



HAL
open science

L'allocation du temps au transport - De l'observation internationale des budgets-temps de transport aux modèles de durées

Iragaël Joly

► **To cite this version:**

Iragaël Joly. L'allocation du temps au transport - De l'observation internationale des budgets-temps de transport aux modèles de durées. Economies et finances. Université Lumière - Lyon II, 2005. Français. NNT: . tel-00087585

HAL Id: tel-00087585

<https://theses.hal.science/tel-00087585>

Submitted on 25 Jul 2006

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.

L'ALLOCATION DU TEMPS AU TRANSPORT
DE L'OBSERVATION INTERNATIONALE DES BUDGETS-TEMPS DE
TRANSPORT AUX MODELES DE DUREES

Thèse pour le Doctorat ès Sciences Economiques
mention Economie des Transports

Iragaël JOLY

Thèse dirigée par : **M. le Professeur Alain BONNAFOUS**

Présentée et soutenue publiquement le 12 décembre 2005

Membres du Jury :

M. Alain BONNAFOUS, Professeur à l'Université Lyon II, *Directeur*

M. François GARDES, Professeur à l'Université Paris I, *Rapporteur*

M. Claude MONTMARQUETTE, Professeur à l'Université de Montréal

M. Jean-Pierre ORFEUIL, Professeur à l'Université Paris XII, *Rapporteur*

M. Philippe TOINT, Professeur aux Facultés Universitaires Notre Dame de la Paix de Namur

Je tiens à remercier mon directeur de thèse, le Professeur Alain BONNAFOUS, pour sa confiance en mon travail, son soutien, la liberté et les conseils qu'il m'a apportés, durant ces années.

Je remercie, le professeur François GARDES, le professeur Jean-Pierre ORFEUIL, le professeur Claude MONTMARQUETTE et le professeur Philippe TOINT pour l'honneur qu'ils me font de participer à mon jury et le temps qu'ils ont accepté d'allouer à mon travail.

Je remercie également Jean-Yves LESUEUR et Claude MONTMARQUETTE pour leurs précieux conseils durant l'élaboration de mon modeste modèle de durées.

Je remercie les membres du LET pour leur accueil et plus particulièrement, Yves CROZET et Patrick BONNEL pour leur écoute et leurs critiques avisées.

Je tiens à remercier Julien LEVEQUE de la patience à toute épreuve, dont il fait preuve chaque jour, de sa relecture et de nos précieuses discussions.

Merci à Ghislaine DEYMIER pour ses encouragements et ses visites ensoleillées.

Enfin, je tiens à exprimer ma profonde gratitude à Audrey BARADAT pour le réconfort qu'elle m'a apporté et son investissement durant les moments difficiles. Qu'elle soit ici remerciée pour son soutien de chaque instant.

à Audrey
à Emma et Julie

Sommaire

INTRODUCTION GÉNÉRALE	1
PARTIE I LA CONJECTURE DE ZAHAVI	7
CHAPITRE 1 - DE LA LOI À L'HYPOTHÈSE DE STABILITÉ DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	9
Section I - La stabilité des budgets-temps de transport est-elle une loi ?	11
Section II - L'incompréhension des budgets-temps de transport	22
Section III - La constance des budgets-temps de transport	34
CONCLUSION DU CHAPITRE 1	54
CHAPITRE 2 - L'HYPOTHÈSE FAIBLE DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	57
Section I - Les multiples régularités	58
Section II - Les usages du budget-temps de transport	87
CONCLUSION DE LA PARTIE I	99
PARTIE II L'HYPOTHÈSE FORTE DE STABILITÉ DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	103
CHAPITRE 3 - L'OBSERVATION INTERNATIONALE	105
Section I - La base « Millenium Cities Database »	106
Section II - L'analyse des budgets-temps de transport	116
Section III - Les leviers sur la mobilité	139
CONCLUSION DU CHAPITRE 3	155
CHAPITRE 4 - UNE POLITIQUE DE LA GESTION DES TEMPS DE TRANSPORT	157
Section I - La gestion paradoxale des gains de temps	158
Section II - Les politiques des transports urbains et les politiques urbaines interpellées	168
Section III - Vers une politique de gestion des temps de transport : la vitesse, clé de l'organisation urbaine	192
CONCLUSION DE LA PARTIE II	205

PARTIE III L’HYPOTHÈSE FAIBLE DE RÉGULARITÉ DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	211
CHAPITRE 5 - LA MODÉLISATION DES BUDGETS-TEMPS DES ACTIVITÉS	213
Section I - Le développement microéconomique de l’analyse des programmes d’activités	217
Section II - Les modèles d’allocation du temps	246
Section III - Les modèles économétriques de l’allocation des temps	273
CONCLUSION DU CHAPITRE 5	287
CHAPITRE 6 - UN MODÈLE DE DURÉES APPLIQUÉ AUX BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	289
Section I - Les modèles de durées – Principes généraux et estimation non-paramétrique	291
Section II - L’estimation non-paramétrique	299
Section III - Les modèles de régression paramétrique	310
Section IV - L’estimation semi-paramétrique – Modèle de Cox	322
Section V - L’estimation paramétrique	325
CONCLUSION DE LA PARTIE III	334
CONCLUSION GÉNÉRALE	339
BIBLIOGRAPHIE GÉNÉRALE	345
ANNEXES	377

INTRODUCTION GENERALE

Les budgets-temps de transport sont réputés stables depuis plusieurs décennies. Etablie sur les travaux fondateurs de Zahavi, cette conjecture suggère que la moyenne par agglomération des temps quotidiens de transport serait d'une durée invariable d'une heure. Les comparaisons internationales des budgets-temps de transport moyens révèlent leur proximité quelles que soient les villes ou les époques considérées. Néanmoins, derrière l'apparente stabilité, les études des années 1990 ont révélé un très grand nombre de sources de variation des budgets-temps de transport, ainsi qu'une grande hétérogénéité des mobilités quotidiennes. L'hypothèse de stabilité des budgets-temps individuels s'en trouve invalidée. Par conséquent, la conjecture de Zahavi n'a pas une valeur de loi comportementale. Au contraire, l'allocation du temps au transport résulte d'un processus complexe.

La conjecture de Zahavi a tout son sens lorsqu'elle est mise en perspective avec la croissance de la mobilité et la diversité des situations urbaines comparées. D'autant que, l'observation internationale des budgets-temps de transport simultanément à la croissance des distances parcourues au cours de ces trente dernières années, a pu suggérer leur stabilité. D'autre part, l'articulation des temps avec la portée et la vitesse des déplacements quotidiens met en lumière, dans la dynamique urbaine, le rôle du développement des infrastructures routières et de la réduction du coût de déplacement en voiture particulière. Cependant, les budgets-temps de transport n'ont pas été réduits, et au contraire, leur maintien semble avoir accompagné la hausse de la mobilité. L'amélioration des vitesses est dès lors perçue comme le principal facteur de l'intensification de la mobilité. Les déplacements plus rapides ont ouvert de nouveaux espaces aux choix de localisation. L'automobile a ainsi favorisé l'étalement urbain. Dans ce schéma causal reposant sur la conjecture de stabilité des budgets-temps de transport, la vitesse est responsable de la croissance de la mobilité, ainsi que de l'expansion urbaine. Ces dernières semblent, maintenant, entretenir la dépendance à l'automobile.

Un premier objectif de notre recherche sera l'exploration de cette relation de coproduction ville-transport sous l'angle de l'articulation des espaces-temps de la ville. Par leur position centrale entre les trois dimensions (structure urbaine, système de transport et besoins de mobilité), les budgets-temps de transport permettent d'expliquer une dynamique du développement urbain. Dans ce cadre, la conjecture de Zahavi fixe un certain nombre d'éléments et synthétise cette dynamique autour du rôle structurant des vitesses. En effet, ces dernières affectent, à la fois les mobilités et les choix de localisation. La recherche d'une certaine cohérence entre les systèmes urbains et la mobilité associée s'orientera alors vers l'articulation des espaces urbains et des temps consacrés aux déplacements. Tant qu'elle est admise, la stabilité des budgets-temps offre un schéma explicatif de la dynamique urbaine, dont découlent un certain nombre de leviers politiques de régulation de la mobilité et de la forme urbaine. Par exemple, un contrôle des vitesses permettrait de maîtriser l'étalement urbain.

Toutefois, la remise en question de la conjecture de Zahavi nuancera le bien fondé de ce type de politiques. Un premier travail repose sur l'analyse d'une base de données internationales¹ mettant à notre disposition l'information des mobilités et des systèmes de transport urbain dans le monde pour l'année 1995. La comparaison internationale des budgets-temps de transport motorisé illustre de nouveaux aspects des organisations urbaines et révèle les mécanismes temporels de la coproduction ville-transport. Toutefois, cette analyse ne peut prétendre à la compréhension complète de la dynamique urbaine : tout au plus, et comme toute autre analyse en séries croisées, cette étude produit-elle des pistes de recherche, qui n'ont de valeur que sous l'hypothèse que l'observation en un seul point du temps peut produire une approximation raisonnable de la réalité.

Par ailleurs, dans le contexte individuel d'un manque de temps chronique, la stabilité du budget-temps de transport apparaît comme un paradoxe. Les activités constituant les emplois du temps sont de plus en plus morcelées. Le temps accordé aux activités primaires, telles que le sommeil ou la sustentation est peu à peu réduit. Pourtant, le budget-temps de transport reste stable, alors même que les moyens de déplacement sont de plus en plus rapides et procurent

¹ « Millenium Cities Database » produite par l'Union Internationale des Transports Publics.

donc la possibilité de le réduire. Ce paradoxe est le signe que le transport occupe une position particulière dans les programmes d'activités. Il possède, en effet, un double rôle. D'une part, il est la condition nécessaire à la poursuite de toute activité hors-domicile. En ce sens, il occupe du temps et peut être perçu comme un coût nécessaire et subi. D'autre part, il constitue une activité à part entière. Le temps de transport possède alors une valeur intrinsèque, et ce d'autant qu'il y a des possibilités de réappropriation de ce temps. La poursuite d'activités durant les temps de déplacement est de plus en plus fréquente, les temps de déplacement devenant des temps d'activités multiples. En conséquence, dans la résolution de la concurrence entre les activités pour la ressource temporelle, le temps de transport pourra aussi bien être considéré comme un coût d'accès à une activité que comme une activité en soi.

Notre étude s'oriente ensuite vers la question de la prise en compte des choix temporels de transport dans la constitution des programmes d'activités. La conception de la demande de transport, en tant que demande dérivée des programmes d'activités, est ainsi le fondement de l'analyse et de la modélisation de la mobilité par les activités. Dans cette voie, une attention particulière est apportée aux contraintes spatio-temporelles qui limitent les choix de mobilité et d'activités, ainsi qu'aux interdépendances entre ces choix. La microéconomie propose une représentation robuste des comportements d'allocation de temps aux activités, dans laquelle les choix de transport ont été introduits. Cependant, la représentation de ces choix est limitée par la double nature caractérisant le temps de transport (coût d'accès et activité en soi). Aller au-delà de cette représentation nécessite une meilleure connaissance des relations entre les temps de transport et les durées des autres activités. Ces relations sont explorées par l'application (au cas de Lyon) d'un modèle de durées aux budgets-temps de transport.

Cette mise en cause progressive de la conjecture de Zahavi nous conduit à une démarche en trois parties.

Dans la première partie, l'étude de la conjecture conduit à redéfinir le sens de la proposition de Zahavi et précise la portée novatrice de sa vision des comportements de mobilité. Le *premier chapitre* s'efforce de redéfinir précisément ses hypothèses. Dans un premier temps, nous écartons la notion de loi comportementale sur la base des arguments économiques qui conduisent à la réfutation de la constance des budgets-temps de transport

individuels. Dans un second temps, nous soulignons les difficultés rencontrées par les comparaisons internationales, tant en matière de définition des indicateurs analysés, que des mesures employées. La multiplicité des définitions et la complexité de l'établissement d'une norme constituent certainement une première explication des débats autour de la stabilité des temps de transport, ainsi que des critiques et des incompréhensions de l'apport de Zahavi. Enfin, « l'hypothèse forte de stabilité » des budgets-temps de transport est présentée au travers des résultats de cet auteur et des études postérieures.

Mais, l'observation internationale des budgets-temps de transport n'est qu'un des deux versants de la conjecture. Le *chapitre 2* se concentre sur ce que nous appelons « l'hypothèse faible de régularité » des budgets-temps de transport. Derrière la constance observée au niveau agrégé de multiples régularités sont aisément identifiables : de nombreux systèmes de compensations entre sous-populations semblent œuvrer pour le maintien de la stabilité de la moyenne. Articulées sur les attributs de la mobilité, des systèmes de transport ou de la structure urbaine, ces compensations soutiennent un certain nombre de mécanismes de comportement, qui méritent d'être élucidés.

La seconde partie explore l'organisation des espaces-temps de la ville. Le *chapitre 3* propose la comparaison internationale des budgets-temps de transport par agglomération. Elle met en évidence deux gestions des mobilités motorisées distinctes, qui s'opposent en termes de consommations d'espace et de temps. Chacune semble résulter d'une organisation espaces-temps particulière des systèmes complexes faisant intervenir à la fois les structures urbaines, les systèmes de transport et les besoins de mobilité des urbains.

Malgré les limites et les faiblesses de cette analyse en séries croisées pour identifier les relations inscrites dans la dynamique du développement urbain, une autre version de la conjecture de Zahavi est proposée, dans le *chapitre 4* : le surinvestissement des gains de temps. Les gains de temps ouvrent de nouveaux espaces, qui semblent attiser le désir de mobilité et incitent à parcourir plus de distance. Sous cette hypothèse, le temps de transport n'est plus figé, il est ajustable selon les besoins et les aspirations des individus. Son rôle dans les politiques de régulation de la mobilité, qu'elles soient composées des outils classiques des

politiques urbaines ou des politiques de transport, ne se réduit plus au simple réinvestissement systématique des gains de temps. L'effet de cliquet à la baisse des budgets-temps de transport, que suggère notre analyse, réduit la marge de manœuvre du politique.

Cette mise en avant des temps de déplacement dans l'organisation urbaine et surtout dans la gestion des mobilités renvoie à la question de la gestion des temps et de la place du transport dans les programmes d'activités. La grande difficulté de la modélisation des comportements de mobilité tient à la nature dérivée de la demande de transport. Après une revue des mécanismes proposés jusqu'à présent par la microéconomie, le *chapitre 5* traite de la demande du temps de transport et de sa relation avec celui des autres activités. Nous proposons notamment l'introduction de contraintes techniques entre les temps d'activités dans les modèles généraux d'allocation de temps. Elles permettent une valorisation des gains de temps de transport se répercutant directement sur les programmes d'activités.

Les relations entre temps d'activités et temps de transport doivent alors être approfondies afin d'intégrer le double rôle du temps de transport. C'est le but de bon nombre d'analyses *activity-based*. Nous proposons dans cette voie, une analyse des budgets-temps de transport fondée sur l'approche, qui nous a semblée la mieux adaptée à l'étude des programmes d'activités, celle des modèles de durées. Le *dernier chapitre* présente la méthode et les résultats de l'estimation du modèle de durées menée sur les budgets-temps de transport observés dans l'agglomération lyonnaise en 1995.

PARTIE I

La conjecture de Zahavi

Chapitre 1 - De la loi à l'hypothèse de stabilité des budgets-temps de transport

L'hypothèse de Zahavi est connue comme le constat empirique suivant lequel le budget-temps de transport quotidien moyen est égal à une heure. Elle est aussi une interprétation de l'observation parallèle des croissances des distances et des vitesses et de la stabilité du budget-temps de transport. En effet, le lien simple entre ces trois grandeurs : $\text{Distance} = \text{Temps} \times \text{Vitesse}$, indique directement, qu'à budget-temps constant, une amélioration de la vitesse résulte en l'augmentation de la distance parcourue. C'est donc un réinvestissement total des gains de temps, qui caractérise la gestion des temps de transport.

La constance des budgets-temps de transport simplifie donc le mécanisme de réallocation du temps, interne au comportement de mobilité. Elle permet alors d'apporter quelques éléments de compréhension sur d'autres phénomènes. Par exemple, l'hypothèse de Zahavi est centrale dans la notion de couplage entre la croissance de la mobilité des personnes et la croissance de l'économie. La croissance de l'économie est, en effet, synonyme d'une croissance des revenus permettant d'accéder aux vitesses plus rapides et souvent plus coûteuses. Elle est aussi un facteur d'innovation et de progrès technique, et apporte donc de nouvelles technologies permettant d'améliorer les vitesses des déplacements. Finalement, la croissance de l'économie met à disposition de la population des vitesses plus rapides. Et sous l'hypothèse d'une volonté individuelle de conserver un budget-temps de transport constant, chacun verra dans ces nouvelles vitesses, le moyen de se déplacer plus loin. L'amélioration des vitesses est dès lors perçue comme le vecteur de l'intensification de la mobilité individuelle. *La vitesse est donc responsable de la croissance de la mobilité, sous l'hypothèse de constance des budgets-temps de transport.* Par ailleurs, le lien que l'hypothèse de Zahavi entretient avec les vitesses est aussi l'un des éléments explicatifs de l'étalement urbain. Dans les agglomérations, la croissance économique et les gains de vitesse se sont traduits par une motorisation accrue de la population urbaine. Cette liberté de déplacement nouvellement acquise, a permis une fuite des centres villes. Ainsi, sans avoir augmenté leur budget-temps de

transport, les périurbains ont pu s'installer plus loin des zones d'emplois, généralement concentrées au centre de la ville. La morphologie urbaine se transformerait alors avec le panel de vitesses accessibles.

De façon implicite, ce schéma du réinvestissement rend compte d'une évolution majeure dans la représentation de la mobilité. Le transport n'est plus compris comme un coût que les individus tentent de minimiser. Sous l'hypothèse de Zahavi, les individus tendent à maximiser leur mobilité afin d'accéder à un plus grand nombre d'opportunités, tout en s'accommodant des contraintes pesant sur leurs ressources. Ce changement de paradigme constitue très certainement les raisons de l'enthousiasme autour de l'hypothèse de Zahavi et de la question de la stabilité des temps de transport. Cependant, la théorie de Zahavi est parfois comprise « au premier degré » et qualifiée de « loi de Zahavi ».

Le présent chapitre abordera la théorie de Zahavi par la clarification de la question de la loi comportementale. Outre, la complexité, voire l'impossibilité, de sa démonstration dans le champ des sciences économiques, la première partie présentera les principaux arguments économiques qui conduisent au rejet de la stabilité des temps de transport en tant que règle comportementale. Les concepts de rationalité et d'optimalité des stratégies sont compatibles avec les comportements d'allocation de temps à la mobilité et en permettent une représentation économique. Mais, la stabilité d'une durée d'activité dans le jeu de concurrence pour la ressource temporelle entre les activités ne peut être soutenue par des fondements microéconomiques, sauf sous des hypothèses particulièrement fortes faisant appel, par exemple, aux motivations socio-biologiques des comportements, comme c'est le cas pour les temps de sommeil.

La seconde partie s'attardera sur les difficultés rencontrées par les analyses et les comparaisons internationales qui animent les débats autour de la mise en évidence empirique de la stabilité des temps de transport. Les divergences de méthodes et les questions de comparabilité des données conduisent à considérer la stabilité des temps de transport en tant que simple hypothèse de travail.

La diversité des études des temps de transport conduit à définir deux niveaux dans la conjecture de Zahavi, chacun développé dans les troisième et quatrième parties. D'une part, l'hypothèse forte des budgets-temps de transport considère la stabilité du budget-temps de transport moyen par agglomération sur la base de l'observation répétée de la proximité des

budgets-temps de transport urbains. D'autre part, les nombreuses analyses des temps de transport quotidiens au niveau individuel soutiennent l'hypothèse faible de la régularité des relations entre les budgets-temps de transport et certaines variables.

Section I - La stabilité des budgets-temps de transport est-elle une loi ?

I. Une loi des comportements de mobilité ?

« En tout lieu et à toutes les époques, le budget-temps de transport des individus est d'une heure »². Par cet énoncé de la « loi de Zahavi », Orfeuil (2000) souligne les incompréhensions trop fréquentes des propositions de Zahavi : « ... la tournure très absolue dans laquelle la théorie a été parfois exprimée, parfois comprise [...] ne peut que susciter des incompréhensions, des vocations de vérifications et bien sûr d'invalidation. »³.

De notre point de vue, cet énoncé synthétise la réflexion de Zahavi, qu'il construit autour de l'hypothèse de stabilité des dépenses de transport. Mais, il ne s'agit d'aucune façon d'une loi de stabilité des temps de transport individuels. Zahavi le clame et le démontre empiriquement : « ...les budgets-temps et les budgets monétaires de transport ne sont pas constants, mais sont des fonctions de plusieurs variables... »⁴.

Dès lors, toute tentative de démonstration de l'existence d'une telle loi de comportement se heurte à un grand nombre de critiques. Parmi lesquelles, l'une des plus essentielles provient de l'absence d'explication de la stabilité de cet élément du comportement de mobilité. En effet, aucune discipline n'a encore validé un cadre explicatif de cette régularité comportementale. Cela fait de l'hypothèse de Zahavi une conviction que nous devons nous contenter d'accepter ou de rejeter à partir des observations des budgets-temps de transport et non à partir de tests d'un cadre explicatif théorique. Les explications de la stabilité qui sont proposées, ont des implications importantes pour la prévision des temps de transport et de la mobilité. Si la stabilité résulte d'un caractère biologique, ou psychosociologique, il est alors

² Orfeuil, (2000), p. 39.

³ *ibid.*

⁴ Zahavi et Talvitie, (1980), p. 18

probable que cet état persiste. Au contraire, si les dépenses de transport sont expliquées par un mécanisme faisant intervenir les activités, la stabilité peut être remise en question par une modification des attributs du programme d'activités.

Les origines de la stabilité des budgets-temps de transport sont très peu recherchées par les auteurs fondateurs de cette hypothèse. Zahavi ne propose pas d'explication. Deux angles d'approche sont proposés par Hupkes (1982) : une explication bio-psychologique et une explication économique. Une troisième explication par la régularité des contraintes pesant sur les emplois du temps est proposée par Hägerstrand (1973). Mais, les démonstrations de ces deux derniers auteurs restent insuffisantes et très peu approfondies. L'annexe I présente quelques éléments proposés par différentes disciplines pouvant expliquer les origines de la stabilité des temps de transport quotidiens.

