilities, represented by the number of children leads to lower TTB. And the number of household members increases the TTB. The individuals characterised by

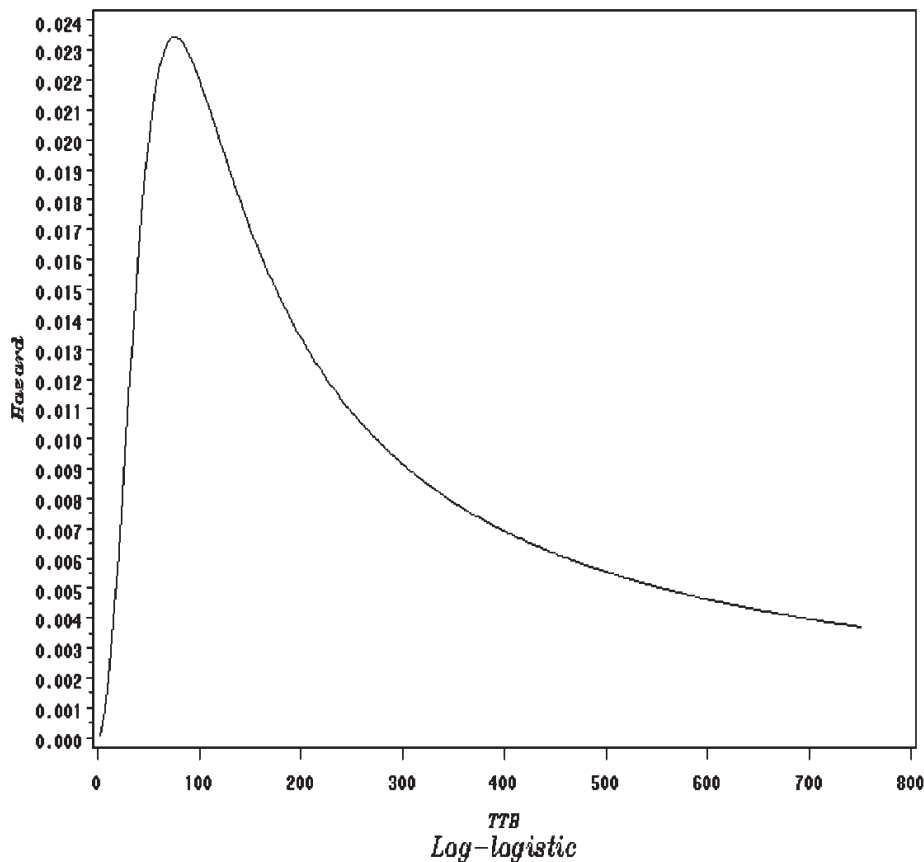


FIGURE 5. Estimated hazard for log-logistic model.

high household income have higher TTB. The residential location affects the TTB. The central location increases TTB, and the 1st and the 3rd ring of the East of Lyon decrease it. Finally, the mobility depends on the day of the trips. The TTB on Monday are lower and on Friday are higher. These results are classical findings of the other studies on travel times. At the disaggregated level, the travel times budget can not be constant.

Second, with covariates set S2, the introduction of activities related variables improved the likelihood of the model. The “kiss and drive” indicator has a strong positive effect on the TTB. Leisure and shopping affect positively the TTB. For example, for an increase of 60 minutes of leisure activities, the TTB increase by 12%. And the effect of work duration is small. This result is confirmed by the applications of the other estimation techniques: semiparametric and non-parametric estimations. Then it may indicate that the daily sum of the travel times is not clearly dependent on the daily work time. The examination of the competition between activities and travel for the time resources, using the time budgets definition enlightens some relationships between TTB and leisure and shopping activities.

Finally, the S3 set introduces the principal modes of transport used for the daily trips. These covariates are highly significant and influent. They are clearly indicators of the accessible speeds. Then, one may suspect strong endogeneity between the mode of transport chosen and the travel times.

Over the three covariates sets, the estimates are stable. And the estimated scale parameters of the log-logistic distribution are less than unity, corresponding to a non-monotonic hazard with inverted U-shape. The hazard rate in the S3 model is then increasing until 76.8 minutes and decreasing afterwards. Figure 5 shows the hazard rate for the S3 set.

5. CONCLUSIONS

The Travel Time Budgets stability observed by Zahavi at the world level has been recently validated by Schafer and Victor (2000). At this level of observation, it can be used as an indicator of the world mobility. It can then explain a part of the systematic reinvestment in additional trips of travel-time savings due to increased speeds, which are observed almost all over the world. However, the application of the stability hypothesis to a finer scale of observation, is irrelevant. Zahavi's studies and numerous followers, who analyse TTB in different cities, have shown many relationships existing between TTB and numerous socioeconomic, urban and transport variables at a disaggregate level. Major part of these analyses of TTB is unidimensional or limited to the linear model. To overcome these limits, we propose to apply a survival analysis, which is suitable to investigate duration data.

The survival analysis presented in this paper is applied to the travel time budgets (TTB) of Lyon (France). The sum of daily travel times is analysed with respect to the non-parametric lifetable approach, the semi-parametric Cox approach and the full-parametric approach. The first method gives incentives to use a non-monotonic *a priori* distribution in the fullparametric model. The stepwise selection in the Cox model permits a selection of covariates to be included in the parametric approach. Finally, the parametric model is constructed using the resulting set of covariates of the Cox model and non-monotonic distributions.

Usual covariates relative to individual and household, such as gender, age, employment status, presence of children, household income, household location, day of trips and the mode used, are found to be significant. Furthermore, attributes of the activity pattern affect the TTB. If the individual has to "kiss and drive" somebody, his/ her TTB will be significantly longer. The TTB appears to be positively linked to the leisure and shopping activities du-

ration. The work time is found to have a near zero effect or, as suggested by Kitamura et al. (1992), to have a negative effect on TTB.

These influent variables show the irrelevancy of the “strong TTB stability hypothesis” in the city of Lyon. The stability will mask the multiple mechanisms acting in the time allocation process. But some of the covariates we identified are recurrent in the TTB analyses of different cities and periods. For example, age, gender, employment status have similar effect in many studies. Furthermore, the activity pattern act on the mobility behaviour. TTB are found to be sensitive to the activity duration (leisure and shopping). Then, the “weak TTB hypothesis” can be justified at the disaggregate urban level. Surveys of different cities through time are needed to validate precise regularities that act on TTB.

The non-parametric estimation and the scale of the log-logistic distribution used in the parametric model implicate a non-monotonic inverted U-shaped hazard. The corresponding estimated hazard rate is characterised by an inflexion point near 76 min. The non-monotonic hazard implies that the probability of ending daily transport, given it has lasted to a specified time, is not stable. Under TTB stability hypothesis, or more generally under travel time minimisation this conditional probability is expected to be monotonically increasing. The monotonic hazard will characterise a duration that is generated by a minimisation process. The estimated log-logistic hazard seems to show that everything happens as if two groups of travellers exist. The behaviour of a first group of individuals can be represented by the minimisation mechanism. And a second group is composed of individuals that can not or do not want to minimise their TTB.

To gain robustness, the eventuality of heterogeneity between individuals needs to be included in this study. Furthermore, the application of duration model to the TTB failed to consider transport as a derived demand. The interaction between travel times and activity need to be included. The competition between activities for the time resource can be modelled through the competing risk model framework. Duration models may offer an appropriate framework to reach the integration of derived demand concept into the allocation of time modelling.

REFERENCES

- ALLISON, P. D., (1995), *Survival analysis using SAS – A practical guide*. SAS Publishing.
- BHAT, C.R., J. Y. GUO, S. SRINIVASAN and A. SIVAKUMAR, (2004), A comprehensive econometric micro-simulator for daily activity-travel pattern (CEMDAP). Paper presented at the *EIRASS workshop on Progress in activity-based analysis*, Maastricht, The Netherlands.
- BHAT, C. R., T. FRUSTI, H. ZHAO, S. SCHÖNFELDER and K. W. AXHAUSEN, (2002), Intershopping

- duration: an analysis using multiweek data. Paper presented at the 81st Annual Meeting of Transportation Research Board, Washington, D.C.
- BHAT, C. R., (2000), Duration modelling. In: *Handbook of transport modelling* (D. A. HENSHER and K. J. BUTTON, ed.), 91-111, Elsevier Science.
- BHAT, C. R., (1996a), "A hazard-based duration model of shopping activity with nonparametric baseline specification and non-parametric control for unobserved heterogeneity". *Transportation Research part B*, 30, 189-207.
- BHAT, C. R., (1996b), "A generalised multiple durations proportional hazard model with an application to activity behaviour during the evening work-to-home commute". *Transportation Research part B*, 30, 465-480.
- BIEBER, A., M.-H. MASSOT and J. P. ORFEUIL, (1994), "Prospects for Daily Urban Mobility". *Transport Reviews*, 14(4), 321-339.
- CHUMAK, A. and J. P. BRAAKSMA, (1981), "Implications of the travel-time budget for urban transportation modelling in Canada". *Transportation Research Record*, 794, 19-27.
- CHEN, C. and P. L. MOKHTARIAN, (2002), Constrained allocation of time and money between activities and travel : A review of modeling methodologies and a new utility maximisation model. Unpublished manuscript, available from the authors.
- COX, D., (1972), "Regression models and life tables". *Journal of the Royal Statistical Society Series*, B34,187-202.
- DOWNES, J. D. and D. MORRELL, (1981), "Variation of travel time budgets and trips rates in Reading". *Transportation Research part A*, 15, 47-54.
- ETTEMA, D. F. and H. J. P. TIMMERMANS, (1997), *Activity-based approaches to travel analysis*. Pergamon, Oxford, 371p.
- ETTEMA, D. F., A. W. J. BORGERS and H. J. P. TIMMERMANS, (1995), "Competing risk hazard model of activity choice, timing, sequencing and duration". *Transportation Research Record*, 1493, 101-109.
- FUJII, S., R. KITAMURA and T. MONMA, (1997), "A study of commuter's activity patterns for the estimation of induced trips". *Journal of Infrastructure Planning and Management* (Japan Society of Civil Engineers), 562, 109-120, (in japanese).
- GILBERT, C., (1992), "A duration model of automobile ownership". *Transportation Research part B*, 26(2), 97-114.
- GODARD, X., (1981), *Les budgets temps de transport – Analyse de quelques agglomérations françaises*. Rapport IRT, 31.
- GOLOB, T., (1990), "The dynamics of household travel time expenditures and car ownership decisions". *Transportation Research part A*, 24, 443-463.
- GOLOB, T. and M. McNALLY, (1997), "A model of activity participation and travel interactions between household heads". *Transportation Research part B*, 31, 177-194.
- GOODWIN, P. B., (1981), "The usefulness of travel budgets". *Transportation Research part A*, 15, 97-106.
- GORDON, P., A. KUMAR and H. W. RICHARDSON, (1989), "The influence of metropolitan spatial structure on commuting time". *Journal of Urban Economics*, 26, 138-151.
- GORDON, P., H. W. RICHARDSON and M. J. JUN, (1991), "The commuting paradox – Evidence from the top twenty". *Journal of the American Planning Association*, 54(4), 416-420.
- GUNN, H. F., (1981), "Travel budgets – a review of evidence and modelling implications". *Transportation Research part A*, 15, 7-24.
- HAMED, M. K. and F. MANNERING, (1993), "Modelling travellers post-work activity involvement: Toward a new methodology". *Transportation Science*, 27(4), 381-394.