Par la suite, d'autres sources potentielles de la constance des budgets-temps de transport sont proposées en économie. Elles peuvent être distinguées selon les trois conceptions proposées par Kirby (1981) :

- La stabilité des budgets-temps de transport peut avoir une valeur de « loi empirique », qui gouverne le comportement de mobilité de groupes d'individus. Dans ce cas, le comportement de mobilité est déterminé par les attributs biologiques et psychologique de l'individu. Sous cette condition, la stabilité n'a nul besoin d'être expliquée avant d'être utilisée. Elle fait partie de la nature humaine.
- Le budget-temps de transport peut être un des éléments intervenant dans le mécanisme individuel de choix de mobilité. Par exemple, dans le mécanisme de maximisation d'une utilité, le budget-temps de transport peut être considéré selon deux cas : soit comme une « dépense-cible » à atteindre. L'individu détermine alors son niveau de transport en fonction de ses dépenses de transport. Soit comme une contrainte sur les dépenses, que l'individu ne veut pas dépasser. Il peut aussi être une combinaison de cibles et de contraintes entre lesquelles l'individu détermine ses choix. Ces derniers sont alors bornés par un désir de mobilité minimum, et donc de dépenses « plancher », et par la contrainte de ressources pour lesquelles le transport est en concurrence avec les autres activités.
- Le budget-temps de transport peut être un produit dérivé de l'emploi du temps que l'individu se construit. Dans ce cas, il n'est plus une variable de choix direct. Le transport

est alors une demande dérivée des autres activités. Et le temps de transport n'est plus considéré comme un bien final, mais comme un bien intermédiaire.

L'hypothèse la plus vraisemblable est celle intégrant la nature dérivée de la demande de transport. La stabilité est alors à rechercher dans les mécanismes régissant la formation des programmes d'activités. Et rien ne semble indiquer les raisons de la stabilité des temps de transport quotidiens hormis peut être la stabilité des programmes d'activités eux-mêmes.

Le caractère absolu de certains énoncés de l'hypothèse de Zahavi renvoie parfois à la notion de loi, telle que celle utilisée, par exemple en physique. Elle caractérise alors le comportement d'une grandeur étant donnée la connaissance d'un cadre de réalisation. Ainsi, selon un certain nombre de paramètres décrivant une réduction de la réalité, une relation ou un système de relations caractérisent formellement les comportements des variables entre elles. Une fois la réalité réduite à un certain nombre de dimensions influentes, l'universalité de la loi provient du déterminisme de la relation et de sa transférabilité quels que soient les états dans les autres dimensions.

Cependant en matière de comportements humains ou animaux, la mise en évidence de lois ne peut être atteinte, étant donné le nombre important de dimensions intervenant sur les comportements. Tout au plus, les comportements peuvent montrer certaines régularités, dont la validité reste dépendante d'un cadre de dimensions non-complètement défini. Il convient alors de parler de théorie, d'hypothèse ou de conjecture, tant que la démonstration de la transférabilité de ces régularités n'est pas apportée.

La théorie des budgets-temps de transport se rapproche notamment des théories de Amotz Zahavi (1979 et 1975) qui décrivent, en biologie, les comportements animaux. Par exemple, *l'hypothèse de la mafia* émise par l'auteur en 1979 suggère que les espèces, comme le coucou, parasitant les nids contraignent d'autres espèces à accepter leurs œufs et à en prendre soin comme de leur propre progéniture, sous peine de représailles sur les œufs de l'hôte. Ou encore, le *principe du handicap* (A. Zahavi, 1975) justifie les comportements particuliers (tels que les cours faites aux femelles) et les attributs physiques, *a priori* inutiles ou extravagants (tel que le plumage des paons) de certaines espèces par l'envoi d'un signal aux autres individus. Le coût de cette caractéristique garantit en conséquence l'honnêteté du signal envoyé. Ce coût pouvant correspondre, soit à un effort pour développer une aptitude ou un

attribut physique (la vivacité de la couleur des rouges-gorges), soit à un risque dû à la vulnérabilité ou au handicap induits par certains attributs. En conséquence, seuls les mâles à bons génomes (résistants, etc.) présenteront ce signal handicapant. D'après ce signal, ils constituent alors pour les prédateurs, une proie moins facile, ou pour les femelles un partenaire de choix.

Ces deux exemples de régularité de comportement animal illustrent les limites des théories des comportements. En effet, des contre-exemples et des nuances sont directement observables dans les comportements pour une même espèce, entre les régions du monde, les périodes d'observation ou entre les individus.

De plus, les similitudes avec les autres sciences sont à considérer avec précautions. Les sciences sociales ne sont pas aussi régulières que les sciences physiques. Les individus observés en économie ont le pouvoir d'adapter leur comportement à leur environnement, mais ont aussi le risque de ne pas toujours le percevoir complètement et fidèlement (Polak, 1987). La mise en évidence, en économie, de régularités comportementales semblables à celles observées dans d'autres domaines scientifiques semble donc particulièrement complexe, du fait des possibilités d'adaptation des comportements. La réduction d'un phénomène à une régularité généralisée est d'autant plus risquée en économie que les individus et les situations ne sont pas réguliers. La recherche de régularités comportementales doit donc rester un moyen d'éclairer une des phases du comportement et d'approcher les mécanismes à l'œuvre (Supernak, 1984). Mais, elle ne doit en aucun cas se soustraire à la compréhension du processus les générant.

Comme nous allons le voir, la conjecture des budgets-temps de transport de Zahavi ne peut nullement être qualifiée de « loi ». Néanmoins, l'étude des temps transport apporte une compréhension nouvelle de certains phénomènes de l'économie de la mobilité et de l'économie urbaine.

II. La stabilité n'est pas une loi – Réponses économiques

Une telle simplification du comportement humain semble difficilement acceptable et paraît donc légitimement contestable. Nous évoquerons uniquement l'incompatibilité entre la « loi de Zahavi » et la théorie économique. Plusieurs arguments ont été avancés au cours des vingt dernières années, soutenant la compatibilité de la stabilité du budget-temps de transport avec les concepts de la microéconomie. Ainsi, Mokhtarian et Chen (2004) soutiennent que « ... le concept de budget-temps de transport ne semble pas conflictuel avec ces deux principes [la représentation des choix individuels par la maximisation de l'utilité et la notion de demande dérivée]... »⁵. Les auteurs s'appuient notamment les travaux de Golob et al. (1981), Goodwin (1981) et Hupkes (1982) pour soutenir la validité de la théorie de la stabilité du budget-temps de transport avec les fondements microéconomiques. Elles avancent l'argument selon lequel, les distances supplémentaires parcourues lorsque les vitesses augmentent, sont le signe que ces nouvelles destinations sont plus attractives. En conséquence, les individus continueraient de maximiser leur utilité.

Toutefois un examen approfondi des arguments de ces travaux ne permet pas de soutenir la rationalité de la stabilité des budgets-temps de transport. Comme nous allons le voir, cette dernière semble peu vraisemblable étant donnée la nature dérivé de la demande de transport. D'une part, il s'agit là de la principale critique des travaux relatifs aux budgets-temps de transport. Les propositions, qui en résultent pour intégrer la stabilité des budgets-temps dans des modèles économiques sont donc très fortement limitées. D'autre part, l'argument de Mokhtarian et Chen, fondé sur l'attractivité des destinations, permet d'expliquer la hausse des distances parcourues malgré l'accroissement des vitesses. Mais, rien n'indique que la résolution de la concurrence entre les activités pour la ressource temporelle conduit systématiquement à un budget-temps de transport stable.

1. Les principes économiques invalidés par la stabilité

L'argument essentiel est celui énoncé par Cerwenka et Hauger (1998). En effet, la « loi » de stabilité des temps de transport suppose l'indépendance du choix d'allocation de temps au transport relativement au contexte de sa réalisation. Les auteurs décrivent notamment la

⁵ Mokhtarian et Chen (2004), p. 645.

demande de transport comme une fonction des coûts monétaires et temporels de déplacement, et du niveau de revenu. Ils montrent ainsi comment, pour que la demande de transport dépende exclusivement des durées de déplacement, les autres élasticités directes et croisées relatives aux prix et au revenu devraient être nulles.

Par ailleurs, la stabilité des budgets-temps de transport apparaît contradictoire avec le concept de maximisation de l'utilité sous contraintes, ainsi qu'avec la notion de demande dérivée qui s'applique au transport (Tanner, 1981 ; Giuliano, 1997). Le respect de la stabilité du budget-temps de transport implique, lors d'une hausse des vitesses, que les déplacements effectués habituellement sont allongés ou que de nouveaux déplacements sont engagés, et ce indépendamment de l'utilité dérivée de chaque déplacement. Or, le temps dégagé par les vitesses accrues est l'objet de la concurrence entre les activités, au même titre que le temps disponible. Il est alors peu vraisemblable que l'optimum de la nouvelle situation produise systématiquement la même durée de transport. De plus, Tanner (1981) montre qu'en raison de la substituabilité des dépenses monétaire et temporelle de transport, ces deux dépenses ne peuvent être constantes entre une grande variété de situations.

2. La rationalité de l'allocation de temps aux déplacements

Goodwin (1981) rappelle que dans la théorie microéconomique classique de l'allocation de ressources entre différentes alternatives, les utilités marginales de chaque alternative sont égales à l'équilibre. Ainsi, l'individu maximise son utilité. En conséquence, une unité de ressource supplémentaire sera allouée entre les alternatives selon le comportement de la fonction d'utilité. Si cette fonction se comporte selon les hypothèses classiques (monotonie, continuité, transitivité, réflexivité, complétude) alors il n'y a aucune raison pour que le temps gagné sur le transport soit réinvesti totalement en transport.

Mais d'après Goodwin, l'hypothèse de stabilité d'un ou des deux budgets n'implique pas des comportements irrationnels. Selon lui, il est possible de modifier légèrement les modèles d'allocation de temps aux activités de Becker (1965), Oort (1969) ou Evans (1972)⁶, sans perdre la rationalité du comportement. Pour Goodwin, il est possible de transformer l'allocation de temps entre activités sous des contraintes de temps et de revenu fixes (24 h et

⁶ Ces modèles seront discutés dans le chapitre 4.

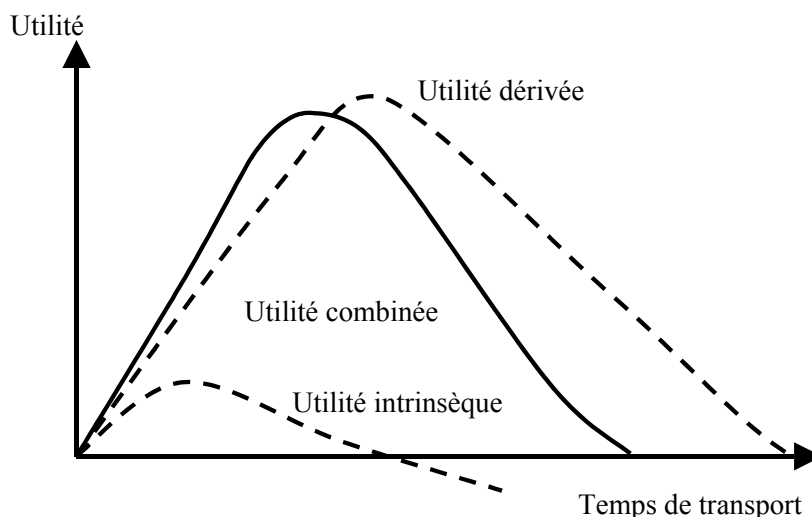
le revenu disponible), en une allocation du temps entre déplacements sous contrainte de budgets fixes : 1 h de transport par jour et 15 % du revenu disponible, par exemple.

Cependant, dans ce cas, le budget-temps de transport est indépendant des durées des autres activités, avec lesquelles le transport est en concurrence pour la ressource temporelle. La stabilité des budgets-temps de transport est alors applicable à des sous-modèles qui ne considèrent pas l'interaction entre les activités. En dehors de cette hypothèse simplificatrice, la stabilité remet en cause la rationalité du comportement d'allocation de ressources aux déplacements.

3. Un niveau optimal de temps de transport

Hupkes (1982) explique la constance du budget-temps de transport individuel par l'existence d'un niveau optimal de temps de transport. Pour cela, il définit l'utilité du transport comme la somme de deux composantes : une utilité intrinsèque relativement faible et une utilité dérivée des opportunités à destination. Ces deux éléments sont non-monotones. Ainsi pour chaque individu, l'utilité en fonction du temps de déplacement est de la forme :

figure 1-1 : Décomposition de l'utilité du temps de transport



Source : Hupkes (1982)

Pour Hupkes, l'optimum n'est pas fixé de façon irrévocable. Les changements sociaux, tels que la réduction du temps de travail ou l'introduction des technologies de l'information,

peuvent être envisagés et sont alors représentables par des translations ou des homothéties de la courbe d'utilité. Le temps de transport optimal est alors modifié par ce type de changements de long terme. Les changements de court terme sont supposés sans effet sur le budget-temps de transport optimal. Hupkes considère, en effet, que la vitesse de modification de cet optimum est relativement lente.

Toutefois, de nombreuses études sur la valeur du temps et les choix d'horaire de déplacement et d'engagement de certaines activités ont montré que le comportement d'allocation de temps n'est pas figé dans le court terme. Des variations du programme d'activités et donc de la mobilité entre deux journées consécutives sont envisageables et observées. De même, des variations des valeurs du temps peuvent apparaître au cours de la journée.

Dans le prolongement de la proposition de Hupkes, Mokhtarian et Salomon (2001), Redmond et Mokhtarian (2001) et Choo et al. (2005) développent une décomposition de l'utilité du transport et recherchent le budget-temps de transport idéal désiré par les individus, ainsi que la façon dont les individus vont adapter leur mobilité afin d'atteindre les budgets désirés. Il n'est alors plus question de stabilité des budgets-temps de transport. Les auteurs cherchent à expliquer les divergences entre les temps de transport observés et les budgets-temps de transport désirés, sans supposer la stabilité de l'un ou de l'autre. Au contraire, puisque le budget-temps de transport désiré est supposé dépendre, notamment, des caractéristiques individuelles et des conditions de mobilité.

4. Les fondements microéconomiques de la stabilité de la demande de temps de transport

Zahavi (1979) et Golob et al. (1981) développent le modèle microéconomique soutenant le modèle de prévision de la mobilité de Zahavi (1979), le « *UMOT project* ». Selon les hypothèses de ce modèle le comportement d'allocation de ressources aux biens et aux activités d'un ménage peut être représenté par une fonction d'utilité sous les hypothèses classiques de la microéconomie :

$$u = u(x, c, t)$$

où u est l'utilité du ménage, x est la quantité de transport, c est la consommation de biens et services et t est le temps de loisir. Pour satisfaire les hypothèses microéconomiques, cette

fonction d'utilité u est monotone, croissante et quasi-concave. Les utilités marginales sont donc décroissantes.

Le choix des ménages est conditionné par les contraintes monétaires et temporelles suivantes :

$$\begin{cases} p_x x + p_c c \leq Y \\ t_x x + t + t_c c \leq T \end{cases}$$

où p_c et t_c sont les prix et le temps nécessaires à la consommation de la quantité de biens et services c . p_x et t_x sont les prix et temps nécessaires au niveau de mobilité x^7 . Avec Y , le revenu disponible et T , le temps total disponible.

Comme nous le verrons dans le chapitre 5, cette formulation du comportement d'allocation est proche de celle décrite par Becker ou par les auteurs qui ont par la suite introduit le temps de transport dans l'utilité (Train et MacFadden, 1978 ; Truong et Hensher, 1985 ; Gronau, 1986).

Cependant, le temps de travail n'est pas considéré dans ce programme d'allocation de temps. Pourtant, le temps alloué au travail génère le revenu disponible du ménage. Il pourrait donc être introduit avec un prix négatif aux côtés des autres temps d'activités. De plus, le travail est une activité génératrice d'une part importante de la mobilité, dont la nature obligatoire caractérise aussi la mobilité qui en découle. En conséquence, il semble important d'introduire le temps de travail dans le programme d'allocation de temps aux activités et au transport.

Afin de déterminer une solution analytique de ce programme de maximisation sous contraintes, Zahavi et Golob et al. font l'hypothèse que la fonction d'utilité est additive et de forme logarithmique⁸. Ainsi, l'additivité conduit à :

$$u(x, c, t) = \phi(x) + \psi(c) + \xi(t)$$

Et par substitution des contraintes et en spécifiant les fonctions ϕ , ψ et ξ comme des logarithmes :

⁷ L'unité de mesure de la mobilité choisie par Zahavi (1979) est la distance.

⁸ La spécification logarithmique est nécessaire car elle est la seule forme qui conduit à des résultats consistants avec l'hypothèse de budgets constants.

$$u = \sum_{i=1}^m a_i \log x_i + b_1 \log \left(Y - \sum_{i=1}^m c_i x_i \right) + b_2 \log \left(T - \sum_{i=1}^m \frac{x_i}{v_i} \right)$$

Les fonctions de demande résultantes conduisent à des dépenses monétaires et temporelles proportionnelles au revenu et au temps disponibles (Y et T). Ainsi, la stabilité peut être observée à moyen et à court termes, lorsque les quantités de ressources disponibles sont fixées.

Cependant, l'hypothèse d'additivité impose l'indépendance des taux marginaux de substitution entre les biens de deux groupes de consommation différents (ici entre les biens de consommation, c , et le transport, x). En conséquence, la variation de prix des biens d'un groupe n'aura pas d'effet sur la demande de biens d'un autre groupe. Néanmoins, tous les biens de tous les groupes de consommation sont en concurrence pour les mêmes ressources initiales. Mais, cette hypothèse paraît alors peu vraisemblable, car elle impose l'indépendance entre les choix de mobilité et de programme d'activités. Dans ce cas, les prix et les vitesses de transport ne modifient pas l'allocation optimale aux autres activités. Et les prix monétaires et temporels des activités n'affectent pas le comportement de mobilité.

La stabilité n'est pas rationnelle par nature, dans la mesure où elle est conflictuelle avec la notion de demande dérivée. En ce sens, rien n'indique qu'elle peut être introduite comme une contrainte dans le programme d'allocation de temps ou comme contrainte sur la forme de la fonction d'utilité. De tels modèles seraient alors réducteurs et ne parviendraient pas à intégrer le lien existant entre le programme d'activités poursuivi par un individu et la mobilité correspondante.

Mais dans une certaine mesure, la stabilité peut être le produit d'un comportement rationnel. L'attractivité des zones plus éloignées peut justifier le réinvestissement des gains de temps et la stabilité apparente des temps de transport. Il s'agit alors de déterminer le mécanisme de demande induite ou de demande latente caractérisant la demande de transport.

En définitive, plusieurs phénomènes peuvent être envisagés pour expliquer la stabilité du budget-temps de transport (Goodwin, 1981) :

- Tous les individus ont le même budget-temps de transport en raison d'un caractère comportemental identique. Malgré les pistes anthropologiques évoquées dans l'annexe I, cette similitude des comportements semble peu probable ou insuffisante pour expliquer une stabilité individuelle.
- La moyenne est stable car les budgets-temps de transport des individus sont stables. En l'absence d'effet de structure de la population, la moyenne peut rester stable si chaque budget-temps de transport l'est aussi. Cependant, des variations de structure de populations sont observées. De plus, les variations observées pour un même individu dans le temps invalident cette explication.
- Des compensations interviennent entre les budgets-temps individuels et stabilisent le budget-temps de transport moyen. Mais là encore, la structure de la population change et ne permet pas d'observer des compensations régulières entre villes ou entre périodes.

La stabilité semble donc être le produit de l'interaction d'un certain nombre de causes et d'effets plus ou moins indéterminés. Elle n'apparaît pas comme une contrainte à introduire dans les représentations des comportements, mais comme le produit au niveau agrégé des comportements individuels.

De notre point de vue, l'argument de l'incompatibilité de la stabilité avec la notion de demande dérivée, ainsi que les pistes économiques des origines de la stabilité des temps de transport, incitent à qualifier l'apport de Zahavi, non pas de loi, mais d'hypothèse ou de conjecture. En ce sens, deux explications de la stabilité seront privilégiées et recherchées : un effet de structure et un hasard statistique.

- La stabilité peut être la résultante d'un effet de structure. Les budgets-temps de transport des sous-groupes composant les échantillons se compensent pour produire une apparente stabilité. Mais des variations des budgets-temps de transport des sous-populations sont envisageables et alors compensées par des changements de la structure de l'échantillon. Un bon exemple de ces mécanismes est proposé par la discussion de l'article de Purvis (1994) par Pas (1994). Pour Pas, la stabilité du temps de transport quotidien moyen observé par ménage est le résultat de la compensation entre, d'une part, l'effet négatif de la croissance de la proportion de ménages de petite taille, dont le budget-temps de transport

est plus faible, et d'autre part, l'effet positif de hausse des budgets-temps de transport par ménage pour toutes les tailles de ménage.

- La stabilité des budgets-temps de transport provient de la proximité des temps moyens observés, mais masque une dispersion importante et bornée. C'est l'explication proposée par Hägerstrand (1973), selon laquelle, après déduction des temps de sommeil, de travail, de sustentation, et d'achat, une personne active dispose d'environ 4 heures allouables au loisir et au transport. Il n'est alors pas surprenant, qu'en admettant ces bornes, la distribution des budgets-temps de transport se caractérise par une moyenne proche d'une heure.

Section II - L'incompréhension des budgets-temps de transport

Il est évident que l'énoncé de la « loi de Zahavi » ne peut susciter que des critiques et des incompréhensions. A l'inverse, la « conjecture de Zahavi » est source de discussion productive, en pointant les enjeux de la prise en compte des aspects temporels de la mobilité. Cependant, le débat autour de la stabilité ou de la régularité ou encore de la détermination du budget-temps de transport, composant la conjecture, se heurte à deux difficultés majeures de l'exercice de l'analyse et de la comparaison internationale d'indicateurs de mobilité. D'une part, la méthode nécessite la détermination d'un cadre d'analyse cohérent et homogène. D'autre part, il convient de s'assurer de la comparabilité des enquêtes nationales ou locales.

I. Les difficultés liées aux multiples définitions des analyses de Zahavi

La comparaison des analyses des budgets-temps de transport doit être réalisée avec certaines précautions relatives à la cohérence des mesures comparées. Les travaux de Zahavi sont à ce titre relativement peu comparables en valeurs absolues tant les définitions de ses variables sont différentes de celles des autres auteurs. De plus, en raison des multiples définitions utilisées pour la mesure des budgets-temps de transport, il résulte de ses travaux une grande confusion quant à la définition de ce qui est qualifié de « budget-temps de transport » et quant à l'unité d'observation de ce budget-temps de transport.

Cette multiplicité de définitions du budget-temps de transport provient en partie des tâtonnements dus à la relative jeunesse de cette voie d'analyse de la mobilité, et

principalement, de la faible qualité des données qui contraint fortement les analyses et oriente les définitions employées.

1. Du temps de transport au budget-temps de transport

Au cours du développement de la conjecture de stabilité, Zahavi (1974) définit le budget-temps de transport quotidien comme la période de temps, relativement stable, qui est allouée au transport et qui entre en concurrence avec les autres activités pour les 24 h quotidiennes. Cependant, cette définition reste encore très imprécise, notamment en ce qui concerne la population de référence, ou les modes de déplacement considérés. De plus, cette définition du « budget » fait intervenir deux notions apparemment peu compatibles : la concurrence entre activités et la stabilité du temps de transport. Parallèlement, les « temps de transport constants » (Hupkes, 1982), les « dépenses temporelles » (Purvis, 1994), les « temps de transport quotidiens » (Katiyar et Ohta, 1993) et les « budgets-temps de transport » (Zahavi, 1979 ; Schafer, 2000) présents dans la littérature, font référence à la même quantité : la somme des temps alloués au transport dans une journée. Mais, ils se distinguent par leurs hypothèses sous-jacentes.

Goodwin (1981) propose la classification suivante des différentes définitions des mesures des temps de déplacement :

- Les *coûts* temporels de transport sont l'observation des attributs du système de transport et non de la mobilité. Ils décrivent le temps de transport nécessaire pour réaliser un déplacement ou une suite de déplacements, étant données les caractéristiques du système de transport. La notion de choix individuel n'est alors pas considérée. Au même titre que les prix, les coûts temporels de transport décrivent le système d'offre de transport.
- Les *dépenses* temporelles de transport intègrent la notion de choix individuel. Elles décrivent donc une caractéristique du comportement de mobilité. Elles acquièrent un caractère prévisible, dans le sens où ce comportement peut être compris par l'analyse et reproduit ou approché par un modèle économique.

- Enfin, le *budget* relatif aux dépenses temporelles de transport implique la stabilité⁹. Il suppose que les dépenses observées ne peuvent pas être affectées par les politiques des transports, les variations des coûts ou d'autres variables économiques, géographiques, etc.

Ces distinctions peuvent sans difficulté être adaptées aux dépenses monétaires de transport ou aux dépenses généralisées de transport.

Sous cette classification, l'usage du terme de « budget-temps de transport » conduit à accepter les notions de prédétermination et d'exogénéité véhiculées par cette définition. Par ailleurs, la reconnaissance de l'existence d'un comportement de mobilité interagissant avec les activités, notamment en termes de concurrence pour la ressource temporelle, ne semble pas soutenir le réductionnisme proposé par la stabilité des temps de transport.

En conséquence, nous qualifierons les dépenses temporelles de transport de « budgets-temps de transport » dans le but de souligner une caractéristique du comportement de mobilité, ainsi que son mode de détermination au travers d'un choix rationnel. Ce comportement de mobilité qui met en concurrence les activités, conduit alors l'individu à définir des budgets-temps pour les différentes activités, en fonction des caractéristiques de la structure urbaine, du système de transport et de ses attributs socio-démographiques (Pas, 1994). Et lorsque son environnement est modifié, ce dernier n'a d'autre choix que de réévaluer l'ensemble des budgets-temps qu'il alloue à chaque activité. Mais cela ne signifie pas que, si par exemple, moins de déplacements sont effectués, ils seront nécessairement plus longs afin de préserver la stabilité du budget-temps de transport.

2. Le choix de l'unité d'observation du budget-temps de transport

L'une des premières mesures utilisée est le temps d'usage quotidien d'un véhicule ou d'une voiture particulière (Zahavi, 1973, 1974). Cette unité d'observation est essentiellement dictée par la disponibilité des données. Cette durée par véhicule donne une première approximation du temps consacré au transport motorisé privé et révèle une relative stabilité. Par la suite, Zahavi analyse plusieurs sources de données d'origines différentes. Les budgets-

⁹ D'après Zahavi (1974), ce concept de budget-temps de transport aurait été introduit au 19^{ème} siècle en géographie pour étudier les zones d'influence des villes et leurs interactions sur la base des vitesses des modes disponibles et des budgets-temps de transport quotidiens.

temps de transport quotidiens sont alors définis par personne, par personne mobile¹⁰, par personne mobile motorisée. La multiplicité des définitions employées complique la comparaison des résultats. Mais, elle forge aussi la stabilité des dépenses temporelles de transport. En effet, quelle que soit la définition de l'unité d'observation employée, le budget-temps de transport quotidien semble relativement stable entre les villes et entre les périodes. Il en est de même pour l'échelle temporelle considérée. Les budgets-temps de transport quotidiens, sur deux jours, hebdomadaires et annuels paraissent relativement stables. Les différences entre les niveaux des budgets-temps de transport obtenus pour des définitions différentes s'expliquent alors par le type de population et les périodes considérés.

De façon générale, l'unité d'observation se détermine très certainement à la fois par les exigences de l'analyse et la disponibilité des données. Pour Goodwin (1981), la durée de la période d'enquête affecte le niveau de budget-temps de transport moyen par mobile, alors que le budget-temps de transport par personne sera plus stable. La proportion d'individus immobiles sur une journée est plus élevée que la proportion d'immobiles sur une semaine complète. En définitive pour Goodwin (1981), le budget-temps de transport devrait être basé sur les ménages et tous les membres de ces ménages en tenant compte de l'ensemble des déplacements, quel que soit le mode utilisé, afin de tenir compte de l'ensemble des déplacements et des interactions entre les membres du ménage. Le budget-temps de transport par ménage a notamment été étudié par Downes et Morrell (1981), Golob (1990a) et Purvis (1994) afin d'intégrer les interactions entre membres d'un ménage. Ainsi, les variations du budget-temps de transport dues aux répartitions des responsabilités entre les membres du ménage se compensent dans la somme des budgets-temps de transport individuels. Le budget-temps de transport du ménage est donc susceptible d'être plus stable que le budget-temps de transport par personne. Cependant, l'étude des interactions entre membres du ménage nécessite de connaître la décomposition du budget-temps de transport du ménage entre membres. Cette identification est d'autant plus nécessaire que des variables socio-

¹⁰ La personne non-mobile est définie, par les modalités des enquêtes comme une personne qui ne s'est pas déplacée durant la période d'enquête. Le plus souvent cette période est réduite à une seule journée. La non-mobilité ne peut alors se référer qu'au comportement sur la journée enquêtée. La personne est qualifiée de mobile si elle a effectué au moins un déplacement motorisé (ou non) ou mécanisé (ou non), par mode privé ou public.

démographiques strictement individuelles semblent affecter les budgets-temps de transport. C'est notamment le cas des différences de budget-temps de transport par mobile entre homme et femme, identifiées par Zahavi et Talvitie (1980) et qui proviennent certainement des proportions inégales de mobiles entre les genres. De plus, la distinction des budgets-temps de transport individuels permet de tenir compte du caractère peu échangeable et non-stockable de la ressource temporelle, qui pose problème lors de la définition de la contrainte temporelle pesant sur un ménage.

Par ailleurs, l'usage de l'individu représentatif de l'agglomération est classique et permet une transférabilité des résultats à d'autres agglomérations, sans avoir à tenir compte des différences de structure des populations. L'usage du budget-temps de transport par personne permet ainsi d'éviter l'estimation de la proportion de personnes mobiles dans la ville, qui est nécessaire pour la généralisation d'un résultat observé par personne mobile (Goodwin, 1981). De plus, les variations journalières de la proportion de personnes mobiles peuvent se compenser avec le budget-temps de transport par personne, contrairement au budget-temps de transport par personne mobile.

En définitive, relativement peu d'études parviennent à confronter les budgets-temps de transport obtenus selon les différentes définitions. Purvis (1994) observe une relative stabilité des budgets-temps de transport qu'ils soient définis par personne, par personne mobile, par ménage ou par véhicule.

3. Les types de déplacement

Les études sur les temps de déplacement ne se concentrent pas toutes sur la somme quotidienne des durées de déplacement. Certaines réduisent l'analyse aux temps de déplacement à destination du travail (Gordon et al., 1991 ; Schwanen et Dijst, 2002), ou aux déplacements après le travail (Hamed et Mannering, 1993) ou encore aux déplacements à motif d'achat sur le trajet travail-domicile (Bhat, 1996a). D'autres encore analysent les temps de transport pour un type particulier de déplacement (Timmermans et al., 2002). Dans ces analyses, la définition des dépenses temporelles de transport se démarque alors de la somme quotidienne de toutes les durées de transport. Les plus proches de cette somme quotidienne se concentrent sur les sommes quotidiennes des durées de déplacement selon un motif particulier. Ainsi, elles désagrègent le budget-temps de transport selon les motifs de

déplacement. Toutefois, leurs résultats sont très difficilement comparables à ceux des analyses des budgets-temps de transport.

4. L'analyse agrégée ou désagrégée – hypothèse forte ou hypothèse faible des budgets-temps de transport

De façon générale, deux types d'études des budgets-temps de transport peuvent être distingués.

- D'une part, les analyses au niveau agrégé produisent une étude comparative des budgets-temps de transport moyens entre différentes villes. Elles poursuivent alors la voie de recherche ouverte par Zahavi et peuvent discuter la conjecture de stabilité des budgets-temps de transport.
- D'autre part, les études désagrégées font référence à l'analyse des distributions des budgets-temps de transport observés le plus souvent dans une seule et même ville. Elles permettent la recherche des effets de structure pouvant produire la stabilité des budgets-temps de transport moyens observée et se rapprochent de l'analyse des comportements de mobilité. Enfin, certaines comparent les distributions obtenues dans différentes agglomérations et parviennent à discuter de la transférabilité des mécanismes identifiés dans l'une ou l'autre agglomération.

L'hypothèse de Zahavi se compose tout d'abord de la stabilité des budgets-temps de transport au niveau agrégé. Elle est définie par la proximité, voire la similitude des niveaux des budgets-temps de transport moyens observés pour différentes agglomérations et pour différentes périodes. Nous appellerons cette hypothèse : l'hypothèse « forte » de Zahavi. Elle fait donc référence à l'hypothèse suivant laquelle le budget-temps de transport moyen au niveau d'une agglomération pourra être utilisé pour représenter les budgets-temps de transport des autres villes. Le budget-temps de transport moyen est donc défini pour une agglomération représentative des villes du monde. Cette *hypothèse « forte » de Zahavi* suppose donc la stabilité des budgets-temps de transport face aux politiques de transport, aux modifications de l'offre de transport ou aux différences culturelles, économiques et sociales des agglomérations. Comme nous allons le montrer par la suite (chapitres 3 et 4), les observations au niveau mondial semblent soutenir la transférabilité d'un budget-temps de transport

représentatif entre agglomérations pour différentes périodes. Seul le niveau de variance des budgets-temps mondiaux soulèvera la question du pouvoir de représentation de la moyenne.

Par extension le budget-temps de transport moyen a été assimilé, non pas à une caractéristique de l'agglomération, mais une caractéristique du comportement de mobilité individuelle. Ainsi, l'hypothèse est transférée et interprétée comme la caractéristique d'un individu représentatif de la population mondiale, qui aurait donc un budget-temps de transport constant.

Cependant, au niveau désagrégé, la constance des budgets-temps de transport individuels n'est pas vérifiée. La segmentation de la population d'une agglomération fait apparaître des budgets-temps de transport distincts selon, par exemple, les niveaux de revenu, de motorisation ou les localisations des ménages, etc. A ce niveau d'analyse plus fin, l'hypothèse de régularité des budgets-temps de transport est avancée. Elle suppose que les budgets-temps de transport montrent des variations systématiques avec certaines variables socio-économiques, ou certains attributs du système d'offre de transport ou de la structure urbaine. Ce que nous qualifierons *d'hypothèse « faible » de Zahavi* sera donc la régularité ou la transférabilité de ces relations.

II. Les difficultés de la comparaison d'enquêtes

La conjecture de Zahavi est fondée sur un ensemble de données dont la diversité constitue à la fois un atout et une faille. En effet, la diversité des situations étudiées est un atout du travail de Zahavi, qui permet notamment d'éclairer le caractère spatial de la régularité de la constance des budgets-temps de transport. Cependant, la réunion d'un tel ensemble de données, à la fin des années 1970, rencontre un certain nombre de problèmes majeurs. La diversité des agglomérations est à l'origine de la multitude de méthodes d'analyse employées. Ainsi, très peu d'enquêtes possèdent des indicateurs facilement comparables. Par exemple, les définitions des durées de déplacement, des modes de déplacement pris en compte ou des déplacements eux-mêmes ne sont pas homogènes. De la même façon, les périmètres urbains étudiés et leur population ne sont pas toujours comparables. Les données disponibles imposent un certain nombre de contraintes sur les mesures et les définitions des indicateurs utilisés.

Par ailleurs, comme le souligne Grossin (1998), une prudence doit être exprimée à l'égard des études sur les budgets-temps. Il fait, notamment référence à l'étude de Szalai (1972), sur laquelle nous reviendrons, qui réunit 24000 interviews homme-jour, menées dans douze pays. L'un des auteurs de l'ouvrage (Converse, 1972) donne un exemple caricatural des difficultés et limites des comparaisons internationales. Dans cet exemple, des études parallèles sont menées à Pskov (ex-URSS) et à Jackson (Michigan). « A Pskov l'étude interroge en semaine, au mois de janvier, des travailleurs de diverses qualifications logeant en appartements. A Jackson, l'enquête est menée en été, auprès d'une classe moyenne aisée habitant dans des faubourgs, pendant les week-ends, pour des raisons d'accessibilité. Supposons que les données de ces études hautement improbables aient été rapprochées et qu'elles aient abouti à la conclusion suivante : les habitants de Pskov travaillent la plus grande partie de leur temps à l'intérieur de locaux, alors que ceux de Jackson ont des loisirs et les vivent en plein air. Implicitement ces différences suggèrent qu'elles relèvent de cultures nationales. Bien sûr, aucun chercheur en possession des faits établis n'accepterait une telle interprétation, car il y a trop de distorsions entre les deux enquêtes. »¹¹. Cet exemple souligne l'influence des contextes historique, géographique et climatique de chaque ville ou de chaque population, sur la structure urbaine, la démographie et les comportements. Ces multiples influences rappellent les précautions nécessaires lors de l'interprétation des comparaisons entre les enquêtes sur les temps. Mais là encore, cette diversité des contextes renforce la stabilité des budgets-temps de transport.

De façon plus précise, en raison de l'application de méthodes différentes dans les agglomérations et les pays, plusieurs sources d'influences des données peuvent être suspectées.

1. La méthode d'enquête

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.

¹¹ Converse (1972), p. 45.

a) La nature de la relation enquêteur / enquêté

Des différences peuvent apparaître selon que l'enquête est réalisée par téléphone ou en face à face (Bonnell, 2003). De nombreuses expérimentations ont été réalisées afin de comparer les résultats de ces deux types d'enquêtes. Il en ressort une précision légèrement plus faible dans les enquêtes téléphoniques, due au biais de sélection imposée par l'équipement téléphonique et la nature de la relation enquêteur/enquêté. En effet, une différence est attendue en termes de qualité de réponse. La relation entre l'enquêteur et l'enquêté peut être de meilleure qualité, lors des enquêtes téléphoniques, car elles ne nécessitent pas l'intrusion au domicile de l'enquêté. Mais inversement, la qualité du travail de l'enquêteur peut être affectée. C'est notamment le cas pour la relance de l'enquêté afin de s'assurer qu'il n'omet aucun déplacement, qui apparaît moins aisée par téléphone. Toutefois, les comparaisons faites en France ne permettent pas de mettre en évidence de différences statistiquement significatives (Bonnell, 1999).

b) 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. Par exemple, des tests préliminaires pour l'enquête américaine de 1995 ont montré que l'enquête basée sur un emploi du temps enregistre, en moyenne, 0,5 déplacement supplémentaire par jour et par personne, par rapport à un questionnaire (PlanTrans, 1997). En 1994, les suisses sont passés de la méthode de l'emploi du temps à une méthode CATI¹² associée à un emploi du temps. Ils ont enregistré une hausse de 6 % de la population mobile entre 1989 et 1994 (82,4 % à 88,3 %) (Bundesamt für Statistik, 1996). Dans le cas d'enquêtes par questionnaire, les omissions de certains déplacements sont alors plus probables, que dans les enquêtes par emploi du temps, notamment pour les déplacements les plus courts. L'emploi du temps renseigne aussi les activités autres que le transport. Ainsi, par cette méthode, moins de déplacements sont omis. Cependant, ces améliorations dans le comptage des déplacements

¹² *Computer-Assisted Telephone Interview*

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 (Schafer, 2000).

2. 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 qui n'est pas total, au nombre croissant d'abonnés au portable uniquement et aux annuaires « protégés » ou listes « rouges » (Kunert, 1994 ; Schafer, 2000).

3. Les modes de transport

Les enquêtes de transport n'observent pas toutes le même ensemble de modes de transport. De plus, les objectifs des études dirigent les analyses vers certains modes et en excluent d'autres. Par exemple, les premières analyses des budgets-temps de transport ne peuvent intégrer la marche à pied, car elle n'a pas été renseignée par les enquêtes les plus anciennes, orientées vers le trafic automobile. Les modes de transport dont les vitesses sont les plus faibles : les modes non-mécanisés, sont de plus en plus souvent intégrés dans les enquêtes de mobilité urbaine et quotidienne. Mais, ces dernières font rarement référence aux déplacements réalisés à l'aide des modes de transport dont les vitesses sont les plus élevées (avion et train à grande vitesse). A l'inverse, les études des mobilités de tourisme intègrent la mobilité de très longue distance, mais excluent la marche à pied.

Pour l'étude des temps de la mobilité quotidienne urbaine, l'exclusion des modes non-mécanisés peut entraîner des biais importants. Par exemple, Goodwin (1981) a montré qu'en Angleterre, le temps de marche à pied représente une part non-négligeable du budget-temps de transport quotidien¹³. De plus, lorsque la marche n'est pas intégrée, des biais importants peuvent apparaître dans les distributions des longueurs des déplacements. Dans le cas du partage modal, l'omission de la marche peut biaiser les élasticités de la demande pour les

¹³ Goodwin (1981) évalue le temps de marche à 30-40 % du budget-temps de transport quotidien dans les années 1970.

transports en commun. Elle explique notamment le fait que dans certains modèles de choix modal, le nombre de déplacements perdus par un mode diffère de celui gagné par un autre (Goodwin, 1981).

4. La mesure du temps de transport

Les durées reportées dans les enquêtes ne résultent pas d'une mesure homogène entre les enquêtes. Selon les méthodes, les réponses sont plus ou moins arrondies aux multiples de 5 min, voire recalculées en fonction des distances parcourues et des vitesses moyennes offertes par le réseau pour un mode de transport donné. Quant aux durées obtenues par les enquêtes emploi du temps, elles sont souvent arrondies par les personnes interrogées et fréquemment enquêtées à partir d'horaires définis par des intervalles de 15 min (Stopher, 1992 ; Axhausen, 1995 ; Madre et Armoogum, 1997 ; Rietveld, 2002).

Enfin, l'association des temps d'attente aux modes de transport ou aux activités est problématique. En effet, les temps d'attente apparaissant au cours d'un déplacement devraient être attribués au mode imposant cette attente. Les temps d'attente apparaissant entre la fin du déplacement et le début d'une autre activité doivent-ils être associés aux déplacements ou au temps d'activité ?

5. Les espaces et les périodes observées

La définition des aires urbaines et du zonage est rarement rigoureusement comparable entre enquêtes. 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.

6. Les saisonnalités

Les fluctuations des données de transport, notamment entre les jours de la semaine constituent un problème récurrent. La présence de ces variations saisonnières introduit un biais dans l'estimation des dépenses de transport qui est dépendant de la durée de l'enquête.

Au niveau des variations journalières trois sources sont avancées par Goodwin (1981) :

- des variations purement aléatoires,
- des variations systématiques, qui proviennent du fait que certaines activités ne sont pas réalisées tous les jours mais peuvent être très régulières dans la semaine,
- des variations liées à des effets de retard. La mobilité observée un jour peut être déterminée par des contraintes apparues le ou les jours précédents.

Par ailleurs, Schönfelder et Axhausen (2000) ont montré des saisonnalités fortes apparaissant dans les rythmes hebdomadaires ou mensuels des déplacements pour certains motifs (différents types d'achat et de loisir). En conséquence, plus les durées des enquêtes sont longues, plus elles captent les saisonnalités et permettent d'identifier des variations journalières, hebdomadaires, mensuelles ou annuelles.

La durée d'enquête minimale pour l'analyse de la mobilité urbaine et quotidienne, semble donc être la semaine, qui capte l'essentiel des variations journalières. De façon intermédiaire, certaines enquêtes interrogent les déplacements d'une seule journée, mais les personnes sont interrogées sur des jours différents. Ainsi, sous l'hypothèse d'une homogénéité hebdomadaire des emplois du temps, une partie des variabilités quotidiennes peut être approchée.

La continuité des informations d'une enquête à l'autre est fortement dépendante de la continuité des méthodes employées. Certaines se concentrent sur une seule journée de la semaine (enquête britannique NTS¹⁴ 1975/1976), d'autres ne font pas référence aux distances parcourues (enquêtes japonaises NPTS¹⁵ 1987 et 1992), d'autres encore ne recueillent que les informations sur les déplacements motorisés, etc. Le travail visant à comparer des données internationales est un travail qui requiert de nombreuses précautions. Il apparaît très vite difficile de concilier les exigences de l'analyse fine de la mobilité appuyée sur des définitions strictes des indicateurs, avec l'ampleur du champ d'étude nécessaire à la cohérence et la

¹⁴ *National Travel Survey*

¹⁵ *Nation-wide Person-Trip Survey*

significativité de l'analyse. Ainsi, pour chaque étude un certain nombre de concessions sont nécessaires au niveau des définitions utilisées.