- HENSHER, D., (1998), "The timing of change for automobile transactions: competing risk multispell specification". In: *Travel Behaviour research: updating the state of play* (J. D. ORTUZAR, D. HENSHER and S. JARA-DIAZ, ed.), Elsevier.
- HENSHER, D. and F. MANNERING, (1994), "Hazard-based duration models and their application to transport analysis". *Transportation Reviews*, 14(1), 63-82.
- HENSHER, D. and T. RAIMOND, (1992), "The timing of change: discrete and continuous time panels in transportation". Paper presented for the *First US Conference on Panels for Transportation planning*, Lake Arrowhead, California.
- HUPKES, G., (1982), "The law of constant travel time and trip-rates". *Futures*, February, 38-46.
- JOLY, I., (2004), "The link between Travel Time Budget and Speed: a key relationship for urban space-time dynamics". Paper presented at the *European Conference on Transport*.
- JONES, P. M., M. C. DIX, M. I. CLARKE and I. G. HEGGIE, (1983), *Understanding travel behaviour*. Gower Publishing, Aldershot, England.
- JOVANIS, P. and H. L. CHANG, (1989), "Disaggregate model of highway accident occurrence using survival theory". *Accident Analysis and Prevention*, 21, 445-458.
- KAPLAN, E. and P. MEIER, (1958), "Non-parametric estimation from incomplete observations". *Journal of the American Statistical Association*, 53, 457-481.
- KATIYAR, R. and OHTA K., (1993), "Concept of «Daily Travel Time» (DTT) and its applicability to travel demand analysis". *Journal of the Faculty of Engineering*, The University of Tokyo (B), Vol. XLII (2), 109-121.
- KIEFER, N. M., (1984), "Econometric duration data and hazard functions". *Journal of Econometric Literature*, 27, 646-679.
- KITAMURA, R., J. ROBINSON, T. F. GOLOB, M. BRADLEY, J. LEONARD and T. VAN DER HOORN, (1992), *A comparative analysis of time use data in the Netherlands and California*. Research report number UCD-ITS-RR-92-9, Institute of Transportation Studies, University of California, Davis, June.
- KITAMURA, R., C. CHEN, R. PENDYALA, (1997), "Generation of synthetic daily activity-travel patterns". *Transportation Research Board*, 1607, 154-162.
- KITAMURA, R., S. FUJII, and E. PAS, (1997), "Time-use data, analysis and modelling: toward the next generation of transportation planning methodologies". *Transport Policy*, 4, 225-235.
- KRAAN, M., (1995), "Modelling activity patterns with respect to limited time and money budgets. Paper presented at the 7th WCTR, Sydney, Australia.
- KUMAR, A. and D. LEVINSON, (1995), "Temporal variations on allocation of time". *Transportation Research Record*, 1493, 118-127.
- LANDROCK, J. N., (1981), "Spatial stability of average daily travel times and trip rates within Great Britain". *Transportation Research part A*, 15, 55-62.
- LAWLESS, J. F., (2003), *Statistical models and methods for lifetime data*. John Wiley and Sons, New York.
- LEVINSON D., (1999), "Space, money, life-stage, and the allocation of time". *Transportation*, 26, 141-171.
- LEVINSON, D. and A. KUMAR, (1995), "Activity, travel and the allocation of time". *APA Journal*, Autumn, 458-470.
- LEVINSON, D., Y. WU and P. RAFFERTY, (2003), Rational Locator Re-examined: Are travel times still stale?. Paper presented at the *10th International Conference on Travel Behaviour Research*, Lucerne.