Zahavi a donc réalisé un compromis entre la contrainte de précision des indicateurs et celle du nombre de villes étudiées. Dans sa recherche de transférabilité de l'hypothèse de stabilité des temps de transport, fondant son modèle de prévision de demande, Zahavi doit atteindre un niveau d'observation très agrégé. En conséquence, un certain degré d'imprécision des données doit être accepté.

Malgré cette forte dépendance à l'ensemble de données disponibles et les multiples limites et contraintes imposées par la comparaison internationale, Zahavi parvient à éclairer un mécanisme devenu classique de l'économie de la mobilité. Et malgré des fondements qui pourraient être qualifiés de fragiles, l'hypothèse de constance des budgets-temps de transport, permet de mieux comprendre une partie de la chaîne des relations entre le système de transport, la structure urbaine et la mobilité. 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, l'intervalle relativement étroit des budgets-temps de transport persiste ?

Section III - La constance des budgets-temps de transport

Un premier niveau de l'analyse des budgets-temps de transport développée par Zahavi est le niveau mondial. La comparaison des temps de transport quotidiens moyens par agglomération établit le premier élément de la construction de la conjecture de Zahavi : l'hypothèse forte de stabilité des budgets-temps de transport. A ce niveau d'observation très agrégé, Zahavi constate une proximité relative des durées quotidiennes moyennes de transport de différentes agglomérations du monde. L'intervalle de temps relativement étroit contenant l'ensemble des budgets-temps de transport urbain semble indiquer l'existence de mécanismes régulateurs conduisant à une telle proximité des temps de transport, malgré les différences historiques, culturelles, économiques, etc. des villes comparées.

Dans le prolongement de ces travaux, l'étude des temps de transport s'enrichit, d'une part, des études en transport s'orientant vers les temps de transport, et d'autre part, des recherches menées sur les emplois du temps.

I. L'analyse des durées de transport et analyse des durées d'activités

L'étude des durées quotidiennes de transport est réalisée par différents champs disciplinaires, et essentiellement sous deux angles distincts. D'une part, certaines analyses sociologiques, géographiques, psychologiques, marketing et économiques s'orientent vers les usages des temps (*time use analysis*). Ces études des emplois du temps examinent l'allocation des 24 heures quotidiennes aux différentes activités. Elles étudient notamment les arbitrages réalisés pour l'allocation de temps entre activités et estiment des valeurs du temps. Elles offrent notamment la possibilité d'étudier le transport en relation avec les autres activités. Ainsi, elles parviennent à considérer la nature dérivée du transport vis-à-vis des autres activités. D'autre part, les durées de transport quotidiennes ont été étudiées par la recherche en transport. Le plus souvent, le temps de transport est considéré comme une contrainte sur le choix de transport. Au même titre que la dépense monétaire, le temps de transport est souvent considéré comme une variable qui doit être minimisée.

Ces deux types d'analyses se distinguent notamment par leurs objectifs et leurs méthodes d'enquête. Les enquêtes orientées transport se concentrent, pour l'essentiel sur la pratique de la mobilité et renseignent les attributs des indicateurs de mobilité, le plus souvent en décrivant les déplacements (distance, choix modal, origine et destination, durée du déplacement, etc.). Les enquêtes des usages du temps sont constituées des emplois du temps des individus, au sein desquels le transport apparaît comme une activité. Les attributs complets des déplacements ne sont pas toujours renseignés de façon complète, ce qui rend difficile une analyse de la mobilité à partir de ces enquêtes. Mais, la présence conjointe de données relatives au transport et aux autres activités permet l'intégration de la nature dérivée du transport.

Il résulte de ces distinctions en termes de données des objectifs différents. Les objectifs des analyses transport sont essentiellement la prévision de trafic et la valorisation de projets économiques. Ces analyses se concentrent sur les attributs des déplacements. Les analyses des usages des temps concernant le transport s'orientent vers la compréhension de l'articulation des temps et les mécanismes comportementaux régissant la concurrence des activités pour la ressource temporelle. Le plus souvent, elles décrivent les attributs de transport à un niveau de précision relativement réduit.

Toutefois, l'écart entre ces types d'études se réduit peu à peu. Les recherches en transport intègrent de plus en plus souvent la nature dérivée du transport et s'orientent donc vers une analyse de la mobilité fondée sur les activités (*activity-based approach*) (Pas, 1998). Cette conception de la mobilité introduit, notamment, les notions avancées par les premiers modèles microéconomiques reconnaissant le lien entre le budget-temps de transport et les temps d'activités (Evans, 1972). Une attention plus importante est donc portée aux études des usages des temps et aux approches pluridisciplinaires traitant de la question du temps.

II. Les premiers regards sur les temps de transport

La stabilité des temps de transport est généralement rattachée au nom de Zahavi. La popularité de ses travaux sur les temps de transport provient de la nouvelle compréhension, qu'il propose, des motivations de la demande de mobilité. L'ensemble du schéma explicatif de la mobilité, proposé par Zahavi, est fondé sur l'observation de la stabilité des temps de transport. Cependant, de nombreuses études, avant lui, ont porté leur attention, tout d'abord sur les budgets-temps, puis sur les budgets-temps de transport. L'histoire des budgets-temps remonte à la publication par Friedrich Engels de *The situation of the working class in England in 1844* (1845) où figurent des estimations sur la manière dont les ouvriers utilisaient leur temps. A notre connaissance, l'étude la plus ancienne étudiant les temps de déplacement est celle de Lill (1891), analyste de la tarification des chemins de fer autrichiens à la fin du 19^{ème} siècle. Gunnarsson (2000) rapporte ainsi les conclusions de Lill (1891) : « ...aucune différence n'apparaît en termes de consommation de temps et de coûts de transport, si un individu passionné par les voyages réalise n déplacements courts de k kilomètres, ou s'il ne fait qu'un seul déplacement de la même longueur : nk , car dans les deux cas, ce voyageur tire une satisfaction de la valeur de nk ».

1. Les études des emplois du temps

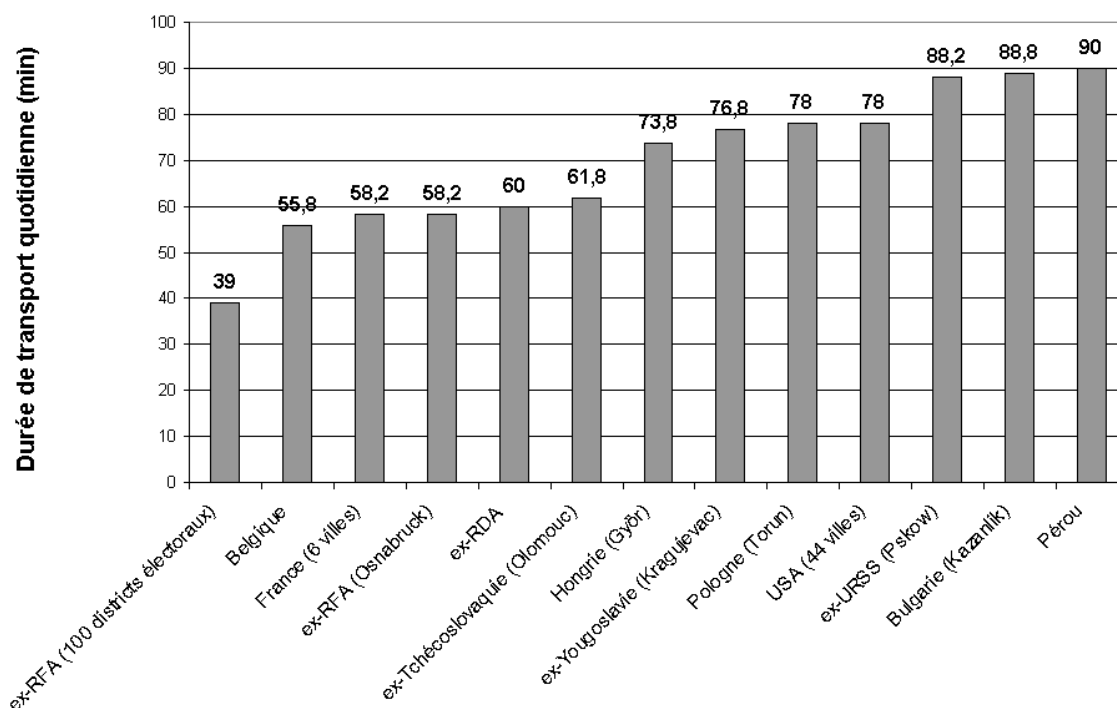
Les études des emplois du temps sont parmi les premières analyses à intégrer les aspects temporels du comportement individuel. Elles abordent, notamment, la question des temps de transport quand elles l'étudient aux côtés des autres activités composant les emplois du temps.

La première étude des emplois du temps comportant une étude spécifique des temps de transport date de 1944 (Liepmann, 1944). L'étude de Szalai (1972) retient particulièrement

l'attention des économistes des transports : la comparaison des temps moyens par activité, qu'elle propose pour 12 pays indique la proximité des temps consacrés aux transports (figure 1-2). Il observe que les durées de transport quotidiennes sont contenues dans un intervalle relativement étroit, malgré des différences fortes entre les agglomérations en termes de systèmes de transport et de niveaux de développement économique et social.

Szalai évoque déjà le paradoxe entre les performances distinctes des systèmes de transport en termes de vitesses de déplacement et la proximité des budgets-temps de transport nationaux. Il suggère alors pour expliquer la proximité des durées de transport que les performances des systèmes de transport produisent des gains de temps qui sont réinvestis par les individus dans des déplacements supplémentaires leur permettant d'étendre la zone de leurs accessibilités. Ainsi, dès 1972, il propose l'intuition du réinvestissement des gains de temps, qui fut par la suite reprise et approfondie par Zahavi.

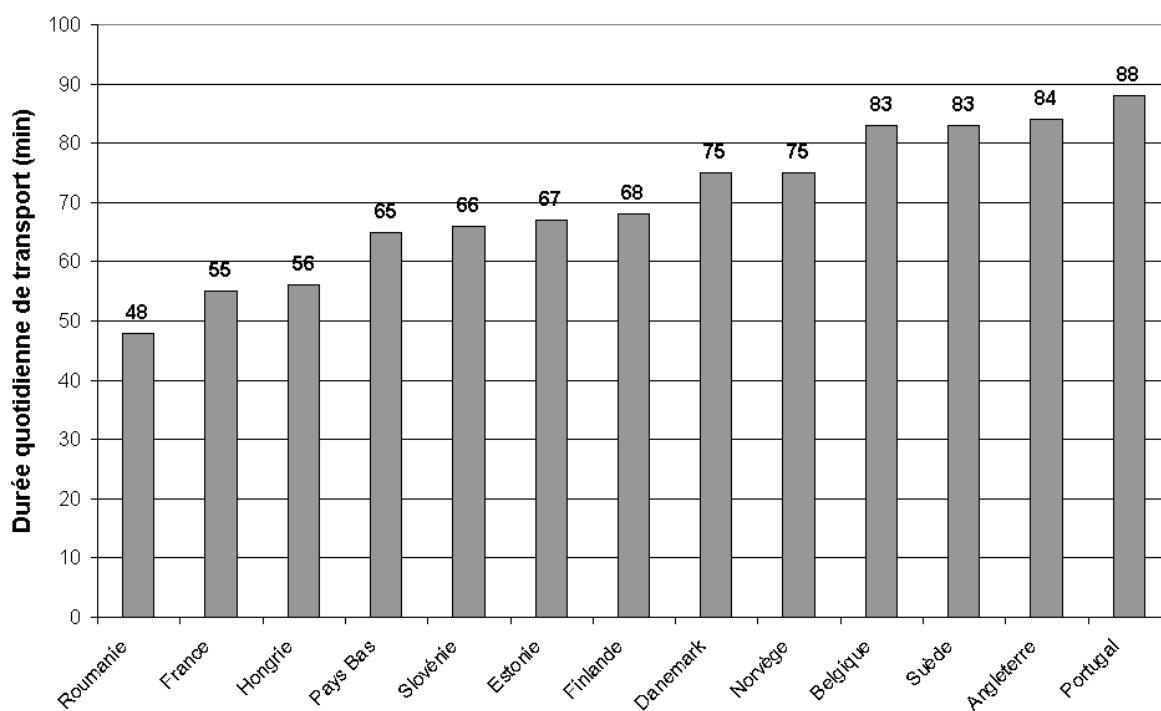
figure 1-2 : Durées de transport quotidiennes moyennes en min (début des années 1970)



Source : Szalai, (1972)

Dans la même période, de nombreuses études ont été réalisées sur les emplois du temps, tant en économie que dans d'autres disciplines. Loin de vouloir dresser une liste exhaustive des études des emplois du temps faisant référence aux temps de transport, nous pouvons citer quelques exemples. Robinson (1977) montre la stabilité des budgets-temps de transport américains. Hertz (1978) montre que les durées quotidiennes de transport obtenues à partir de l'enquête allemande KONTIV¹⁶ de 1976 sont similaires et sont les durées les plus stables, après le temps passé à domicile. Michelson (1985) analyse les emplois du temps au Canada. Plus récemment, nous pouvons citer les enquêtes emplois du temps européennes menées par Eurostat. Les enquêtes ont été réalisées entre 1998 et 2001 dans 13 pays membres selon des outils visant une harmonisation européenne des enquêtes. Elles révèlent une relative proximité des durées quotidiennes de transport (figure 1-3).

figure 1-3 : Durées de transport quotidiennes moyennes en min (fin des années 1990)



Source : Eurostat, (2003)

¹⁶ *Kontinuierlichen Befragung zum Verkehrsverhalten* : Enquête continue du comportement de mobilité.

2. Les études des coûts temporels de transport

L'intégration du temps dans les dépenses de transport a été réalisée par la constitution du coût généralisé permettant de sommer les différentes dépenses sous une seule unité de mesure. Ainsi, le concept théorique du coût généralisé permet de tenir compte de l'ensemble des coûts réels quantifiables et des coûts psychologiques qualitatifs. La difficulté réside dans la conversion des unités de mesure. Quelle est la valeur exacte d'une minute de transport exprimée en unité monétaire ?

La spécification du coût généralisé du transport intégrant le temps de transport aux côtés du coût monétaire a été étudiée dans les années 1960. Le coût généralisé a pu être exprimé en termes monétaires ou en termes temporels. Ainsi, Tanner (1961) est le premier à suggérer que les individus allouent, à leur mobilité quotidienne, une dépense généralisée fixe, qui est la somme des coûts monétaires et des dépenses temporelles monétarisées. Il constate une similitude de ces dépenses généralisées entre les villes de zones rurales et de zones urbaines britanniques. Symétriquement, Goodwin (1973) propose l'hypothèse de la stabilité des dépenses généralisées de transport exprimées en termes temporels. Il constate une stabilité de ces dépenses généralisées pour différents niveaux de revenu.

Par la suite, les études des coûts de mobilité ont nettement distingué les dépenses temporelles, des dépenses monétaires des déplacements. C'est dans les années 1970 que les études traditionnelles, basées sur les nombres de déplacements, présentent certaines de leurs limites face aux questions émergentes relatives à la compréhension des comportements de mobilité et leur adaptation aux évolutions urbaines, environnementales et politiques (McNally, 2000).

C'est dans ce contexte que Zahavi propose une modélisation de la demande de mobilité des agglomérations fondée sur la régularité des budgets de transport, qu'il observe dans de nombreuses villes pour des périodes différentes.

III. Les budgets-temps de transport au niveau agrégé

Au début des années 1970, Zahavi s'inscrit parmi les précurseurs qui étudient les temps de transport indépendamment du coût monétaire de transport. Ces travaux sur les budgets-temps de transport, puis sur les budgets monétaires de transport, sont les premiers à proposer la stabilité des deux budgets de transport.

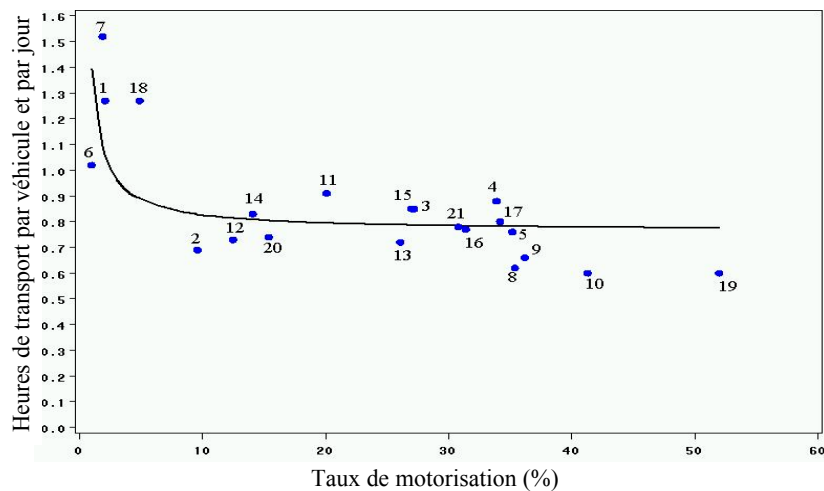
1. Les durées d'usage quotidien par véhicule

Zahavi propose tout d'abord, une relation de convergence entre le budget-temps de transport et les vitesses de déplacement. Il propose la « *TT-relationship* » en 1973, qui est l'ajustement des durées quotidiennes d'usage des véhicules particuliers par une fonction inverse du taux de motorisation (figure1-4). Cet ajustement produit une approximation de la relation supposée entre les durées quotidiennes individuelles de déplacement et les vitesses de déplacement.

Ce résultat fait apparaître, dès 1973, les intuitions qui vont guider la constitution de l'hypothèse forte de Zahavi. La rapide convergence des durées de transport et leur concentration dans un intervalle relativement étroit sont les arguments fondateurs de l'hypothèse de stabilité des budgets-temps de transport. Elle laisse supposer que les budgets-temps de transport sont relativement proches d'une ville à l'autre et d'une période à l'autre. Ainsi, la stabilité des durées moyennes quotidiennes de déplacement est globalement vérifiée entre les villes d'un même pays, mais aussi entre villes de pays différents, l'intervalle des budgets-temps de transport étant relativement étroit autour d'1 heure (Allemagne : 1,05 h (63 min) ; Etats-Unis : 1,1 h (66 min) ; Grande Bretagne : 0,7 h (45 min) ; France : 0,7 h (45 min)) (Zahavi, 1979).

La figure 1-5 synthétise les données relatives aux différentes villes étudiées par Zahavi (1974, 1979). Pour des raisons de disponibilité des données, seuls les déplacements en automobile effectués sur un jour de semaine sont pris en compte. Afin de permettre une comparaison internationale, les données par automobile sont reproduite.

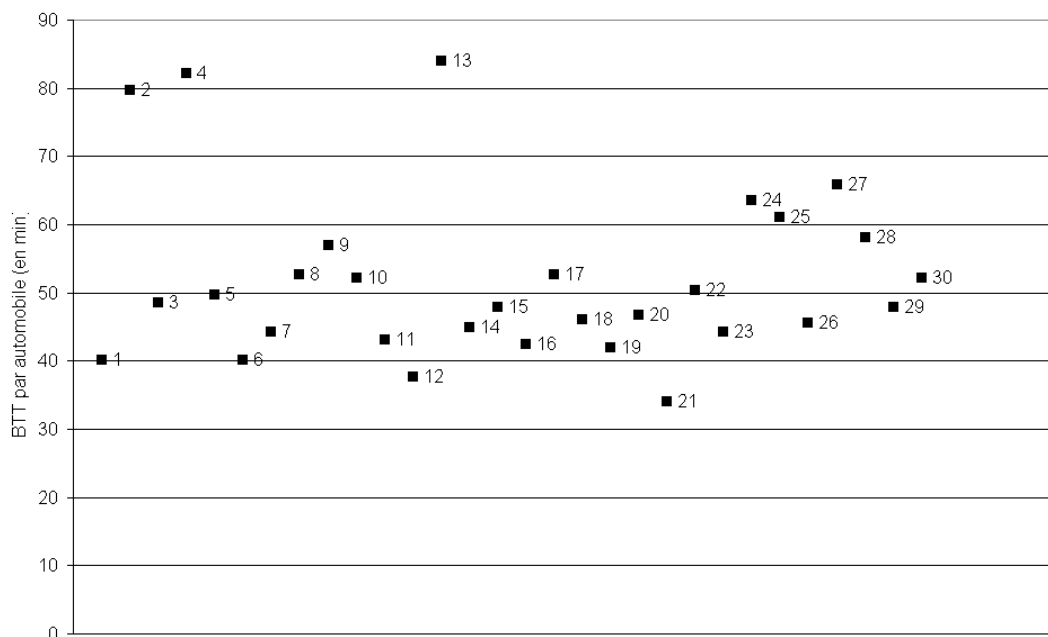
figure 1-4 : Heures quotidiennes de transport par véhicule particulier et taux de motorisation (en nombre de véhicules pour 100 personnes) par agglomération.



N°	Ville	Année	N°	Ville	Année
1	Athènes	1962	12	Kingston Upon Hull	1967
2	Athènes	1980	13	Kingston Upon Hull	1981
3	Baltimore	1962	14	Londres	1962
4	Baltimore	1980	15	Londres	1981
5	Bâton Rouge	1965	16	Meridian	1967
6	Bombay	1962	17	Pulaski	1964
7	Bombay	1981	18	Tel-Aviv	1965
8	Brisbane	1981	19	Tucson	1980
9	Chicago	1980	20	West Midlands	1964
10	Columbia	1985	21	West Midlands	1981
11	Copenhague	1967			

Source : Zahavi, (1973)

figure 1-5 : Budget-temps de transport par automobile (en min) dans les études de Zahavi (1974, 1979)



Villes et régions	Année d'étude	BTT par VP (en min)	Villes et régions	Année d'étude	BTT par VP (en min)		
1	Baltimore	1962	40,2	16	Monroe	1965	42,6
2	Bangkok	1972	79,8	17	Nuremberg	1975	52,8
3	Belfast	1966	48,6	18	Oklahoma City	1965	46,2
4	Bogota	1969	82,2	19	Orlando	1965	42
5	Cincinnati	1965	49,8	20	Pulaski	1964	46,8
6	Columbia	1965	40,2	21	Rapid City	1963	34,2
7	Copenhague	1967	44,4	22	SouthEast Virginia	1962	50,4
8	Fort Smith	1965	52,8	23	Salt Lake City	1960	44,4
9	Indianapolis	1964	57	24	Singapour	1968	63,6
10	Kansas City	1957	52,2	25	South Bend	1967	61,2
11	Kingston Upon Hull	1967	43,2	26	St. Petersburg	1962	45,6
12	Knoxville	1962	37,8	27	Tel Aviv	1965	66
13	Kuala Lumpur	1973	84	28	Tri-State (New York, New Jersey, Connecticut)	1964	58,2
14	Londres	1962	45	29	Twin-Cities (Minneapolis / St. Paul)	1970	48
15	Los Angeles	1960	48	30	Washington D.C.	1968	52,2

Sources : Zahavi, (1974, 1979)

La comparaison internationale, effectuée par Zahavi utilise des données relativement comparables qui sont celles concernant le parc automobile des pays. Ainsi, à partir du nombre moyen de déplacements, de la distance moyenne et de la vitesse moyenne par déplacement, la durée moyenne d'utilisation par automobile est déduite. Un constat intermédiaire à l'hypothèse plus générale de Zahavi de stabilité des budgets-temps de transport est que les durées moyennes par automobile pour des villes américaines et européennes sont très proches, malgré les écarts existant en termes de populations ou de parcs automobiles. Cette durée oscille aux alentours de 0,78 h (47 min), plus ou moins 6 min.