- LU, X. and E. PAS, (1999), "Socio-demographics, activity participation and travel behaviour". *Transportation research part A*, 33, 1-18.
- MA, J. and K. G. GOULIAS, (1998), Forecasting home departure time, daily time budget, activity duration and travel time using panel data. Paper presented at the 77th Annual Conference of Transportation Research Board, Washington, D. C.
- MANNERING, F., (1993), "Male/Female characteristics and accident risk: some new evidence", *Accident Analysis and Prevision*, 25(1), 77-84.
- MANNERING, F., E. MURAKAMI and S. G. KIM, (1994), "Temporal stability of traveller's activity choice and home-stay duration: some empirical evidence". *Transportation*, 21, 371-392.
- MANNERING, F. and C. WINSTON, (1991), "Brand loyalty and the decline of American automobile firms". *Bookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, pp. 67-114.
- MEYER, B. D., (1990), "Unemployment insurance and unemployment spells". *Econometrica*, 58, 775-782.
- MISRA, R. and C. R. BHAT, (2000), "Activity travel patterns of non-workers in the San Francisco bay area: explanatory analysis". *Transportation Research Record*, 1718, 43-51.
- MOHAMMADIAN, A. B. and S. T. DOHERTY, (2004), A hazard model for the duration of time between planning and execution of an activity. Paper presented at the Conference on Progress in Activity-Based Analysis, Maastricht, The Netherlands.
- MOKHTARIAN P. L. and C. CHEN, (2004), "TTB or not TTB, that is the question: A review and analysis of the empirical literature on travel time (and money) budgets". *Transportation Research Part A*, 38, pp. 643-675.
- MOKHTARIAN, P. L. and I. SALOMON, (2001), "How derived is the demand for travel? Some conceptual and measurement considerations". *Transportation Research Part A*, 35, pp. 695- 719.
- NAM, D. and F. MANNERING, (2000), "An exploratory hazard-based analysis of highway incident duration". *Transportation Research part A*, 34, 85-102.
- NIEMEIER, D. A. and J. G. MORITA, (1996), "Duration of trip-making activities by men and Women". *Transportation*, 23, 353-371.
- OAKES, D., (1977), "The asymptotic information in censored survival data". *Biometrika*, 64, 441-448.
- PASELK, T. and F. MANNERING, (1993), Use of duration models for predicting vehicular delay at US/Canadian border crossings. Paper presented at the 1993 Annual Meeting of the Transportation Research Board, Washington, D.C.
- POPKOWSKI LESZCZYC, P. T. L. and H. TIMMERMANS, (2002), "Unconditional and conditional competing risk models of activity duration and activity sequencing decisions: An empirical comparison". *Journal of Geographical Systems*, 4, 157-170.
- PRENDERGAST, L. S. and R. D. WILLIAMS, (1981), "Individual travel time budgets". *Transportation Research part A*, 15, 39-46.
- PRINCIPIO, S. and E. PAS, (1997), The sociodemographics and travel behaviour of life cycle groups identified by time use patterns. Paper presented at the 76th Annual Meeting of Transportation Research Board, Washington, D.C.
- PURVIS, C. L., (1994), "Changes in regional travel characteristics and travel time expenditures in the San Francisco Bay area: 1960-1990". *Transportation Research Record*, 1466, 99-109.
- ROBINSON, J., (1997), *Time for life. The surprising ways Americans use their time*. The Pennsylvania State University Press, University Park, Pennsylvania.

- ROTH, G. J. and Y. ZAHAVI, (1981), *Travel time «budgets» in developing countries*. *Transportation Research part A*, 15, 87-96.
- SCHAFER, A., and D. G. VICTOR, (2000), "The Future mobility of the world population". *Transportation Research part A*, 34, 171-205.
- SCHÖNFELDER, S. and K. W. AXHAUSEN, (2000), Analysing the rhythms of travel using survival analysis. Working paper submitted to TRB Washington DC - January 2001.
- SUPERNAK, J., (1982), "Travel-time budget: a critique". *Transportation Research Record*, 879, 15-25.
- SZALAI, A., (1972), *The use of time: Daily activities of urban and suburban populations in twelve countries*. Mouton Publication.
- TANNER, J. C., (1981), Expenditure of time and money on travel. *Transportation Research part A*, 15, 25-38.
- TANNER, J. C., (1961), Factors affecting the amount of travel. *Road Research Technical Paper*, 51, London.
- TIMMERMANS, H., P. WAERDEN, M. ALVES, J. POLAK, S. ELLIS, A. S. HARVEY, S. KUROSE and R. ZANDEE, (2002), "Time allocation in urban and transport settings: an international, interurban perspective". *Transport Policy*, 9, 79-93.
- VAN DER HOORN, T., (1979), "Travel behaviour and the total activity pattern". *Transportation*, 8, 308-328.
- VILHELMSON, B., (1999), "Daily mobility and the use of time for different activities: the case of Sweden". *Geojournal*, 48, 177-185.
- WIGAN, M. R. and J. M. MORRIS, (1981), "The transport implications of activity and time budget constraints". *Transportation Research part A*, 15, 63-86.
- ZAHAVI, Y., (1973), "The T-T-relationship: a unified approach to transportation planning". *Traffic engineering and control*, 205-212.
- ZAHAVI, Y., (1974), *Travel time budgets and mobility in urban areas*. Report prepared for the U.S Department of Transportation, Washington, D.C. and Ministry of Transport, Federal Republic of Germany, Bonn.
- ZAHAVI, Y., (1979), *The 'UMOT' Project*. Report prepared for the U.S. Department of Transportation and the Ministry of Transport of Federal Republic Of Germany, 267p.
- ZAHAVI, Y. and J. M. RYAN, (1980), Stability of travel components over time. *Transportation Research Record*, 750, 19-26.
- ZAHAVI, Y. and A. TALVITIE, (1980), Regularities in travel time and money expenditures. *Transportation Research Record*, 750, 13-19.

Annexe D - Survey of the memoir

Modelling the behaviour of derived consumption: the case of travel time

Survey of the HDR memoir

Iragaël JOLY - nov. 2016

Travel time budgets (TTB) have been known to be stable for several decades. Based on the grounding Zahavi's research, this conjecture considers that, for a city, the average individual daily travel time¹ is of an invariant duration of one hour per day². Based on this hypothesis, Zahavi (1979) opens a new framework of development of mobility models focused on urban speed and travelled distances.

However, Zahavi's contribution relies essentially on the modelling of the average mobility behaviour, considering that individuals are maximising the opportunities they can access under the constraint of the TTB (and a monetary budget). This approach focuses on travel times, rather than speed, distance or flow opened the way to more thorough research on individual mobility behaviours.

This new perspective brings new light and also discusses new issues regarding transport and urban policies. However, economic regulation tools of mobility (see Raux (2012)) frequently neglect travel times and yet these travel times are a central element of the generalized mobility cost of individuals, along with the monetary travel cost.

A first objective of the presented work is to acquire a deeper knowledge of travel times and their potential role as a regulation tool of urban mobility.

Furthermore, relaxing the TTB assumption leads to understanding mobility choice behaviour taking into account the choices of modes of transport, routes, schedules, etc. and above all, the commuting purpose : the pursued activities. The developed work is directed towards models proposed by the activity-based approach in order to better understand the role of travel as a derived demand

1. The individual TTB is the sum of all the trips duration in a day.

2. Zahavi's law and «Brever law» (Hupkes, 1982) are frequently refereed in the literature as the TTB concept, which simultaneously state existence and stability of the TTB. Numerous empirical works have tried to illustrate or demonstrate the TTB stability, among them Schafer (2000) and Metz (2003).

from the participation into activities.

The second objective of this work is to work on methodological questions and modelling of the specific nature and role of the travel time.

Travel time, a tool to do and undo the city ?

At the aggregate level, interpreting the link between speed, distance and TTB renders speed increase responsible for the spread of trips spatial range, under a fixed TTB. Urban spread is allowed, at least, by the higher speed of cars (Korsu et al., 2012; Wiel, 2002). The city-transport co-production mechanism is based on the TTB. Under the TTB stability assumption, the compact city seems to be a reply to the actual environmental issues (Jenks et al., 1996), which rely upon levers based on motorized speed regulation, public transportation access to the city and density of urban amenities.

Under the TTB stability, the new accessible spaces (due to speed improvement) are perceived through an increase in the travelled distance and a reinvestment of the travel time savings in supplementary trips. Zahavi's conjecture enriches the understanding of the traffic increase and the urban sprawl. The most symbolic urban form of such development has been qualified as "Californian city" (Bieber et al., 1994), which is associated with unsustainable issues of daily mobility.

Nevertheless, such TTBS stability suggests paradoxical management of travel time savings in two respects. First, at an urban level, time savings are not used to dedicate less time to travel, rather they are used to travel further or to travel more. Second, regarding individual choice of time allocation, travel time savings have not been allocated to other activities, while travel time is identified as the "worst time in a day" (Kahneman et al., 2006).

It is essential not to make this assumption of stable TTB a universal law governing individual behaviours. Travel time agreed by an individual to access an activity results from a complex phenomenon based on numerous trade-offs. Observation of the relative stability at the aggregate level is the result of all individual behaviours regarding time use and time savings.

This direction leads to challenge some of the classical conceptions of travel times. Especially, in standard models, such as the four-step model, travel time

is only a part of the generalized cost of travel, in the same way as the monetary cost, that individuals are supposed to minimize (Ortuzar et Willumsen, 2001).

Behaviour relative to time resource is made more complex by the fact that travel time has a central place in many interactions between individual and inter-individual choices. This particular role of travel time places individuals in an urban space or a set of urban amenities and in social and urban temporalities. Mobility management is more than a simple reduction of monetary and temporal costs independently from other dimensions.

Memoir Organisation

Progressively questioning the TTB stability assumption and its interpretation as a regulation tool of mobility implies an approach that takes one from the aggregate level to a more detailed disaggregated level.

At the aggregate level, my research on transport and urban planning are embodied in transport economics and urban economics. On these theoretical grounds, Zahavi's proposition is studied and the induced effects of its model on urban forms and transport systems are evaluated. This first work focuses on an international database analysis.

The disaggregated approach is based on the "activity-based approach" of mobility. The main contribution of this theoretical position is to consider mobility as an expression of a need derived from the out-of-home activity participation (Chardonnel et Thévenin, 2012; Timmermans, 2005). My work focuses on micro-econometric models of the mobility behaviours.

Modelling the transport demand as a derived demand is a challenge for the mobility behaviour study. It raises the question of the definition of the utility associated with transportation. This utility is most of the time based upon the utility of the activity pursued at destination. Nevertheless, travel time can be valued indirectly regarding activities performed during the trip, or directly as a source of satisfaction or dissatisfaction (Mokhtarian et Salomon, 2006). Transportation is not a simple attribute of an out-of-home activity. Hence, travel time has to be analysed as an activity competing with other activities for the available time.

This memoir proposes a discussion of the applied models at the aggregate and

the disaggregate levels.

The first chapter surveys the Zahavi hypothesis and confronts it with the data. This approach examines the innovative view of mobility behaviours, especially in terms of widening the framework analysis and regulation tools of urban mobility. This chapter shows how the TTB stability results in an apparent paradoxical fact in relation to the developments of urban areas, transportation systems and mobility.

The second chapter illustrates the structural mechanisms at stake beyond the observable average TTB in different cities. Thorough analysis of travel times from eight European cities results not in stability of mobility behaviours, but in the existence of multiple behavioural regularities, even with new emerging trends or new profiles of mobility, as "intensive travellers". Travel time appears to be a more complex notion than a simple access cost.

In the third chapter, individual mobility is studied as a derived demand from activities. The work discussed has studied the structuring of mobility behaviours and their adjustment around the key notion of travel times. The place of travel time in individual activity patterns is studied according to three directions. First, the relationship between activities duration and travel time is analysed in terms of access time. Second, my work examines the influences of urban contexts on time-uses and associated mobility. Finally, the dynamic feature of the activity patterns and the corresponding behaviour of time allocation to activities and mobility is introduced in the modelling.