Cependant cette stabilité internationale n'est valable que pour des pays industrialisés. Comme le montre le tableau, la durée moyenne d'usage d'une automobile dans des villes de pays émergents est nettement supérieure à celles observées dans des pays développés. De plus la variabilité de ces durées est aussi beaucoup plus forte. La différence en termes de niveaux de motorisation entre les pays émergents et les pays développés semble expliquer l'essentiel des variations de durées. Nous retrouvons là, l'idée de la convergence du budget-temps de transport avec le niveau de vitesse accessible.

2. Le temps de transport quotidien par personne

Dans une seconde phase, Zahavi (1979), Zahavi et Ryan (1980), Zahavi et Talvitie (1980) et Roth et Zahavi (1981) étudient les budgets-temps de transport par personne mobile à partir d'enquêtes déplacements. Les budgets-temps de transport de Washington (1955, 1968), Twin-Cities (Minneapolis-St Paul, 1958, 1970), Munich (1976), Bogota (1972), Singapour (1975), Salvador (1975/1976) sont alors étudiés par personne et/ou par mobile en fonction des niveaux de motorisation, de revenu, et des tailles de ménage (tableau 1-1).

Les budgets-temps de transport moyens observés dans ces agglomérations sont relativement proches. De plus, l'étude plus fine des budgets-temps de transport, qui est possible dans certaines de ces agglomérations, montre que les budgets-temps de transport sont relativement proches pour des segments de la population urbaine définis selon diverses variables socio-économiques individuelles ou du ménage.

tableau 1-1 : Budget-temps de transport quotidien (en h)

Ville	Année	Temps de déplacement en VP	Temps de déplacement en TC	Temps de déplacement tous modes
Washington ^{1,2}	1955	1,09ae	1,27ae	1,27ae ; 0,89be
	1968	1,11ae	1,42ae	1,30ae ; 0,94be
Twin-Cities ^{1,2}	1958	1,14ae	1,05ae	1,14ae ; 0,83be
	1970	1,13ae	1,15ae	1,13ae ; 0,87be
Etats-Unis ²	1970	1,06ae	0,99ae	-
Munich ¹	1976	-	-	1,15a
Singapour ¹	1975 (avt ALS)	-	-	1,27acf ; 1,40adf
	1975 (ap. ALS)	-	-	1,25acf ; 1,31adf
Salvador ³	1975/1976	-	-	1,89af
Bogota ³	1972	-	-	1,72af

(a : BTT par personne mobile ; b : BTT par personne ; c : personne motorisée ; d : personne non-motorisée ; e : déplacements motorisé ; f : déplacements tous modes)

(ALS : Area Licence Scheme (péage pour les véhicules entrant dans le centre-ville durant la période de pointe du matin avec moins de 4 personnes à bord.

Sources : 1 : Zahavi et Ryan (1980), 2 : Zahavi et Talvitie (1980) et 3 : Roth et Zahavi (1981)

De ces multiples études des durées de transport et des budgets monétaires de transport, Zahavi déduit les résultats suivants :

1. L'hypothèse « forte » de stabilité des budgets de transport peut être formulée ainsi :

- Le budget-temps de transport moyen d'une agglomération est calculé comme la moyenne sur l'ensemble de la *population* mobile de l'agglomération, des *durées individuelles* consacrées aux déplacements effectués au cours d'une journée.
- Le budget monétaire de transport moyen d'une agglomération est calculé comme la moyenne sur l'ensemble des *ménages* mobiles de l'agglomération des *parts du revenu disponible des ménages* consacrées aux déplacements effectués au cours d'une année¹⁷.
- Les deux budgets de transport moyens sont constants au cours du temps pour chaque ville.

¹⁷ Les budgets monétaires de transport sont essentiellement étudiés dans le *UMOT project* (Zahavi, 1979). Un niveau de 10-11% du revenu disponible est consacré au transport par les ménages motorisés et un niveau de 3-5% par les ménages non-motorisés. Les travaux similaires de Oi et Shuldiner (1962), Morris et Wigan (1978) et Gunn (1981) indiquent aussi un effet positif du niveau de motorisation sur le niveau de dépenses en transport.

Cette constance est donc spatialement et temporellement transférable. Au niveau agrégé, la comparaison de plusieurs villes indique une proximité des temps de transport moyens qui apparaît d'autant plus remarquable que les systèmes urbains, les systèmes de transport et les populations observés sont différents. En effet, comment expliquer que malgré les différences historiques, géographiques, culturelles, économiques, etc. des situations, l'intervalle relativement étroit des budgets-temps de transport persiste ?

2. *L'hypothèse « faible » de régularité des budgets-temps de transport :*

Au niveau désagrégé, les segmentations des populations étudiées montrent la variabilité du budget-temps de transport selon les niveaux de revenu, la motorisation et la taille des ménages. Elle conduit Zahavi et Talvitie (1980) à conclure que des budgets-temps et monétaires de transport existent, dans le sens où une proximité apparaît entre les niveaux observés et où une certaine régularité des variations des budgets-temps de transport est visible selon les segmentations utilisées.

Les budgets-temps de transport sont considérés comme des fonctions de plusieurs variables.¹⁸

En définitive aux niveaux agrégés, l'association des résultats d'une rapide convergence des budgets-temps de transport avec une relative stabilité des dépenses temporelles de transport incite à penser que les budgets-temps de transport varient relativement peu entre les villes et dans le temps, même si l'on peut soupçonner l'existence de relations entre les budgets-temps de transport et certaines variables. Ces dernières sont essentielles au niveau désagrégé et certaines expliquent de façon systématique une part de la variance des budgets-temps de transport.

3. Les analyses agrégées

A la suite des travaux de Zahavi, un certain nombre d'études se concentrent sur l'analyse des budgets-temps de transport en vue d'en tester leur stabilité. Par exemple, au Royaume-Uni, la comparaison des budgets-temps de transport à partir des enquêtes de 1972-73 (Goodwin, 1975) et de 1975-76 (Landrock, 1981) fait apparaître leur stabilité, malgré les différences de densités de population des zones considérées. La similitude des budgets-temps

¹⁸ Zahavi et Talvitie, (1980), p. 18

de transport de 7 villes américaines malgré les différences de taille d'agglomération est illustrée par Peat, Marwick, Mitchell et al., (1972)¹⁹. Dans les agglomérations françaises, la stabilité des budgets-temps de transport est illustrée par l'étude de Godard (1978)²⁰.

Cependant, peu de recherches parviennent à adopter le même niveau mondial d'observation que celui de Zahavi. Les difficultés dues aux incompatibilités des jeux de données réduisent, la plupart du temps, les enquêtes à l'échelle d'un pays ou d'une région du monde.

Toutefois, quelques travaux parviennent à regrouper des données internationales.

a) Budgets-temps de transport du monde (années 1960-1978)

Hupkes (1982)²¹ propose la « loi des temps de transport et des nombres de déplacements constants », aussi appelée la « Brevet Law » aux Pays-Bas. Les durées de transport sont obtenues par les enquêtes hollandaises de 1962 et 1972. Elles sont comparées à celles obtenues dans d'autres régions du monde par les recherches d'autres auteurs²². Ainsi, les multiples moyennes nationales ou régionales de la durée de transport et du nombre de déplacements sont relativement proches (figure 1-6).

La « Brevet Law » met notamment l'accent sur la durée moyenne par déplacement. En effet, sous l'hypothèse de la stabilité simultanée des temps de transport et du nombre de déplacements, la durée moyenne d'un déplacement est prévisible et stable. De plus, elle permet de définir la distance moyenne d'un déplacement, en fonction des vitesses.

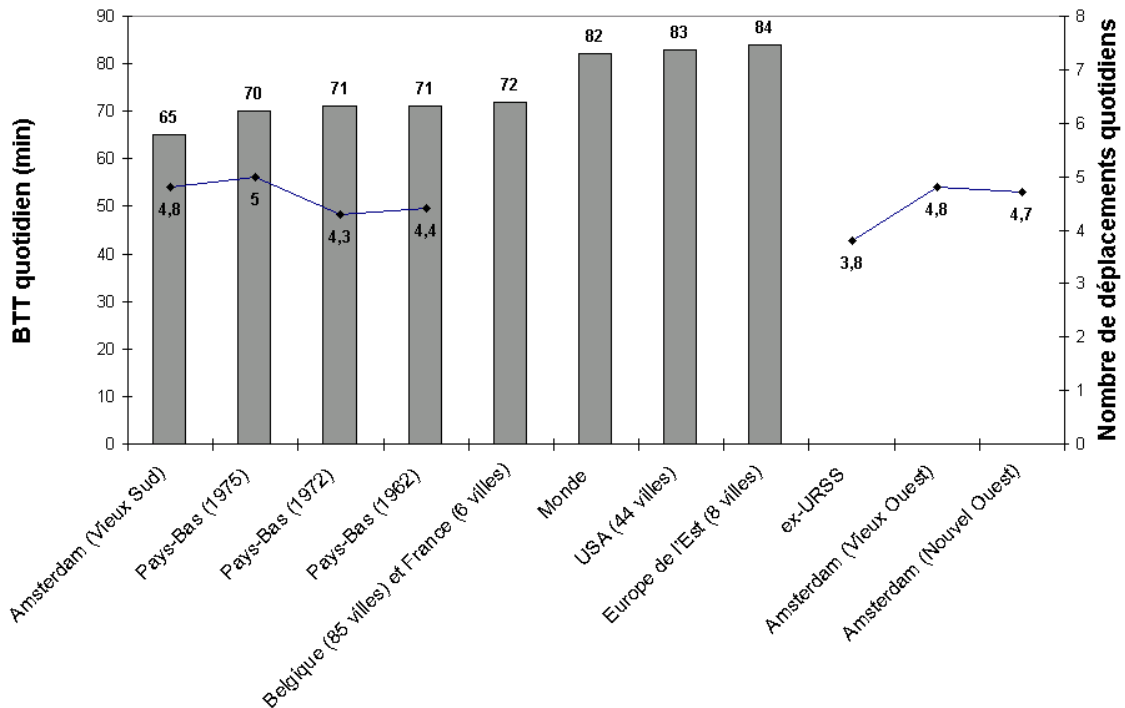
¹⁹ River Fall, Stockton, Colorado Springs, Louisville, Seattle, St. Louis, Boston.

²⁰ Orléans, Nancy, Grenoble, Nice, Rouen, Lyon et Marseille.

²¹ Hupkes a publié ses travaux sur les budgets-temps de transport hollandais en 1977. Mais, ils ne sont publiés en anglais qu'en 1982. Ainsi, Zahavi semble prolonger la notion de budgets-temps de transport fixes de Hupkes en ajoutant le budget monétaire de transport (Pas, 1998). Toutefois, la stabilité des temps de transport apparaît dans les travaux de Zahavi dès 1973, qui proposent un test de la stabilité des coûts temporels de transport inspirée par les résultats de Tanner (1961).

²² Clark et al. (1974), Szalai, (1972), Vidakovic (1970, 1978).

figure 1-6 : Nombre de déplacements quotidiens et budget-temps de transport quotidien par personne (Hupkes, 1982)



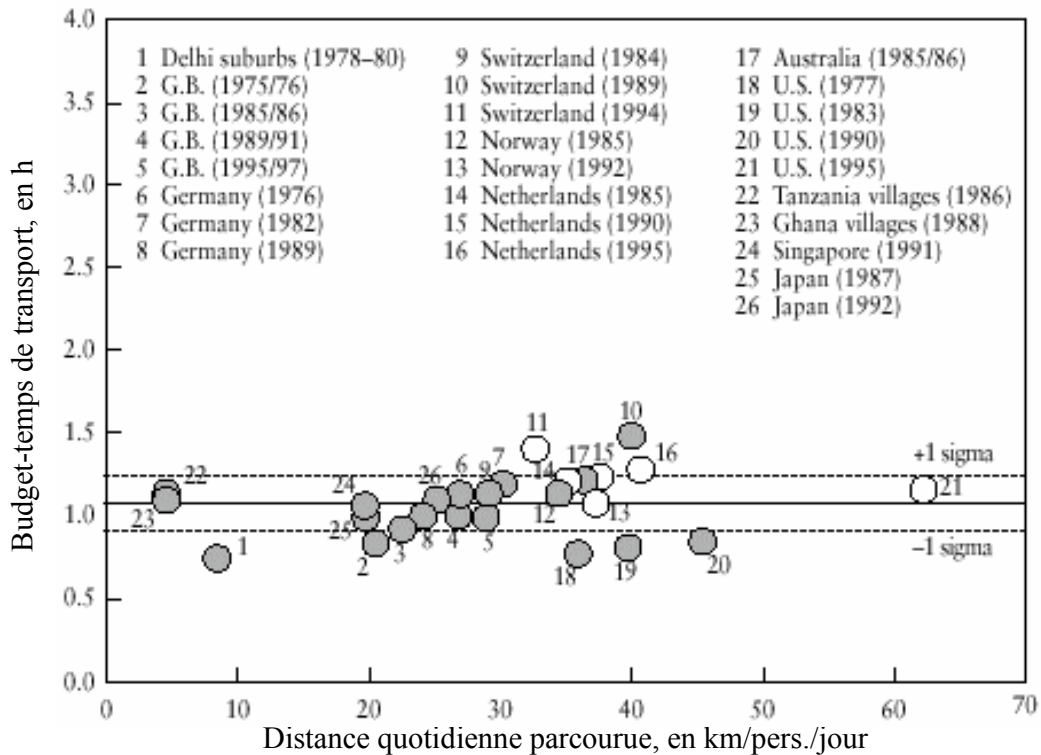
Source : Hupkes, (1982)

b) Budgets-temps de transport du monde (années 1970-2000)

Schafer (2000) présente les budgets-temps de transport quotidiens d'une grande variété de villes et de pays, évalués durant une période s'étendant de 1975 à 1997. La figure 1-7 et la figure 1-8 illustrent la concentration des budgets-temps de transport quotidiens nationaux et d'agglomérations autour d'une moyenne de 1,1 h.

Les graphiques font apparaître un intervalle d'une quarantaine de minutes qui contient la majorité des budgets-temps de transport. Les écarts à la moyenne sont proches de 20 min et représentent donc près d'un tiers du budget-temps moyen.

figure 1-7 : Budget-temps de transport, en heure par personne par jour et distance quotidienne moyenne parcourue par personne

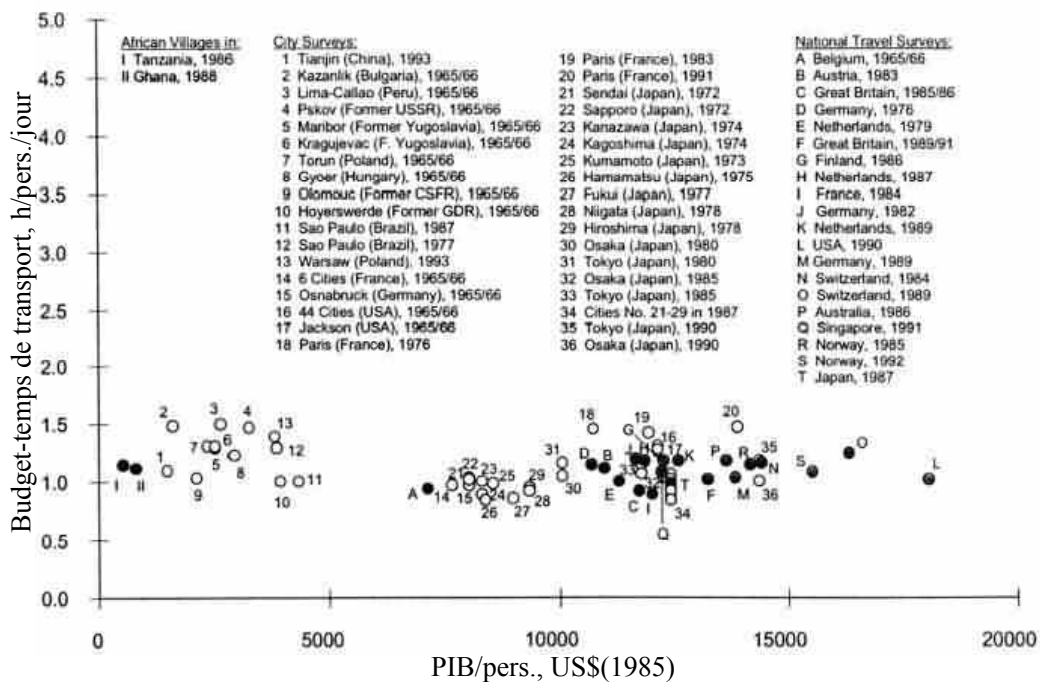


Source : Schafer, (2000)

La stabilité du budget-temps de transport apparaît face aux distances parcourues et au PIB par personne. Au travers de ces relations graphiques, le lien entre les croissances de l'économie et des transports est apparent. Par exemple, les croissances économiques des villes japonaises d'Osaka et Tokyo sont perceptibles sur la figure 1-8. Et parallèlement, sur la figure 1-7, les distances moyennes parcourues au Japon sont, elles aussi, croissantes. La notion du couplage des deux croissances, ainsi que la constance du budget-temps de transport sont illustrées par ces graphiques.

De plus, les villes américaines sont, sur les deux graphiques, les villes qui présentent les distances et les PIB les plus élevés. Parallèlement, elles se caractérisent par des taux de motorisation nettement plus élevés que les autres villes. Ces villes sont une illustration du phénomène d'étalement urbain. Leurs atouts en termes de vitesse sont des facteurs qui ont permis à leurs populations de délaisser les centres historiques et de parcourir de plus grandes distances, sans pour cela, consacrer plus de temps à leurs déplacements quotidiens.

figure 1-8 : Budget-temps de transport moyen par personne et PIB par personne



Source : Schafer et Victor, (2000)

Certaines précautions doivent être prises pour l'interprétation de ces résultats. En effet, malgré des efforts importants pour homogénéiser les données et permettre une comparaison des mobilités des populations, certaines questions relatives aux choix méthodologiques se posent. Les comparaisons proposées (figure 1-8) confrontent, d'une part les moyennes nationales et, d'autre part les moyennes par agglomération. Dans les deux cas, les définitions des méthodes d'enquête, des périodes d'enquête, des aires urbaines et des mobilités relevées restent problématiques. Elles ne permettent pas de conclure à l'universalité d'une caractéristique des comportements de mobilité. Et ce d'autant plus, que les budgets-temps observés regroupent parfois plusieurs agglomérations (par exemple, les 6 villes françaises, 1965/1966 ou les 44 villes américaines, 1965/1966).

En conséquence, lorsque Schafer bâtit une projection de la mobilité mondiale à l'horizon 2050, il ne peut pas quitter le niveau très agrégé de la sphère internationale. De ce fait, l'interprétation de l'hypothèse « forte » de stabilité des budgets-temps de transport et surtout son utilisation dans la modélisation de la mobilité et dans la compréhension des comportements de mobilité ne peuvent raisonnablement quitter ce niveau très agrégé.

c) Budgets-temps de transport américains

Kumar et Levinson (1995) observent la stabilité des budgets-temps de transport à l'aide de la base américaine NPTS (Nationwide Personal Transportation Survey, 1954, 1966, 1990). Malgré certaines variations du budget-temps de transport moyen illustrées pour l'année 1966, en partie dues à des questions méthodologiques, les auteurs montrent une relative stabilité du temps de déplacement quotidien américain entre 1954 et 1990 (tableau 1-2).

tableau 1-2 : Budget-temps de transport américain (en h)

BTT	Jour de semaine	Samedi	Dimanche
NPTS 1954	1.0	1.1	1.1
NPTS 1965/66	1.4	1.4	1.1
NPTS 1990/91	1.0	1.1	1.1

Source : Kumar et Levinson, (1995)

Par ailleurs, Levinson et Kumar (1995) observent des durées de déplacement relativement stables malgré l'augmentation des distances parcourues et des niveaux de congestion. Ils indiquent que ce paradoxe semble résulter d'un report de trafic des voies les moins rapides : les rues, vers les voies les plus rapides : les routes suburbaines.

Levinson et son équipe précisent ce phénomène lors de l'étude des temps de déplacement domicile-travail des aires métropolitaines de Washington (1968, 1988, 1994) et des Twin-Cities (1990-2000). Tout d'abord, à partir des observations de Washington (1968 et 1988), Levinson et Kumar (1994) 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 approximativement 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. Toutefois, ce processus n'est pas confirmé pour les deux aires urbaines observées sur les périodes complètes, par Levinson et Wu (2005). Il apparaît que les temps de trajet domicile-travail sont croissants.

d) Budgets-temps de transport japonais

Sur la base des 131 villes référencées dans la base de données japonaise Nation-wide Person-Trip Survey de 1987, Katiyar et Ohta (1993) comparent les budgets-temps de transport quotidiens par personne (tableau 1-3). Pour cela ils distinguent les aires métropolitaines, comme Tokyo, Osaka et Nagoya, et leur périphérie qui ont un budget-temps plus élevé en moyenne que les autres « villes locales », plus petites. Les auteurs reportent notamment le coefficient de variation de chaque budget-temps. La faible dispersion, inférieure à 12 %, à l'intérieur de chaque classe de taille d'agglomération, renforce la similarité des budgets-temps de transport moyens japonais, pour des villes de taille comparable. Malgré l'effet taille, les budgets-temps de transport au niveau national japonais sont regroupés autour d'une moyenne de 60 min avec une dispersion relativement faible (16 %).

tableau 1-3: Budget-temps de transport japonais, 1987

Type de villes	Nb de villes	BTT (min) (coef. de var.)
<i>3 aires métropolitaines</i>		
Villes centrales	3	68,3 (0,008)
Villes périphériques	29	73,2 (0,122)
Total du groupe	32	72,7 (0,117)
<i>Villes locales</i>		
Population > 400000	18	59,3 (0,072)
Autres villes	81	54,6 (0,088)
Total du groupe	99	55,5 (0,091)
TOTAL	131	59,7 (0,161)

Source : Katiyar et Ohta, (1993)

e) Budgets-temps de transport français

En 1998, Quetelard (1998) produit l'analyse des budgets-temps de transport de 44 agglomérations françaises couvrant la période 1976 à 1995 à partir des enquêtes ménages (figure 1-9). L'uniformisation de ces bases de données apporte un crédit particulier à cette analyse, qui de fait, se base sur des méthodes d'enquête, et des définitions d'indicateurs très proches pour l'ensemble des bases.