The last chapter presents these past works and the recent ones from the methodological perspective. This chapter proposes a survey of the choice situations met in transportation and the associated modelling methods applied in my work. This structure stresses the methodological issues and their application potential derived from these works.

Références

- Bieber, A., M. Massot et J. Orfeuil. 1994, «Prospects for daily urban mobility», *Transport Reviews*, vol. 14, n° 4, p. 321–339.
- Chardonnel, S. et T. Thévenin. 2012, «Les apports de la time-geography dans les

- représentations spatio-temporelles», *Ecole thématique MODyS du CNRS sur modélisation et visualisation des dynamiques spatiales*, Fréjus.
- Hupkes, G. 1982, «The law of constant travel time and trip-rates», *Futures*, p. 38–46.
- Jenks, M., E. Burton et K. Williams. 1996, *The Compact City : a sustainable urban form ?*, Routledge éd..
- Kahneman, D., A. Krueger, D. Schkade, N. Schwarz et A. Stone. 2006, «Would you be happier if you were richer - a focusing illusion», *Science*, vol. 312, n° 5782, p. 1908–1910.
- Korsu, E., M.-H. Massot et J. Orfeuill. 2012, *La ville cohérente, penser autrement la proximité*, La Documentation Française éd..
- Metz, D. 2003, «Travel time constraints in transport policy», *Transportation*, vol. 157, n° 2, p. 99–105.
- Mokhtarian, P. et I. Salomon. 2006, «How derived is the demand for travel? Some conceptual and measurement considerations», *Transportation Research Part A*, vol. 35, n° 8, p. 695–719.
- Ortuzar, J. et L. Willumsen. 2001, *Modelling Transport*, Chichester : Wiley éd..
- Raux, C. 2012, «Le rôle des outils économiques dans la régulation de la mobilité en ville», dans *Ville et Mobilité - Nouveaux regards*, édité par G. Brun, Economica, Paris, p. 259–273.
- Schafer, A. 2000, «Regularities in travel demand : An international perspective», *Journal of Transportation and Statistics*, vol. 3, n° 3, p. 1–31.
- Timmermans, H. 2005, *Progress in activity based analysis*, Elsevier éd..
- Wiel, M. 2002, *Ville et Automobile*, Ed. Descartes & Cie.
- Zahavi, Y. 1979, «The 'UMOT' Project», cahier de recherche, U.S. Department of Transportation and the Ministry of Transport of Federal Republic Of Germany.

Annexe E - Synthèse des travaux

I. JOLY

21 septembre 2016

Mes travaux et collaborations présentés ici traitent des mobilités urbaines sous l'angle de la modélisation économique des comportements d'allocation du temps au transport. Considérant la mobilité comme une demande dérivée de la participation aux activités hors-domicile, ces travaux s'inscrivent dans l'approche *activity-based* (Timmermans (2005)). Le travail doctoral s'est efforcé de définir les enjeux de l'analyse des durées de transport identifiés par la littérature en transport (essentiellement en économie, géographie et urbanisme). Les travaux suivants ont approfondi les questions ainsi soulevées.

Le Temps de Transport, un Outil pour Faire et Défaire la ville

La littérature francophone connaît sous le nom de "loi de Zahavi" la proposition théorique selon laquelle les durées individuelles quotidiennes de déplacement sont stables. Ainsi, les budgets-temps de transport (BTT) quotidiennement alloués aux déplacements individuels sont relativement proches entre villes sur plusieurs décennies, autour d'une heure de transport en moyenne par personne par jour (Zahavi et Talvitie (1980), Schafer et Victor (2002)).

Cette proposition conduit à comprendre la coproduction ville-transport et l'étalement urbain comme articulés autour des 3 notions : temps-vitesse-distance (Levinson et Kumar (1994); Wiel (2002); Korsu et collab. (2012)). En conséquence, la ville compacte semble être une réponse aux enjeux environnementaux actuels (Jenks et collab. (1996)) avec des leviers sur les mobilités tels que la régulation des vitesses et des accès automobiles, l'accès aux transports en commun et la densité des aménités urbaines ¹.

Mon programme de recherches définit les limites de validité de cette hypothèse.

Peut-on refaire la ville ? Étude de la demande pour le temps de transport

La conjecture de Zahavi permet de styliser les arbitrages de la mobilité individuelle autour d'éléments non monétaires. La stabilité des BTT conduit au paradoxe du réinvestissement en transport des gains de temps, dus aux vitesses accrues. Il découle du fait que le temps n'est pas stockable. Le temps gagné sera consacré à des activités (nouvelles ou déjà pratiquées), pouvant générer du transport supplémentaire, théoriquement celles dont l'utilité marginale est la plus forte.

En comparant plusieurs situations urbaines, mes travaux indiquent que les gains d'accessibilité ne réduisent pas les temps de transport ou les distances parcourues. Au contraire, ils permettent de conserver une mobilité constante, voire même ils incitent les individus à accepter une dépense temporelle de transport de plus en plus grande. Sur ces résultats, nous² formulons l'hypothèse que *l'accessibilité attise la mobilité*.

Cette proposition³ d'existence d'une demande latente de mobilité est alors étudiée par différents travaux questionnant les comportements d'allocation de temps au transport. Dans cet objectif, mes travaux menés avec le Let, le LaSUR et le GRT ont étudié les mobilités de huit villes ⁴.