Le budget-temps de transport moyen français est de 49,3 min avec un écart type de 6 min. Dans les villes de province, les durées moyennes sont comprises dans l'intervalle de 40 à 60 min, avec une forte concentration entre 45 et 55 min.

Durant les deux décennies observées, les villes dont les budgets-temps étaient élevés dans les années 1970, voient leurs budgets-temps de transport baisser (Grenoble, Toulouse, Marseille). Alors que lorsque les budgets-temps étaient plus faibles dans les années 1970, ils augmentent sur la période (Lille, Nantes). Enfin, l'Ile-de-France se comporte de façon particulière avec des budgets-temps de transport beaucoup plus élevés, proches de 75 min.

Globalement ces résultats constituent, comme l'ont fait les résultats de Godard (1978), un argument sérieux soutenant la stabilité des budgets-temps de transport au niveau national. Un intervalle particulièrement étroit contient l'ensemble des budgets-temps de transport français. Les différences de définitions et de méthodes employées expliquent les écarts entre la moyenne obtenue (49,3 min, incluant les déplacements marche à pied) et les résultats de Zahavi, sur les déplacements motorisés des personnes mobiles, ou ceux de Schafer, sur l'ensemble des déplacements de la population urbaine totale.

Conclusion du Chapitre 1

Au niveau agrégé, la mise en évidence de la stabilité des budgets-temps de transport repose sur la comparaison de données relativement peu homogènes. Notamment lors de la constitution de la conjecture de Zahavi, les données sont relativement peu compatibles et adaptées à une comparaison internationale. Toutefois, la persistance du résultat (l'étroitesse de l'intervalle des budgets-temps de transport, face aux multiples situations culturelles, économiques, sociales, etc.), renforce la puissance du résultat. La proximité des budgets-temps de transport en est d'autant plus remarquable au niveau agrégé.

A un niveau plus fin, la transférabilité de la stabilité des budgets-temps de transport semble fortement risquée. Tout d'abord, en raison des nombreuses questions relatives à la robustesse des données utilisées, les comparaisons internationales n'autorisent pas la généralisation de la stabilité à un niveau moins agrégé que le niveau mondial. Ensuite, les résultats aux niveaux nationaux semblent indiquer une concentration relativement forte des budgets-temps de transport moyens des agglomérations. Au niveau japonais et français, un intervalle relativement étroit contient l'ensemble des budgets-temps de transport. Toutefois au niveau national, la comparabilité des données est améliorée par rapport au niveau international. De ce fait, la significativité des relations apparaissant entre les budgets-temps de transport et certaines caractéristiques urbaines est augmentée. Ainsi, des relations telles que l'effet taille, rendent plus ambiguë la validation de la stabilité des budgets-temps de transport nationaux.

La stabilité du budget-temps de transport ne peut donc pas être acceptée comme outil de prévision de la mobilité pour une agglomération. Mais, la proximité des dépenses de transport dans les différentes agglomérations semble indiquer qu'elles sont déterminées par des processus locaux relativement proches, ou du moins convergents. Cette régularité dans la détermination des dépenses de transport temporelles semble confirmée par l'existence de relations systématiques entre les budgets-temps de transport et certaines variables.

Enfin, par l'établissement d'une forme convergente du budget-temps de transport avec la vitesse, Zahavi n'avance pas l'idée d'une loi naturelle d'ordre chronobiologique qui

conduirait à limiter les budgets-temps de transport à une heure. En effet, tout au long de son exposé Zahavi envisage les relations potentielles entre les budgets-temps de transport et les caractéristiques des agglomérations ou des individus. Il met en perspective ces relations avec la régularité des ordres de grandeur des budgets-temps de transport observés dans les différentes agglomérations. La convergence des budgets-temps de transport avec la vitesse semble être une relation potentiellement généralisable dans de nombreuses agglomérations. Les relations avec d'autres variables ne sont pas pour autant exclues. Enfin, l'application de cette forme convergente des budgets-temps de transport permet à Zahavi de construire un modèle de prévision de mobilité urbaine (le modèle UMOT) à partir de l'estimation des niveaux de budgets-temps de transport.

Chapitre 2 - L'hypothèse faible des budgets-temps de transport

La relative proximité des temps de transport observée dans les différentes régions du monde soutient l'hypothèse forte de stabilité des budgets-temps de transport. Mais, le grand nombre d'analyses réalisées au niveau agrégé semble à la fois, indiquer l'existence de particularités locales. L'étude fine des situations urbaines conduit le plus souvent à la mise en évidence de l'influence de nombreuses variables. Il n'est pas rare qu'en usant de stratifications différentes des populations, certaines études fassent apparaître des résultats qui peuvent être contradictoires. Les unes infirment la constance des budgets-temps de transport, alors que les autres illustrent des dimensions supplémentaires de la stabilité. Dans cet exercice de segmentation, les choix opérés en termes d'unité d'observation, de variables de regroupement, etc. sont primordiaux. Cet aspect des analyses des budgets-temps de transport constitue une des grandes sources de critiques de l'hypothèse forte de stabilité. En effet, la proposition de Zahavi est le plus souvent comprise comme le postulat de l'égalité des budgets-temps de transport à une heure dans toutes les villes à toutes les périodes. Ainsi, toutes les variations obtenues autour de ce niveau par les segmentations opérées constituent autant de contre-exemples invalidant la « loi » de Zahavi.

Toutefois, chacune est susceptible de constituer un exemple de régularité à considérer dans le cadre de l'hypothèse faible des budgets-temps de transport. Selon la robustesse de ces relations, certains mécanismes et schémas explicatifs des comportements de mobilité peuvent être proposés. Ainsi, les relations identifiées avancent des éléments de compréhension de la place des temps de transport dans les questions, par exemple, de choix modal, de stratégie de localisation ou d'organisation des emplois du temps.

La revue de la littérature présentée dans ce chapitre recense les dimensions identifiées explicatives des budgets-temps de transport. Tout d'abord, les travaux de Zahavi menés au niveau désagrégé illustrent la relation entre les budgets-temps de transport et les vitesses (*TT-relationship*), constituant une des bases du modèle UMOT. Ensuite, les effets des très

nombreuses variables influençant les budgets-temps de transport sont recensés. Ces derniers se révèlent sensibles aux attributs temporels et spatiaux des contextes, aux caractéristiques socio-économiques des individus et des ménages et à l'organisation des programmes d'activités.

L'identification de ces régularités pose alors la question de la pertinence et de l'usage de l'hypothèse forte de stabilité et de l'hypothèse faible de régularité des budgets-temps de transport. Tout d'abord, ces multiples sources de variation réduisent le pouvoir de représentation du budget-temps de transport moyen et donc les zones d'application de l'hypothèse forte de stabilité. Ensuite, la recherche de régularités a permis de proposer un certain nombre de mécanismes d'ajustement du comportement de mobilité au moyen des attributs des déplacements, des programmes d'activités ou des localisations.

Section I - Les multiples régularités

Les travaux de Zahavi distinguent deux niveaux dans l'analyse : le niveau agrégé, auquel est réalisée une comparaison internationale des budgets-temps de transport ; et le niveau désagrégé, auquel les budgets-temps de transport de chaque agglomération sont étudiés pour différents segments de population. Cette distinction de niveaux trouble très certainement la compréhension de la conjecture de Zahavi. En effet, paradoxalement, le budget-temps de transport est dit constant, mais à la fois sensible à certaines variables.

Ces deux conclusions sont, en fait, complémentaires. D'une part, la stabilité observée au niveau agrégé soutient le concept de « budgets de transport » en tant que dépenses de transport déterminées par un ou plusieurs mécanismes régulateurs. D'autre part, l'analyse désagrégée s'assimile à l'étude des comportements de mobilité et à l'identification de leviers sur les budgets-temps de transport relatifs à la structure urbaine, au système de transport et aux caractéristiques socio-économiques. Elle constitue alors une étape vers la compréhension des comportements de mobilité et notamment des choix d'allocation de la ressource temporelle au transport.

Dès lors, nous ne pouvons plus rechercher une confirmation ou une infirmation de l'hypothèse de stabilité des budgets-temps de transport au niveau désagrégé dans une ville ou une autre. Zahavi lui-même affirme que les budgets-temps de transport ne sont pas constants. De nombreuses variables sont susceptibles de les affecter. L'essentiel des critiques faites à

l'hypothèse de stabilité se concentrent sur l'illustration des relations entre les budgets-temps de transport et diverses variables.

En conséquence, les travaux relatifs aux budgets-temps de transport ne seront pas présentés selon une opposition entre les auteurs soutenant ou rejetant la stabilité des budgets-temps de transport. Nous aborderons cet exposé de la littérature tout d'abord, en présentant les objectifs des analyses des budgets-temps de transport et les premiers résultats de Zahavi. Puis, nous présenterons les invariants identifiés dans les dimensions temporelle et spatiale. Enfin selon les trois dimensions parmi lesquelles des leviers sur les budgets-temps de transport ont été recherchés : la structure urbaine, le système de transport et les caractéristiques socio-démographiques et économiques.

I. L'analyse des budgets-temps de transport

1. La recherche de régularités

Les premières analyses ont observé une relative stabilité des budgets-temps de transport. Mais rapidement, des variations autour du budget-temps de transport moyen sont découvertes en désagréant le niveau d'observation. La désagrégation multiplie les sources de variations potentielles. Ainsi, pour Roth et Zahavi (1981) au niveau le plus fin, les variations des indicateurs des comportements de mobilité des individus ou des ménages peuvent notamment provenir de :

- différences entre ménages en termes de caractéristiques socio-économiques,
- différences entre ménages d'un même groupe socio-économique, en termes de facteurs subjectifs, tels que les préférences,
- différences entre les personnes mobiles du même ménage,
- différences entre les jours pour une même personne mobile,
- erreurs d'échantillonnage et de codage.

De plus, une part de ces différences provient des variations des conditions de déplacement pour un même individu et entre individus. Elles peuvent s'exprimer au travers des caractéristiques des systèmes d'offre de transport, notamment en termes de performances ou d'accès au système de transport suivant la localisation des ménages. Enfin, les différences de structures urbaines peuvent expliquer certaines variations des indicateurs du comportement de

mobilité. En effet, la structure urbaine affecte à la fois la distribution des opportunités socio-économiques dans la ville et les conditions de déplacement, par les contraintes qu'elle impose sur les localisations et le système d'offre de transport.

En définitive, à un niveau d'analyse plus fin que le niveau mondial, la question soulevée par les études des budgets-temps de transport consiste davantage à savoir si les dépenses de transport sont prévisibles (ou, au moins, compréhensibles) plutôt qu'à valider leur stabilité. En conséquence, l'analyse des budgets-temps de transport s'oriente dans 3 directions (Kirby, 1981) :

- La recherche de stabilité ou de régularités transférables afin de construire un modèle prédictif. Les bases d'un tel modèle reposent sur la constance et la transférabilité de certains paramètres et certaines formes fonctionnelles. La validité du modèle dépend donc des résultats de l'étude de cette hypothèse de stabilité ou de régularité. En conséquence, les résultats du modèle sont fortement conditionnés par la précision du niveau de définition de l'hypothèse.
- La compréhension des variations. En adoptant un niveau désagrégé, l'analyste peut observer et tenter d'expliquer les différences de budgets-temps de transport entre différentes situations. A terme, une compréhension partielle des interrelations entre les différentes dimensions explicatives de la mobilité et des budgets-temps de transport (telles que la structure urbaine, le système d'offre de transport, les attributs individuels sociaux, démographiques, économiques, attitudinaux, etc.) peut être produite.
- La compréhension de la formation de l'apparente stabilité. Par l'étude des budgets-temps de transport selon les structures de population, l'analyse améliore la connaissance des mécanismes de compensation qui interviennent entre sous-groupes et qui maintiennent l'équilibre observé.

Pour la grande majorité, les études se concentrent sur les variations observées autour du budget-temps de transport moyen et mettent en évidence qu'il n'est *ni stable et ni transférable dans le temps et dans l'espace* pour un même sous-groupe de population. Relativement peu d'études disposent de séries temporelles sur les données de mobilité. Tout au plus les données sont constituées d'enquêtes réalisées à deux ou trois dates différentes selon des méthodologies

relativement proches. Malgré cette absence de séries temporelles, les analyses font apparaître des variations de long terme pour une même agglomération et une multitude de variations pour les sous-populations distinguées. Par ailleurs, les analyses en séries croisées suggèrent des variations systématiques des budgets-temps de transport selon les caractéristiques des zones et les attributs individuels.

Les travaux de Zahavi sur les budgets-temps de transport sont concentrés sur la détermination de régularités transférables entre agglomérations, afin de pouvoir prédire le budget-temps de transport dans son modèle UMOT. Pour cela, il établit le passage de l'hypothèse forte de stabilité des budgets-temps de transport à l'hypothèse faible de régularité, plus précisément, la convergence du budget-temps de transport avec la vitesse de déplacement.

2. De la constance à la convergence des budgets-temps de transport avec la vitesse

Ayant montré au niveau agrégé la remarquable proximité des budgets-temps de transport entre les différentes agglomérations et régions du monde, Zahavi recherche au niveau désagrégé l'existence de mécanismes régulateurs ou stabilisateurs explicatifs de cette stabilité. Pour cela, il se concentre sur l'étude des indicateurs de la mobilité et des caractéristiques du système d'offre de transport. Ainsi, il répond à un double enjeu :

- Relier les budgets-temps de transport aux caractéristiques de l'offre de transport, qui constituent très certainement une part des déterminants principaux de la demande de mobilité,
- Incrire les mécanismes liant mobilité et système de transport dans le cadre économique de l'offre et de la demande de transport.

Dans de nombreux travaux, Zahavi s'attache à identifier les relations possibles entre certaines grandeurs de la mobilité, essentiellement la distance parcourue, le budget-temps de transport et la vitesse de déplacement et à tester leur transférabilité. C'est notamment à partir de la validation de la transférabilité de la convergence des budgets-temps de transport avec la vitesse de déplacement que Zahavi construit le modèle de prévision de la mobilité : le *UMOT project*, qui utilise non pas la constance, mais la régularité du temps de transport avec la vitesse. De plus, ce lien entre le temps de déplacement, attribut de la demande de mobilité, et

la vitesse, caractéristique de l'offre de transport, apporte un fondement théorique à l'expression du temps de transport comme une fonction de demande de la vitesse.

C'est à la suite de multiples formalisations et tests de cette relation que Zahavi propose une relation directe et très rapidement convergente du budget-temps de transport avec la vitesse de déplacement. Il décrit la relation entre la vitesse de déplacement et le budget-temps de transport moyen par la fonction suivante :

$$BTT = b + \frac{a}{vitesse}$$

où a et b sont des coefficients à déterminer. Le niveau de b est le niveau de convergence du budget-temps de transport. Il est estimé juste inférieur à une heure de transport.

Pour l'ensemble des estimations qui ont été réalisées sur différents échantillons (figure 2-1), Zahavi obtient une convergence très rapide du budget-temps de transport moyen vers une heure. En fait, dès que la vitesse moyenne excède la vitesse de la marche à pied, le budget-temps de transport apparaît comme convergent. Dès que les 10 km/h sont atteints, soit quand la marche à pied est abandonnée, les budgets-temps de transport se regroupent dans un intervalle relativement étroit. Ainsi, avec l'accès à la motorisation, le temps consacré aux déplacements décroît, puis atteint très vite un palier à partir duquel la durée moyenne de transport se stabilise.

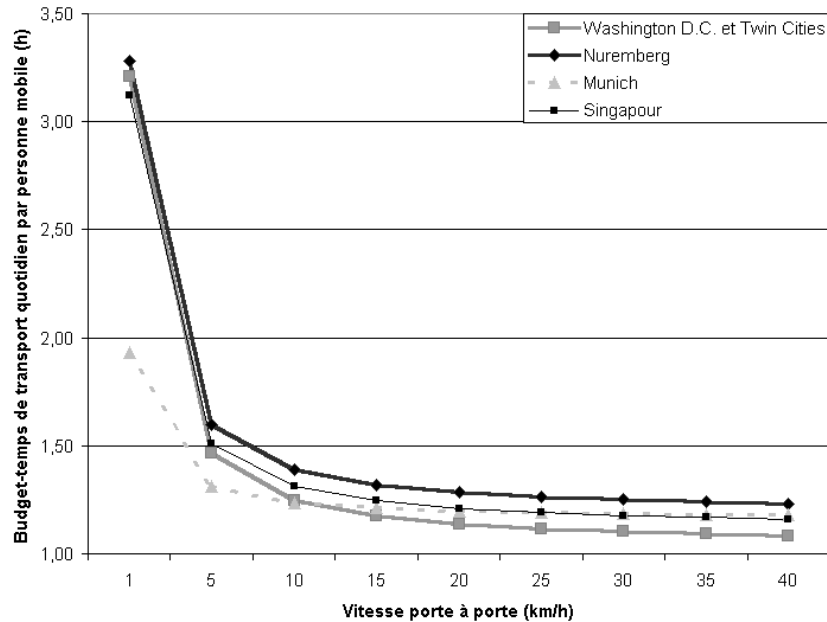
De plus, une partie de l'analyse de Zahavi (1979) et Zahavi et Talvitie (1980) s'oriente sur la relation entre les distances quotidiennes parcourues et les vitesses de déplacement. Ils mettent en évidence un lien linéaire entre les distances par personne et la vitesse porte-à-porte pour les villes de Washington, les Twin-Cities, Nuremberg, Munich et Singapour.

La régression utilisée pour l'étude de ce lien dans les différentes villes est de la forme :

$$Distance\ par\ mobile = b_0 + b_1 \cdot A \cdot vitesse + b_2 \cdot (1 - A) \cdot vitesse$$

où A vaut 1 pour l'automobile et 0 pour les transport collectifs. L'estimation de cette relation indique que les budgets-temps de transport sont relativement stables. Et surtout la relation déterminant la distance parcourue en fonction du niveau de vitesse du système d'offre apparaît transférable d'une ville à l'autre.

figure 2-1 : Temps de transport par personne mobile et vitesse porte à porte



Source : Zahavi, (1978)

Afin de justifier la forme de son modèle UMOT, Zahavi utilise la relative stabilité des dépenses temporelles et monétaires de transport, renforcée par leur convergence avec la vitesse. En effet, sous l'hypothèse de l'existence de budgets-temps de transport individuels déterminés rationnellement, il devient possible de considérer le temps de transport comme une ressource à allouer aux divers déplacements et non plus comme un coût fonction du nombre de déplacements. Ainsi dans le modèle UMOT, l'individu répartit entre les modes de déplacement, les ressources monétaires et temporelles allouées, au préalable, au poste de consommation transport. Etant donnés les niveaux de prix et de vitesses des différents modes de transport accessibles, l'individu maximise sa mobilité. La détermination des ressources allouées au transport est simplifiée en supposant qu'elles proviennent d'une étape amont du processus décisionnel de l'individu. Ce dernier conduit à une relative stabilité ou proximité des dépenses de transport. Le budget-temps de transport se détermine par la fonction convergente de la vitesse de déplacement. Et le budget monétaire de transport est une proportion fixe du revenu disponible.

II. Les régularités des budgets-temps de transport

Durant les années qui suivirent l'énoncé des hypothèses forte et faible des budgets-temps de transport, leurs usages dans les modèles de transport font l'objet d'études approfondies. Ainsi, *Transportation Research Part A* proposera un numéro spécial sur les budgets de transport en 1981 (*Personal Travel Budgets*). Peu à peu abandonnée dans les années 1980, l'étude des budgets-temps de transport est à nouveau considérée dans le cadre de la nouvelle approche de la mobilité basée sur les activités.

Les analyses des budgets-temps de transport ont recherché les variations des budgets-temps selon plusieurs dimensions :

- Le terme temporel de l'observation des budgets-temps de transport, qui révèle des variations dans le long terme entre décennies ou années, et dans le court et moyen terme, entre les mois, les jours d'observation et les horaires de déplacement,
- Les caractéristiques des zones regroupant les indicateurs géographiques généraux de l'agglomération, les attributs de la structure urbaine et du système de transport,
- Les attributs socio-économiques (statut professionnel, âge, revenu, motorisation, etc.) et les caractéristiques des programmes d'activités (durées et fréquences des activités, etc.).

Les multiples variables liées aux budgets-temps de transport sont finalement présentées dans le tableau 2-1. Et les variables *a priori* corrélées avec les budgets-temps de transport observés à Lyon en 1995 sont identifiées, dans la partie suivante, à l'aide d'une régression multiple.

1. Les variations en termes temporels – *trend* et saisonnalité

Sur le long terme, les budgets-temps de transport paraissent relativement stables, dans le sens où, ils restent contenus dans un intervalle relativement étroit. Schafer (2000) illustre cet intervalle au niveau mondial pour une trentaine d'années. Kumar et Levinson (1995) observent la relative stabilité du budget-temps de transport américain pour la période 1954-1990. Et Metz (2003) illustre la stabilité du temps de transport annuel moyen des villes anglaises sur la période 1972/73 à 1999/2001. Cependant, les budgets-temps de transport pour chaque agglomération ne paraissent pas pouvoir soutenir l'hypothèse de stabilité dans le temps. Les variations des budgets-temps de transport dépendent selon les régions et les villes étudiées du terme temporel utilisé. Dès un niveau d'analyse plus fin que le niveau mondial,

d'autres résultats illustrent la faible stabilité des budgets-temps de transport dans le temps. Ainsi, au niveau national, Van den Broek et al. (2004) montrent pour les Pays-Bas une augmentation significative du temps de transport hebdomadaire obtenu lors d'une enquête des emplois du temps nationaux réalisée régulièrement entre 1975 (6,6 h) et 2000 (8,4 h). Sur la base des résultats de Tanner (1979), Gunn (1981) montre la croissance des dépenses temporelles quotidiennes de transport en Angleterre de 1953 (45 min) à 1976 (52 min). Tout comme Mackett (1995) observe une hausse des distances parcourues et des budgets-temps de transport en Angleterre sur les décennies 1970 et 1980.