Le temps de transport subi ou choisi - Emergence de pendulaires intensifs

Notre analyse ^{5 6} des temps de transport montre l'existence de régularités multiples des comportements, et l'émergence de nouveaux profils de mobilité. Cette étude montre que la hausse des BTT moyens ⁷ résulte en partie d'une proportion croissante d'individus consacrant des temps élevés à leur mobilité. De plus, l'application des modèles de durées montre une gestion des BTT en opposition avec la vision économique du temps de transport comme un simple coût à minimiser. Ces modèles ont permis d'identifier un seuil de durée des déplacements à partir duquel la résistance à allouer du temps de transport supplémentaire se réduit ⁸. Nous qualifions de *pendulaires intensifs* les individus dépassant ce seuil de durée quotidienne de transport.

La mobilité : variable d'ajustement entre les espaces et les temps d'activité

L'étude des comportements de mobilité nécessite à la fois de considérer les relations entre mobilité et activités selon les contextes urbains. Ainsi, l'équilibre entre le nombre de déplacements et le BTT est étudié selon les contextes urbains. Mes résultats ⁹ sur les enquêtes de Lyon et Grenoble concordent avec le concept du *rational locator* (Levinson et Kumar (1994)) : le choix résidentiel bénéficiant d'une meilleure accessibilité est associé en moyenne à des BTT plus faibles (pour un nombre de déplacements comparable) ou à un nombre de déplacements plus élevé (pour un BTT équivalent). De plus, ils indiquent des rapports au temps différenciés selon les localisations (entre résidents urbains et périurbains).

En étendant l'étude aux huit villes à disposition, nous observons ¹⁰ que les durées de mobilités et d'activités trouvent une part d'explication dans les caractéristiques des zones de localisation résidentielle et des systèmes de transport.

La relation aux temps d'activité

La littérature modélise le plus souvent la relation entre temps de transport et durées d'activité par un simple prix constant (temporel ou monétarisé) d'accès aux activités (Chen et Mokhtarian (2006); Jara-Diaz (2003)). Toutefois, la demande latente de mobilité, suggérée par nos résultats, incite à une modélisation de ces relations plus flexible qu'un coût constant.

L'estimation de la relation par des élasticités constantes entre temps de transport et temps d'activité montre que la relation gagne à être modélisée par une forme non linéaire concave représentant la propension marginale décroissante à accepter des durées de transport élevées associée à une durée d'activité croissante ¹¹ ¹². Une régularité forte apparaît entre les valeurs d'élasticités estimées des 4 villes françaises de notre échantillon.

Une incidence directe de ces résultats sur la façon de comprendre les comportements sous-jacents aux durées de transport est qu'un gain de temps n'aura pas le même impact selon l'activité à laquelle il est consacré. Notamment, si ce temps gagné est utilisé pour une activité de loisir ou d'achat, le temps de transport associé pourra être relativement plus élevé.

Perspectives

Ces travaux nécessitent des approfondissements tant sur les plans méthodologiques, que sur la caractérisation des contextes dans lesquels sont réalisés les choix de mobilité. En conséquences, les perspectives sont d'intégrer la séquentialité des choix de transport et d'activités et le choix modal et les éléments subjectifs ou latents des comportements (tels que les modes de vie ou les considérations environnementales). Les méthodologies économique et économétrique, envisagées pour cela, s'inscrivent dans le champ des modèles markoviens pour la modélisation des structures d'épisodes séquentiels, dans le champ des *Discrete Choice Models* (DCM) pour la modélisation du choix modal et dans celui des modèles d'équations structurelles (SEM) pour la construction de systèmes d'équations multiples et à variables latentes.

Les projets d'approfondissement de ces méthodes bénéficient de collaborations avec des collègues du Gael et du LJK permettant une ouverture des sujets et des méthodes particulièrement enrichissante, qu'il reste à concrétiser et à valoriser.

Ainsi un premier travail explore la structure entre nombre de déplacements et durées des épisodes d'activité, et nécessite le développement d'une méthode considérant simultanément les différents indicateurs de mobilité, d'activité et leur séquence ¹³.

La modélisation d'une structure d'interrelations entre plusieurs variables, dont certaines latentes, est initiée par une première application des SEM ¹⁴ et prolongée dans le cadre du co-encadrement doctoral ¹⁵.

Enfin, plusieurs travaux sont en cours sur les modèles de comportements de choix de consommation (DCM). Une première série d'applications des DCM aux comportements de choix a été réalisée avec le GAEL ¹⁶ ¹⁷. Les poursuites visent à évaluer l'impact des spécifications économiques et statistiques de ces modèles sur les estimations (notamment des consentements à payer) ¹⁸ et à proposer d'autres spécifications statistiques impactant ou non la règle de décision sous-jacente de maximisation d'utilité ¹⁹.

L'accueil au Gael m'a permis d'intégrer des éléments de contexte de choix différents de ceux des transports et des éléments méthodologiques propres à l'économie expérimentale. Cette opportunité se concrétise dans le co-encadrement doctoral ²⁰, dont un des objectifs sera d'intégrer les modélisations DCM et SEM dans l'analyse du choix modal.

- ¹JOLY, I. (2005). *L'allocation du temps au transport ? De l'observation internationale des budgets-temps de transport aux modèles de durées*. Thèse de doctorat Université Lyon 2, 481p.
- ²CROZET, Y. et I. JOLY (2004). Budgets temps de transport : les sociétés tertiaires confrontées à la gestion paradoxale du "bien le plus rare". *les Cahiers Scientifiques du Transport* 45, p. 27-48.
- ³JOLY, I. (2006). Stability or regularity of the daily travel time in Lyon ? Application of a duration model. *International Journal of Transport Economics*, vol. xxxiii, n°3, p. 369-400.
- ⁴Les enquêtes de Berne, Bruxelles, Genève, Grenoble, Lyon, Rennes, Strasbourg, et Zurich sont réunies sur deux ou trois dates. Ainsi dix sept enquêtes de mobilité (environ 250 000 déplacements, 60 000 individus) sont regroupées et homogénéisées
- JOLY, I., K. LITTLEJOHN et V. KAUFMANN (2006). *La croissance des budgets-temps de transport en question : nouvelles approches*. Rapport final de la recherche pour le PREDIT Groupe Opérationnel n°1, 232 p.
- ⁵JOLY, I. et S. VINCENT-GESLIN (2016). Intensive travel time : an obligation or a choice ?, *European Transport Research Review*, 8(10), 14p.
- ⁶VINCENT-GESLIN, S. et I. JOLY (2012). Raisons et pratiques de la pendularité intensive. Le temps de trajet, entre temps subi et temps choisi. *les Cahiers Scientifiques du Transport* 61, p. 159-186.
- ⁷Mesurés sur les populations mobiles.
- ⁸Les individus ont un taux de hasard décroissant. Le taux de hasard peut être compris comme une sorte de probabilité conditionnelle instantanée d'arrêter un processus pendant son déroulement, ici la chaîne de déplacements de la journée.
- ⁹JOLY, I. (2009). Impact des localisations résidentielles sur les arbitrages temporels mobilité-activité. 9èmes rencontres THEO-QUANT
- ¹⁰RAUX, C., T-Y. MA, I. JOLY, V. KAUFMANN, E. CORNELIS et N. OVTRACHT (2010). Travel and activity time allocation : an empirical comparison between cities in Europe. *Transport Policy* 18, p. 401-412.
- ¹¹JOLY, I. (2014). Testing regularity in the allocated time to travel. 5th Transport Research Arena, avril 2014.
- ¹²MA, T.Y., C. RAUX, E. CORNELIS et I. JOLY (2010). Multi-state non-homogeneous semi-markov model of daily activity type, timing and duration sequence. *Transportation Research Record, Journal of the Transportation Research Board* 2134, p. 123-134.
- ¹³DURAND, J.B., P. FERNIQUE et I. JOLY (2014), Approches graphiques pour la modélisation statistique de la dépendance entre activités journalières, *working paper*.
- ¹⁴BOUTINOT, A., I. JOLY, V. MANGEMATIN et S. ANSARI (2015). Becoming a Superstar : Evidence from French Contemporary Architecture. *Organization Studies*, (en troisième révision).
- ¹⁵BOUSCASSE H., I. JOLY et P. BONNEL (2016). A structural equation modeling approach to mode choice habits., soumis à *Transportation Research Part A*
- ¹⁶MICHAUD, C., D. LLERENA et I. JOLY (2013). Willingness to pay for environmental attributes of non-food products : a real choice experiment, *European Review of Agricultural Economics* 40(2), p. 313-329
- ¹⁷MICHAUD, C., I. JOLY, D. LLERENA et V. LOBASNKO (2016). Consumers preferences for eco-innovative products : elicitation of willingness to pay for upgradeable products. *International Journal of Sustainable Development*, (accepté pour publication).
- ¹⁸BUREL, E., A-C. LEBRUN, H. BOUSCASSE et I. JOLY (2015). Tester la performance de différentes spécifications des Random Utility Models, *working paper*
- ¹⁹BOUSCASSE, H., J. PEYHARDI et I. JOLY (2016). Testing new specifications of generalized linear models : application to modal choice analysis in regional area, WCTRS 10-15 juil. 2016.
- ²⁰BOUSCASSE, H. (2014-2017), Développement d'un modèle transport régional - quelle représentation du ferroviaire ?, Doctorat de l'Université de Lyon, co-encadrement avec P. Bonnel (LET), financement ADR ARC7.

Références

- Chen, C. et P. Mokhtarian. 2006, «Tradeoffs between time allocations to maintenance activities/travel and discretionary activities/travel», *Transportation*, vol. 33, p. 223-240.
- Jara-Diaz, S. 2003, «On the goods-activities technical relations in the time allocation theory», *Transportation*, vol. 30, n° 3, p. 245-260.
- Jenks, M., E. Burton et K. Williams. 1996, *The Compact City : a sustainable urban form ?*, Routledge éd..
- Korsu, E., M.-H. Massot et J. Orfeuill. 2012, *La ville cohérente, penser autrement la proximité*, La Documentation Française éd..
- Levinson, D. et A. Kumar. 1994, «The rational locator : Why travel times have remained stable», *Journal of the American Planning Association*, vol. 60, n° 3, p. 319-332.
- Schafer, A. et D. Victor. 2002, «The future mobility of the world population», *Transportation Research Part A*, vol. 34, p. 171-205.
- Timmermans, H. 2005, *Progress in activity based analysis*, Elsevier éd..
- Wiel, M. 2002, *Ville et Automobile*, Descartes & Cie éd..
- Zahavi, Y. et A. Talvitie. 1980, «Regularities in travel time and money expenditures», *Transportation Research Record*, vol. 750, p. 13-19.