Au niveau des aires urbaines, Levinson et Wu (2005) rejettent la stabilité des budgets-temps de transport pour Washington entre 1968 et 1994 et pour les Twin-Cities entre 1990 et 2000. Kitamura et al. (2003) obtiennent des budgets-temps de transport croissants pour l'aire métropolitaine de Kyoto-Osaka-Kobe, entre 1970 et 2000. Purvis (1994) observe une croissance du budget-temps de transport par mobile pour San Francisco entre 1965 et 1981, et une baisse entre 1981 et 1990. Armoogum et al. (2003) illustrent des budgets-temps croissants pour Paris, Lyon et Lille entre 1976-1977 et 1995-1998. Enfin, les résultats de Quetelard (1998) sur les budgets-temps de transport des agglomérations françaises illustrent des tendances opposées selon les agglomérations. A Toulouse, Grenoble et Marseille une baisse du budget-temps est observée entre les années 1970 et 1990. Alors que Paris, Lyon, Lille et Nantes voient leurs budgets-temps croître sur la période.

Par ailleurs, certaines saisonnalités apparaissent. Tout d'abord au niveau mensuel, Kumar et Levinson (1995) ont constaté des variations d'environ 10 % entre les mois observés. L'été semble correspondre à des budgets-temps de déplacement plus élevés d'environ 10 min. Au niveau hebdomadaire, Schönfelder et Axhausen (2000) constatent l'existence de cycles dans les rythmes hebdomadaires. Les variations du temps alloué au transport par semaine sont plus faibles que celles du budget-temps de transport quotidien entre différents jours de semaine (Goodwin, 1978). Ces variations quotidiennes sont observées par un grand nombre d'études (tableau 2-1). Le vendredi affiche une mobilité plus importante qui se traduit par un budget-temps de transport moyen plus élevé que les autres jours de la semaine (Prendergast et Williams, 1981). Enfin, les horaires des déplacements affectent leur durée (Hamed et Mannering, 1993 ; Ma et Goulias, 1998). Cela souligne les interactions existant entre les

niveaux de mobilité et les horaires de déplacement et les impacts potentiels des adaptations au cours de la journée des programmes d'activités.

2. Les variations en termes spatiaux

a) Effet régional

Un premier effet spatial envisageable en quittant le niveau d'analyse agrégé mondial est un effet régional. Cet effet est constaté à l'intérieur des Etats-Unis par Levinson (1999) qui constate des budgets-temps de transport régionaux différents. Ainsi, la région Centre-Atlantique a des budgets-temps de transport plus faibles que la région des Rocheuses. Une telle différenciation est aussi retrouvée entre les pays européens (Eurostat, 2003, figure 1-3). Ou entre certaines régions américaines et certains pays européens, comme la différence entre la Californie et les Pays-Bas illustrée par Kitamura et al. (1992), ou la différence entre la Grande-Bretagne et les Etats-Unis (Giuliano et Narayan., 2003). De la même façon, Schwanen (2002) montre une forte dispersion des temps de trajet à motif travail dans les villes européennes.

A un niveau plus fin, les budgets-temps de transport peuvent être examinés en fonction des critères géographiques standards des régions étudiées, comme par exemple, la taille de l'agglomération, la densité urbaine, ou en fonction d'une typologie des zones urbaines.

b) Taille et densité de l'agglomération - structure urbaine

La comparaison des caractéristiques moyennes des agglomérations en lien avec leur budget-temps de transport moyen ne révèle pas de tendance systématique. Ainsi, seule une partie des études identifie quelques effets relativement faibles des caractéristiques de la structure urbaine.

La taille de la ville semble affecter le niveau de budget-temps de transport moyen. Ainsi, Godard (1978) montre que les budgets-temps de transport moyens des agglomérations françaises paraissent croissants avec la taille de la ville, mesurée par le niveau de population. Le même constat peut être fait des résultats de Quetelard (1998) qui illustrent un effet taille sur les budgets-temps de transport des villes françaises (figure 1-9). Par exemple, les résultats indiquent un seuil de 50 min pour les villes de plus de 500000 habitants. Ce léger effet taille semble également observé par l'étude de Wigan et Morris (1979), entre les villes

australiennes de Melbourne et Albury/Wodonga. Katiyar et Ohta (1993) font apparaître des budgets-temps de transport plus importants pour les villes japonaises les plus grandes (tableau 1-3).

Enfin, cet effet de taille se dégage plus clairement pour les temps de déplacement à motif travail. La régression linéaire effectuée sur un échantillon de 61 villes américaines par Izraeli et McCarthy (1985) met en évidence l'effet de la taille des villes. De même, Gordon et al. (1991) et Schwanen (2002) montrent que ce temps de transport pour le motif travail est plus élevé dans les grandes villes et les villes denses.

Concernant la densité, Tanner (1961) montre que les dépenses temporelles de transport (marche-à-pied exclue) sont positivement corrélées à la densité et aux vitesses de déplacement. Ainsi, les zones rurales affichent des vitesses de déplacement plus élevées et des budgets-temps de transport plus faibles que les autres zones. Et les grandes zones urbaines ont les vitesses les plus faibles et les budgets-temps de transport les plus élevés. Ces résultats semblent confirmés par Gunn (1981). Il obtient pour les zones dont la densité résidentielle est la plus élevée les budgets-temps de transport les plus élevés. Et les zones les moins denses affichent les budgets-temps de transport les plus faibles. Mais entre ces deux extrêmes, l'effet de la densité résidentielle sur les budgets-temps de transport est faible. De même, Van der Hoorn (1979) obtient les budgets-temps de transport hebdomadaires les plus élevés pour les zones les plus denses. Et Landrock (1981) observe les budgets-temps de transport les plus élevés pour la métropole londonienne.

Izraeli et McCarthy avancent notamment les hypothèses suivant lesquelles :

- Les grandes villes ont un espace plus contraint, les empêchant de construire de nouvelles infrastructures et des pôles d'activités secondaires, nécessaires à la réduction de la congestion,
- La densité des villes a deux effets : le premier est la création de congestion, le second est la fuite de la concentration urbaine qui incite les individus à quitter le centre-ville pour la périphérie.

Cependant, Levinson (1999) donne l'exemple d'un très faible effet de taille pour les villes américaines. Par ailleurs, l'effet de la densité sur les budgets-temps de transport reste peu

démontré²³. Levinson (1999) constate un effet positif significatif de la densité sur le budget-temps de transport, mais qui reste très faible (1 % de la variance des budgets-temps seulement est expliquée par la variance de la densité). En définitive, la densité urbaine est très certainement un indicateur de la congestion et de la distance au(x) centre(s) métropolitain(s), plus que de la concentration elle-même (Levinson, 1999). En ce sens, la densité peut donc avoir plusieurs effets opposés sur les durées de déplacement : un effet d'attraction des trafics, un effet de réduction des distances et un effet de congestion. Enfin, ces effets de taille et de densité sont accompagnés d'effets relatifs à l'âge du bâti et à la part modale des transports publics.

L'ensemble de ces relations semble indiquer que les grandes villes denses, souvent les plus anciennes et usant relativement plus des transports publics sont des villes congestionnées et contraintes par leur espace. Ainsi, dans ces villes, les vitesses sont plus lentes, les distances parcourues sont plus élevées et, en conséquence les temps de transport sont plus importants que dans des villes moins denses, éventuellement polycentriques et bénéficiant de bonnes vitesses de déplacement²⁴.

Par ailleurs, l'analyse des localisations résidentielles des ménages révèle des relations contradictoires. Downes et Morrell (1981) observent des budgets-temps de transport par ménage stables pour toutes les « couronnes » de Reading. Supernak (1982) obtient des budgets-temps de transport plus élevés pour la zone urbaine de Baltimore, que la zone suburbaine. Mais, il observe le résultat inverse pour les Twin-Cities.

²³ L'essentiel des études des relations entre les formes urbaines et les mobilités se concentrent généralement sur les distances, les nombres de déplacements ou le partage modal. Les aspects temporels de la mobilité sont très rarement abordés ou uniquement au travers du temps de déplacement domicile-travail.

²⁴ Les travaux de Newman, Kenworthy et Laube (Kenworthy et Laube, 1996, 1999 ; Newman et Kenworthy 1989, 1996, 1998) ont fortement contribué aux fondements de cette opposition entre les villes denses européennes et les villes étalées américaines. Les auteurs ont notamment montré la relation entre la densité urbaine et les distances parcourues, les émissions polluantes et la dépendance automobile. Toutefois, cette opposition est rarement étudiée en termes de temps de déplacement. Comme le montrera le chapitre 3, l'écart entre les niveaux de budgets-temps de transport motorisé moyens des profils d'agglomération n'indique pas un allongement des temps de déplacement des villes denses. Au contraire, de façon paradoxale, ce sont les villes affichant les vitesses les plus rapides qui ont les budgets-temps de transport motorisé les plus élevés.

Enfin, Gordon et al. (1989) avancent que la raison pour laquelle les budgets-temps de transport dans les grandes villes sont plus élevés réside dans la structure de l'espace urbain et non dans la densité. Ainsi, l'effet de la densité sur la mobilité dans une ville polycentrique n'est pas déterminé aussi directement que dans une ville monocentrique, où la densité est synonyme de distances parcourues réduites.

c) Type de zones

De façon plus générale, les zones et les villes sont décrites par des qualificatifs multiples, tels que villes compactes, villes nouvelles, zones centrale, intérieure, extérieure et intermédiaire ou encore, zones équilibrées, résidentielles ou d'emplois, etc. (Downes et Morrell, 1981 ; Supernak, 1982 ; Cervero, 1995). Ces qualificatifs sont utilisés pour synthétiser un ensemble de caractéristiques urbaines. Et de la même façon que pour la densité, les relations entre les types de zone et les budgets-temps de transport sont relativement incertaines. Ainsi, Downes et Morrell (1981) observent des budgets-temps de transport relativement équivalents entre les zones intérieures, intermédiaires et extérieures de Reading. Barnes et Davies (2001) ne trouvent de différence significative qu'entre les budgets-temps de transport des habitants de la zone rural des Twin-Cities et les habitants du centre-ville. Les ruraux ont des temps de déplacement plus élevés que les centraux. Kitamura et al. (2003) constatent, dans la région métropolitaine de Kei-Han-Shin observée en 1970, 1980, 1990 et 2000, des effets positifs de la résidence dans une zone suburbaine qui se réduisent avec le temps.

Cette incertitude est partagée par la littérature relative aux interactions entre l'usage du sol et la mobilité, que nous aborderons dans le chapitre 4. En effet, l'étude de ces interactions a fait apparaître la diversité des impacts des caractéristiques des usages du sol sur les indicateurs de mobilité, telles que la distance parcourue, le partage modal et les temps de déplacement (Kenworthy et Laube, 1999 ; Stead, 1999 ; Badoe et Miller, 2000 ; Crane, 2000 ; Cervero, 2002 ; Dieleman et al., 2002 ; Meurs et Van Wee, 2003 ; Van Wee et Maat, 2003). Ces derniers sont essentiellement analysés au travers des durées moyennes par déplacement ou des durées moyennes de déplacement domicile-travail.

Comme nous le verrons par la suite, la densité reste un indicateur très général de la forme urbaine et synthétise tout un ensemble d'attributs urbains, tels que la concentration des

aménités, leur accessibilité, leur mixité ou l'orientation du système de transport vers les transports collectifs, un réseau viaire propice à la marche à pied, etc. Il en résulte une certaine difficulté pour déterminer l'effet de la structure urbaine sur les temps de déplacement. Les multiples interactions entre l'agencement urbain, les systèmes de transport et les choix de mobilité et de localisation rendent particulièrement complexe l'interprétation des résultats issus de cette voie de recherche.

De façon générale, une opposition entre deux systèmes urbains semble avérée. D'une part, une ville étalée et dispersée, dont le système de transport repose essentiellement sur l'automobile. Et d'autre part, une ville dense où les déplacements sont réalisés par un usage relativement équilibré entre l'automobile et les autres modes.

3. Les variations en termes de caractéristiques individuelles socio-économiques

Les dépenses temporelles de transport révèlent des variations importantes et systématiques selon certaines caractéristiques personnelles ou du ménage. Mais, l'interdépendance des différentes variables socio-économiques rend parfois les résultats contradictoires. Il en résulte une multitude d'effets identifiés pour de nombreuses caractéristiques individuelles socio-économiques ou des programmes d'activités. Une présentation de ces effets est proposée par Mokhtarian et Chen (2004) et regroupe les variables qui ont été le plus souvent testées, telles que l'âge, le statut professionnel, la motorisation, etc. Une révision de ces effets est présentée dans le tableau 2-1.

Parmi les travaux les plus récents se concentrant sur les budgets-temps de transport quotidiens, les deux études suivantes abordent toutes deux la modélisation des budgets-temps de transport à l'aide d'observations sur plusieurs périodes. La première (Kitamura et al., 2003) teste la régularité dans le temps des effets de variables socio-économiques sur les budgets-temps de transport. La seconde étude (Armoogum et al., 2003) propose une prévision des budgets-temps de transport pour différents groupes sociaux établie par la prolongation des tendances observées dans trois villes à trois dates.

Ainsi, Kitamura et al. (2003) régressent les temps de transport quotidiens de la région métropolitaine de Kei-Han-Shin observés en 1970, 1980, 1990 et 2000 sur un ensemble de variables relatives aux attributs socio-économiques des individus et des ménages, des

indicateurs d'accessibilité et de localisation résidentielle. Dans le but d'identifier des régularités significatives dans les relations entre les variables et les budgets-temps de transport, les auteurs testent la significativité des variations des coefficients entre les années. Ainsi, certains effets semblent évoluer entre les enquêtes. Par exemple, l'effet négatif des classes d'âge de 25-34 ans et 35-44 ans augmente sur la période 1990-2000, et l'effet négatif associé aux femmes avec enfants diminue. L'effet positif de la motorisation augmente, alors que les effets positifs de la résidence dans une zone suburbaine diminuent. Et l'effet négatif de l'accessibilité à l'emploi diminue et celui positif de l'accessibilité à la population augmente.

Armoogum et al. (2003) proposent un modèle longitudinal basé sur l'approche démographique « âge-cohorte ». L'impact de l'âge sur les temps de transport est décomposé en plusieurs éléments. Tout d'abord, l'effet du cycle de vie représentatif de la période d'observation correspond à l'évolution des comportements de mobilité liée à l'âge. Ensuite, le « saut de génération » tient compte des comportements de mobilité propres aux individus appartenant à une même génération. Enfin, l'effet propre à la période indique l'impact du contexte socio-économique global sur la mobilité. Ainsi, cette approche démographique décompose l'effet de l'âge observé sur plusieurs dates en un effet de génération et un effet de position dans le cycle de vie.

Formellement un indicateur de la mobilité, tel que le budget-temps de transport peut être décomposé de la façon suivante :

$$\pi_{a,k} = \alpha_a + \gamma_k + \varepsilon_{a,k}$$

où $\pi_{a,k}$ mesure le budget-temps de transport observé à la date $t=a+k$ d'un individu d'âge a et appartenant à la génération k . α_a mesure le comportement de la génération de référence à l'âge a . Cet élément définit le profil standard durant le cycle de vie. γ_k mesure le saut entre la cohorte k et la cohorte de référence : k_0 , $\varepsilon_{a,k}$ est le résidu du modèle.

Le modèle est estimé pour les villes de Paris, Lille et Lyon. Chacune est observée à trois dates entre 1975 et 2000. Les budgets-temps de transport sur la période observée sont significativement expliqués par le modèle âge-cohorte pour les trois villes.

La prolongation des tendances produit une estimation des budgets-temps de transport pour chaque ville à un horizon de trente ans et aussi pour différents groupes de population. Ainsi,

la hausse des temps de transport observée pour les trois villes se prolonge à l'horizon 2030, avec une hausse de 3 min pour Paris et 4 min pour Lille et Lyon. Et par exemple, le modèle prédit une hausse des budgets-temps de transport des résidents des zones suburbaines de Paris alors que celui des habitants de la zone centre décroît. Pour Lille et Lyon, les budgets-temps de transport sont plus élevés au centre qu'en périphérie. Les individus non-motorisés de Lille ont un budget-temps fortement croissant, alors que dans les autres agglomérations, les mêmes populations ont un budget-temps stable (Paris) et décroissant (Lyon). Enfin, l'écart entre les budgets-temps des hommes et des femmes se réduit, en raison de la hausse du budget-temps de transport des femmes dans les trois agglomérations.

Les résultats de ces deux travaux confirment la proposition de Zahavi et Talvitie (1980) selon laquelle, les budgets-temps de transport peuvent être expliqués par certaines variables. Cependant, ils montrent aussi l'existence d'un grand nombre d'effets potentiels et l'opposition de leur direction selon les villes.

De la même façon, un bon nombre des effets des caractéristiques socio-économiques identifiés dans le tableau 2-1 sont illustrés pour certaines villes françaises par les travaux de Quetelard (1998). Comme Godard (1978) l'avait réalisé, en désagrégant le budget-temps de transport moyen par agglomération, Quetelard montre que d'autres variables peuvent affecter les budgets-temps de transport. L'analyse de quatre enquêtes ménages (Grenoble 1985 et 1992, Cherbourg 1994 et Marseille 1988) indique que le budget-temps de transport semble :

- croissant avec la motorisation,
- plus élevé pour les hommes que pour les femmes,
- croissant avec la taille du ménage,
- lié à l'âge,
- plus élevé pour les personnes possédant le permis de conduire,
- lié à la position de l'individu dans le ménage,
- croissant avec le niveau d'étude,
- lié à la catégorie socioprofessionnelle.

Mais, les résultats de cette analyse en séries croisées sont nuancés par l'étude de l'évolution des budgets-temps de transport, à partir des enquêtes ménages de Lyon 1976-1985-1995, Grenoble 1978-1985-1992 et Belfort 1983-1992, qui fait apparaître des relations divergentes

selon les villes. Les évolutions des budgets-temps selon les caractéristiques des personnes (sexe, âge, niveau d'étude, statut de la personne, position dans le ménage, possession du permis de conduire, motorisation du ménage) sont différentes dans les trois agglomérations étudiées. Les structures des budgets-temps de transport par mode de déplacement évoluent au bénéfice de la voiture particulière. Et les structures des budgets-temps de transport selon les motifs de déplacement font apparaître une baisse du temps de transport des déplacements domicile-travail, au bénéfice des déplacements à motif de loisir.

Du fait des interrelations entre les caractéristiques individuelles et les programmes d'activités, certaines études ont défini des profils d'individu sur la base du croisement de plusieurs variables. Comme le propose Kaufmann (1999), les comportements de mobilité et les activités de la vie quotidienne peuvent s'articuler autour de quatre « sphères d'activités » (sphère du travail, sphère de l'engagement, sphère domestique, sphère du temps libre). Ces sphères de la vie quotidienne constituent les modes de vie, soit le reflet des aspirations des personnes et des contraintes de la vie quotidienne. Les mobilités spécifiques associées à chaque sphère constituent la dimension spatialisée des modes de vie. Ainsi, trois idéaux-types peuvent être énoncés : le mode de vie « citadin », le mode de vie « californien », le mode de vie « métropolitain ». Chacun se caractérise spatialement par rapport à la structure urbaine, au système de transport et est associé aux individus selon leur classe d'âge, leur structure familiale, etc. Ce type d'approche, définissant des styles de vie, est notamment développé par Principio et Pas (1997). Ils définissent sept styles de vie en fonction des programmes d'activités et montrent les différences en termes de nombres de déplacements, de chaînes de déplacements et de temps quotidiens de déplacement. Par exemple, les travailleurs actifs (*active workers*) ont les plus grands nombres de déplacements, de chaînes et les plus longs budgets-temps de transport. Les « socialisants » (*socializers*), qui consacrent plus de la moitié de leur temps aux activités sociales, sont caractérisés par les plus faibles nombres de déplacements et de chaînes et par une gestion peu efficace de leur chaîne de déplacements.

4. Les variations en termes de programmes d'activités

Avec le développement des analyses orientées sur les activités, les études des budgets-temps des activités se sont multipliées. Il en résulte une multitude de résultats relatifs aux durées de déplacement. Les relations entre les temps de transport et les durées des activités associées sont étudiées selon de nombreuses approches. Le budget-temps de transport quotidien est relativement peu étudié directement en relation avec les autres activités. Le plus souvent, il est décomposé en durées de déplacement par motif à destination ou en durées de déplacement quotidien selon le type d'activité associée. Face au nombre important d'études orientées sur les activités et traitant les durées de déplacement, la revue des effets des attributs des activités, présentées dans le tableau 2-1, ne peut prétendre à l'exhaustivité.

Une représentation simplifiée de l'allocation des temps aux activités mérite d'être soulignée. Kitamura et al. (1992) initient une recherche de proportionnalités entre les temps d'activités, hors temps de transport associés, et le temps total disponible. La proportionnalité n'est pas soutenue par les résultats de l'estimation pour les activités non-transport. La proportionnalité par rapport au temps disponible est recherchée pour les temps de transport quotidiens, les durées de trajets domicile-travail et les durées de transport pour des activités non-travail. Le temps de travail est introduit aux côtés des variables socio-économiques pour l'estimation de ces proportionnalités. Il apparaît que la durée du trajet domicile-travail est positivement corrélée avec la durée de travail. Les budgets-temps de transport quotidiens ne sont pas stables, notamment en raison des variations des durées des déplacements pour des motifs non-travail. Mais, la stabilité de la proportionnalité du temps de transport par rapport au temps total disponible après déduction du temps de travail, semble être assurée par l'ajustement des durées de transport pour d'autres motifs que le travail. En effet, une compensation semble s'opérer entre le temps de déplacement pour le travail et la durée des déplacements pour d'autres motifs.

Par ailleurs, la relation de proportionnalité entre le temps de transport et la durée de l'activité associée est testée par Dijst et Vidakovic (2000) et Schwanen et Dijst (2002). Ils proposent la théorie du « ratio du temps de transport ». Selon cette proposition, les individus arbitrent entre le temps de trajet et le temps de l'activité à destination. Le ratio des temps de transport sur la somme du temps d'activité et de la durée de l'activité reflète alors cet

arbitrage (Dijst et Vidakovic, 2000). Les individus accèdent alors aux activités dont la localisation satisfait un ratio de temps de transport de niveau acceptable. Les auteurs se concentrent sur la relation entre la durée de travail et le temps de trajet domicile-travail à partir de l'enquête nationale des Pays-Bas de 1998. Le ratio de temps de trajet pour le travail est de 0,105 et la médiane est de 0,085. La majorité des individus ont donc un ratio inférieur à 10%. L'ensemble de leurs résultats illustre la relative stabilité du ratio de temps de trajet pour le travail, par rapport aux variables socio-économiques et indique que les ratios sont plus élevés dans les zones périurbaines.

tableau 2-1 : Tableau des effets sur le budget-temps de transport

Variables	Relations	Etudes
<i>Variations en termes temporels</i>		
Tendance de long terme (annuelle)	+	Tanner (1961)b ; Godard (1978)b ; Gunn (1981)b ; Purvis (1994)bce ; Levinson et Kumar (1995)b ; Mackett (1995)b ; Quetelard (1998)b ; Armoogum et al. (2003)b ; Kitamura et al. (2003)b ; Van den Broek et al. (2004)a ; Levinson et Wu (2005)b
	0	Kumar et Levinson (1995)b ; Schafer (2000)b ; Metz (2003)ai
Mois de l'année	S	Kumar et Levinson (1995)b
Semaine	C	Goodwin (1978)b ; Schönfelder et Axhausen (2000)a
Jour de la semaine	S	Van der Hoorn (1979)a ; Zahavi et Talvitie (1980)c ; Prendergast et Williams (1981)bc ; Kumar et Levinson (1995)b ; Quetelard (1998)b
Horaire de la journée	-	Ma et Goulias (1998)h
Horaire de départ du travail en heure de pointe	+	Hamed et Mannering (1993)d
Départ tardif du domicile	-	Ma et Goulias (1998)h
<i>Caractéristiques des zones</i>		
Effet régional	C	Kitamura et al. (1992)a ; Levinson (1999)b ; Schwanen (2002)d ; Timmermans et al. (2002)g ; Eurostat (2003)b ; Giuliano et al. (2003)b
Type de zone	S	Tanner (1961)b ; Van der Hoorn (1979)a ; Downes et Morrell (1981)b ; Landrock (1981)bc ; Supernak (1982)b ; Kitamura et al. (1992)a ; Cervero (1995)h ; Rutherford et al. (1997)b ; Barnes et Davies (2001)b ; Kitamura et al. (2003)b
Densité de population	0	Goodwin (1976, 1978)b ; Tanner (1981)b ; Gordon et al. (1991)dh ; Metz (2003)i
	+	Tanner (1961)b ; Van der Hoorn (1979)a ; Gunn (1981)b ; Landrock (1981)bc ; Levinson (1999)b
Population x densité de population	0	Landrock (1981)bc

tableau 2-1 : Tableau des effets sur le budget-temps de transport (suite)

Variables	Relations	Etudes
Taille des villes (Population ou surface)	+	Godard (1978)b ; Morris et Wigan (1979) ; Izraeli et McCarthy (1985)b ; Gordon et al. (1991)dh ; Katiyar et Ohta (1993)b ; Quetelard (1998)b ; Schwanen (2002)d
Ancienneté dans le quartier	-	Hamed et Mannering (1993)d
Distance au centre	0	Chumak et Braaksma (1981)c
<i>Caractéristiques socio-économiques</i>		
Age (classes d'âge)	C	Williams (1978)be ; Gunn (1981)b ; Prendergast et Williams (1981)bc ; Kitamura et al. (1992)a et (2003)b ; Rutherford et al. (1996)b ; Quetelard (1998)b ; Metz (2003)i
	0	Roth et Zahavi (1981)b
Motorisation	+	Godard (1978)b ; Van der Hoorn (1979)a ; Chumak et Braaksma (1981)c ; Prendergast et Williams (1981)bc ; Purvis (1994)e ; Quetelard (1998)b ; Lu et Pas (1999)b ; Kitamura et al. (2003)b ; Metz (2003)i
	-	Zahavi et Talvitie (1980)c ; Roth et Zahavi (1981)c
	0	Bullock et al. (1974)b ; Downes et Morrell (1981)b ; Purvis (1994)b
	?	Goodwin (1976)b ; Zahavi et Talvitie (1980)c
Statut professionnel	S	Bullock et al. (1974)b ; Williams (1978)be ; Van der Hoorn (1979)a ; Zahavi et Talvitie (1980)c ; Chumak et Braaksma (1981)c ; Prendergast et Williams (1981)bc ; Roth et Zahavi (1981)c ; Wigan et Morris (1981)b ; Supernak (1982)b ; Kraan (1996)a ; Robinson (1997)a ; Ma et Goulias (1998)h ; Quetelard (1998)b ; Lu et Pas (1999)b
Genre	S	Williams (1978)be ; Zahavi et Talvitie (1980)c ; Gunn (1981)b ; Prendergast et Williams (1981)bc ; Roth et Zahavi (1981)c ; Wigan et Morris (1981)b ; Kitamura et al. (1992)a et (2003)b ; Levinson et Kumar (1995)b ; Robinson (1997)a ; Quetelard (1998)b ; Lu et Pas (1999)b
Genre x Age	S	Prendergast et Williams (1981)bc
Genre x Type de zone	S	Gunn (1981)b
Genre x Statut professionnel	S	Prendergast et Williams (1981)bc ; Robinson (1997)a ; Timmermans et al. (2002)g

tableau 2-1 : Tableau des effets sur le budget-temps de transport (suite)

Variables	Relations	Etudes
Genre x Statut marital	S	Prendergast et Williams (1981)bc
Genre x Présence d'enfants	-	Kitamura et al. (2003)b
Permis de conduire	+	Quetelard (1998)b
Position dans le ménage	S	Quetelard (1998)b
Niveau d'éducation	+	Quetelard (1998)b
Taille du ménage	?	Zahavi et Talvitie (1980)c
	-	Purvis (1994)b
	+	Purvis (1994)e ; Quetelard (1998)b
	0	Roth et Zahavi (1981)c
Taille du ménage x motorisation	?	Zahavi et Talvitie (1980)c
Revenu	+	Zahavi et Talvitie (1980)c ; Prendergast et Williams (1981)bc ; Roth et Zahavi (1981)c ; Tanner (1981)b ; Lu et Pas (1999)b ; Metz (2003)i
	-	Roth et Zahavi (1981)c
	S	Gunn (1981)b
	0	Zahavi et Talvitie (1980)c ; Roth et Zahavi (1981)c
Nombre d'actifs	+	Lu et Pas (1999)b
Nombre d'enfants	+	Lu et Pas (1999)b
Type d'emploi	S	Gunn (1981)b
Type d'emploi x age	S	Gunn (1981)b
Type d'individu	S	Van der Hoorn (1979)a ; Roth et Zahavi (1981)c ; Levinson et Kumar (1995)b ; Kraan (1996)a ; Golob et McNally (1997)f ; Principio et Pas (1997)

tableau 2-1 : Tableau des effets sur le budget-temps de transport (suite)

Variables	Relations	Etudes
<i>Caractéristiques des programmes activités</i>		
Durée d'activité à destination	+	Hamed et Mannering (1993)d ; Golob et McNally (1997)f ; Kitamura et al. (1998) ; Goulias et al. (1998)b ; Levinson (1999)g ; Lu et Pas (1999)
	-	Bhat et Misra (1999)d ; Levinson (1999)b ; Chen et Mokhtarian (2005)b
Type d'activité	S	Hamed et Mannering (1993)d ; Timmermans et al. (2002)g
Fréquence d'activités	S	Levinson (1999)g ;
Durée du déplacement précédent à destination de différents motifs	C	Ma et Goulias (1998)h
Nombre d'activités précédentes dans la même journée	-	Ma et Goulias (1998)h
Durée des autres activités et du transport dans la même journée	-	Ma et Goulias (1998)h
Temps total disponible (24h)	-	Kitamura et al. (1992)a
Temps total des activités hors-domicile	+	Lu et Pas (1997)a
Mode de transport	S	Goodwin (1976)b ; Chumak et Braaksma (1981)c ; Prendergast et Williams (1981)bc ; Roth et Zahavi (1981)c ; Tanner (1981)b ; Golob (1990a)b

Source : d'après Mokhtarian et Chen, (2004)

+ : relation positive entre la variable et le temps de transport

- : relation négative entre la variable et le temps de transport

0 : relation non-significative entre la variable et le temps de transport

? : direction de la relation non claire

C : relation significative obtenue avec une variable ordinale, mais dont l'effet ne se résume pas à + ou - (par exemple, la classe d'âges de 20 à 30 ans correspond à des temps de transport supérieurs aux autres classes d'âges.)

S : relation significative obtenue avec une variable nominale catégorielle dont l'effet ne se résume pas à + ou -

a : temps de transport par personne par semaine

b : temps de transport par personne par jour

c : temps de transport par personne mobile par jour

d : temps de transport domicile-travail par personne par jour

e : temps de transport par ménage par jour

f : temps de transport total vers les activités hors-domicile en 2 jours

g : durée de déplacement par motif par personne

h : temps de transport par déplacement par personne

i : temps de transport annuel par personne

III. L'illustration des régularités de Lyon

Afin d'explorer et d'illustrer les relations entre les budgets-temps de transport et les attributs socio-économiques, une première analyse est proposée. Les budgets-temps de transport observés par l'enquête ménages de Lyon en 1995 sont estimés par une régression linéaire multiple.

1. Les données et les méthodes

L'étude désagrégée des temps de transport quotidiens proposée ici repose sur les données de l'enquête ménages menée à Lyon, par le CERTU entre novembre 1994 et avril 1995. Cette base de données renseigne les caractéristiques socio-démographiques et de mobilité de 6000 ménages et de chaque individu du ménage. Elle informe aussi sur la mobilité un jour de semaine de l'ensemble des membres du ménage de plus de 5 ans. Chaque déplacement est décrit par (a) les horaires de début et de fin de déplacement, (b) le type d'activité poursuivie à l'origine et à la destination de chaque déplacement, (c) le mode de transport du déplacement. Ainsi, l'emploi du temps quotidien hors-domicile peut être reconstitué du premier au dernier déplacement de la journée.

Un certain nombre de corrections et d'ajustements ont été nécessaires. Le travail réalisé sur les durées de transport et les durées d'activités a notamment permis de vérifier et corriger la non-pertinence de certains horaires renseignés dans la base. Lorsque ces horaires n'ont pas pu être corrigés, les individus correspondants ont du être éliminés de l'échantillon. De la même façon, les individus pour lesquels l'enquête ne révèle qu'un seul déplacement dans la journée ont été éliminés. Dans un second temps, afin de se concentrer sur le comportement d'allocation de temps à la mobilité il a été nécessaire de réduire le champ spatial de l'analyse au seul domaine de la mobilité urbaine quotidienne régulière ou non-exceptionnelle. En conséquence, les individus sortant de la zone enquêtée de l'agglomération lyonnaise et les individus dont le budget-temps de transport est supérieur à 360 min (6 h) sont volontairement écartés de l'analyse. Enfin, l'analyse se concentre uniquement sur la population mobile la journée enquêtée. En raison de l'absence d'information sur les activités à domicile, le comportement décisionnel relatif à l'engagement dans une ou plusieurs activités hors-domicile ne peut être analysé. Nous sommes donc contraints pour pouvoir intégrer cet aspect

de l'analyse, de considérer deux phases dans le processus décisionnel de la mobilité : (1) la participation à une activité hors-domicile et (2) le temps consacré à l'activité et à la mobilité correspondante.

L'usage d'une enquête déplacements pour l'analyse du transport comme une demande dérivée des activités rencontre certaines limites (Pendyala et Bhat, 2002). Notamment, ce type d'enquête ne recueille pas d'information sur les activités simultanées ou multiples poursuivies sur une même localisation.

Enfin, rappelons que dans l'objectif d'analyser les budgets-temps de transport, nous sommes contraints de nous limiter à l'étude de l'allocation de temps au transport, qui ne représente qu'une partie du processus décisionnel dans lequel la mobilité est une demande dérivée des activités.

Les annexes II, III et IV présentent les données, leur traitement et les définitions des variables utilisées. Notamment, l'annexe III décrit les données écartées par ces multiples corrections et ajustements et la variation résultante dans la distribution des budgets-temps de transport. Notons que la majeure partie des budgets-temps de transport les plus élevés est le fait d'horaires erronés, de déplacements uniques ou de déplacements hors-zone. L'analyse des budgets-temps de transport présentée dans la partie suivante repose sur les données correspondant aux horaires corrigés, excluant les déplacements uniques et les individus sortant de la zone d'enquête.

2. L'analyse des budgets-temps de transport

Les statistiques descriptives du tableau 2-2 montrent un budget-temps de transport moyen proche de ceux obtenus par Zahavi ou Schafer. Ici, les déplacements d'une durée supérieure à 6 h (moins de 1 % de l'échantillon) et ceux sortant de l'aire urbaine (moins de 5 % de l'échantillon) sont exclus de l'analyse.

tableau 2-2 : Statistiques descriptives des budgets-temps de transport (en min)

Moyenne	72,21	Médiane	60	Intervalle Interquartile	55
Ecart type	46,99	Mode	60	Intervalle des valeurs	353
N	11232	Quantile 75% (Q3)	95	Quantile 25% (Q1)	40

Dans l'objectif de rechercher une modélisation adaptée des budgets-temps de transport et d'étudier les variables influençant le budget-temps de transport, une première régression multiple est réalisée. La sélection des variables introduites dans le modèle repose sur la méthode classique *stepwise*²⁵ de sélection des variables explicatives.

Le tableau 2-3 contient les fragiles résultats de cette régression linéaire des budgets-temps de transport sur les caractéristiques individuelles et du ménage. Malgré le faible coefficient de détermination ($R^2 = 0,19$), les variables habituellement liées aux budgets-temps de transport sont identifiées et significatives.

Nos résultats peuvent être comparés avec ceux obtenus par les autres études mentionnées par Mokhtarian et Chen (2004) :

- La majorité des études montrent un effet significatif du *genre* sur le budget-temps de transport. Les hommes consacrent plus de temps à leurs déplacements quotidiens que les femmes (tableau 2-1). Par ailleurs, Prendergast et Williams (1981) et Robinson (1997) analysent les effets d'interaction entre le genre et le statut professionnel sur le temps de transport. Nous obtenons des résultats similaires, le budget-temps de transport maximum correspond aux hommes actifs et le budget-temps de transport minimum est associé aux femmes au foyer ou aux femmes sans emploi.
- L'effet estimé de *l'âge* est classique. Peu d'études obtiennent un effet non-significatif pour l'âge (Roth et Zahavi, 1981). Notre décomposition en classe d'âge n'est pas soutenue par l'échantillon et ne produit pas de coefficients significatifs. Les résultats de Prendergast et Williams (1981) et Kitamura et al. (1992) montrent que les individus des classes d'âge intermédiaires passent relativement plus de temps dans les transports que les jeunes (d'âge inférieur à 20 ans) et les personnes de plus de 50 ans.

²⁵ La méthode *stepwise* permet la sélection des variables les plus corrélées avec l'endogène du modèle, par un processus itératif tenant compte des colinéarités entre exogènes (Greene, 1997, Chap. 8, p. 401 ; Maddala, 1987, Chap. 8, p. 124-127).

tableau 2-3 : Régression linéaire des budgets-temps de transport

Variables Influentes	Estimateurs
Constante	62,01 ***
Nombre d'enfants de plus de 5 ans	-1,96 ***
Nombre d'enfants de moins de 5ans	-4,50 ***
Taille du ménage	2,71 ***
Homme	4,84 ***
Age	0,02
Ménage à haut revenu	2,33 **
Ménage à faible revenu	2,59 ***
Lundi	-2,21 **
Vendredi	3,68 ***
Jeudi	2,87 ***
Centre-ville	1,82
1ere couronne est	-2,15 **
3eme couronne ouest	4,63 ***
3eme couronne est	-2,48 **
Actif	14,10 ***
Deux-roues motorisées	-36,42 ***
Marche	-39,90 ***
Modes publics	4,983 ***
Vélo	-21,38 ***
Modes privés (VP)	-23,02 ***
Temps de travail	0,002
Temps de loisir	0,09 ***
Temps d'achat	0,14 ***
Accompagnement (0/1)	17,44 ***
R-Square	0,19

*seuil de significativité : * 0,1 ; ** 0,05 ; *** 0,01*

- Le *statut professionnel* est associé à un effet significatif. Ici, par opposition aux femmes au foyer, aux scolaires et aux chômeurs, les actifs ont des budgets-temps de transport plus élevés (tableau 2-1). La distinction entre les actifs et les inactifs est maintenant une des bases des modèles de mobilité orientés sur les activités (par exemple, CEMDAP de Bhat et al., 2004b).

- La *taille du ménage* a un effet positif sur le budget-temps de transport. Mais, certaines études montrent des résultats différents. Zahavi et Ryan (1980), Zahavi et Talvitie (1980) et Purvis (1994) ont observé un effet négatif de la taille du ménage sur le temps de transport quotidien par personne. Et Roth et Zahavi (1981) obtiennent un effet non-significatif. Le nombre d'individus du ménage peut être perçu comme un élément réduisant la part des responsabilités communes supportée par chaque membre. L'effet sur la mobilité individuelle dépendra alors de la part d'activités hors-domicile poursuivies en remplacement. Ainsi, dans notre cas, la taille du ménage pourrait permettre une augmentation de la participation individuelle à des activités hors-domicile avec pour conséquence une hausse de la mobilité et du budget-temps de transport.
- De la même façon, le *nombre d'enfants* peut être perçu comme un indicateur de la charge de responsabilités pesant sur les membres du ménage. L'effet sur le budget-temps de transport est encore plus fort lorsque les enfants sont en bas âge. Les membres d'un ménage avec un ou plusieurs enfants de moins de 5 ans doivent réduire leur participation aux activités hors-domicile et réduisent leur mobilité et leur budget-temps de transport.
- Les résultats des études antérieures relatifs aux *effets revenus* sont contradictoires. Comme pour la motorisation, de multiples effets opposés sont envisageables et observés (tableau 2-1). Ici, les membres de ménages à haut revenu et ceux de ménages à bas revenu ont des budgets-temps de transport plus élevés. Cela s'explique, très certainement pour les premiers, par une mobilité et une participation aux activités hors-domicile qui sont peu contraintes par les coûts monétaires, et pour les seconds par la prépondérance des contraintes monétaires pesant sur la mobilité.
- La *localisation résidentielle* est une variable influente sur les budgets-temps de transport de Lyon. Mokhtarian et Chen (2004) mentionnent que de nombreuses études ont identifié les caractéristiques des zones comme des variables influant sur les budgets-temps de transport. La localisation centrale, dans la zone la plus dense, conduit à des budgets-temps de transport plus élevés. Les localisations suburbaines sont associées à des budgets-temps de transport plus faibles, sauf pour la zone ouest de la troisième couronne. Pour comprendre les effets spécifiques des zones identifiées sur Lyon, nous manquons d'informations sur leurs attributs (comme par exemple, la densité de population, la taille

de la zone, etc.) et sur les caractéristiques de leurs systèmes de transport et de leur structure urbaine.

- Le *jour du déplacement* a un effet significatif sur le temps quotidien alloué au transport. Ici, les budgets-temps de transport sont plus élevés en fin de semaine. Cela révèle une partie des régularités et des habitudes des cycles quotidiens ou hebdomadaires de la mobilité et des emplois du temps (Downes et Morrell, 1981 ; Gunn, 1981 ; Prendergast et Williams, 1981 ; Roth et Zahavi, 1981 ; Huff et Hanson, 1990).

Goodwin (1981) propose trois origines des variations quotidiennes. Tout d'abord, un pur effet aléatoire. Ensuite, une variation systématique, due au fait que l'ensemble des types de déplacement ne peut être réalisé chaque jour. Enfin, un effet de retard peut apparaître. La mobilité observée sur la période courante peut résulter de contraintes provenant d'une période ultérieure inobservée. Comme le souligne, Mannering et al. (1994), l'intérêt de la compréhension des variations quotidiennes des emplois du temps réside dans la capacité à distinguer les variations de long terme (comme les variations d'organisation des activités en 1 an) des variations quotidiennes ou hebdomadaires de court terme. L'objectif étant alors de comprendre les variations des préférences qui altèrent les allocations de temps.

- Comme nous l'avons mentionné précédemment, la plupart des études qui obtiennent un impact des *durées des activités*, se concentrent sur le lien entre le temps de transport correspondant à la réalisation d'une activité particulière et la durée de cette réalisation. Kitamura et al. (1992) obtiennent un signe négatif associé à la durée de travail, semblant indiquer que plus l'individu accorde de temps au travail, moins il consacre de temps aux autres activités. L'effet que nous obtenons n'est pas significatif et ne peut indiquer le résultat de ce type de mécanisme sur les temps de transport. Lu et Pas (1999) et Principio et Pas (1999) ont observé que le temps de transport augmente avec le temps alloué aux activités hors-domicile et diminue avec le temps passé à domicile. Ici, nous n'avons pas l'information relative au temps à domicile. Nous observons uniquement les effets positifs sur le budget-temps de transport des durées quotidiennes des activités discrétionnaires hors-domicile (les motifs : achat et loisir). Enfin, l'indicateur d'*accompagnement* apparaît comme clairement significatif avec un effet positif sur le budget-temps de transport.
- L'introduction du *mode principal de transport* montre une réduction du budget-temps de transport avec l'usage des modes privés motorisés (automobile et deux roues motorisées)

et l'usage des modes privés non-motorisés (marche à pied et vélo). En conséquence, ces résultats montrent que l'usage des transports publics est associé à des budgets-temps de transport plus élevés. Si seule la possession d'une automobile est introduite comme un indicateur du choix modal, la même relation décroissante est obtenue. Cependant, comme le rappellent Mokhtarian et Chen (2004), les relations obtenues par les différentes études entre budget-temps de transport et l'équipement automobile sont souvent significatives, mais de sens opposé. Ces résultats contradictoires peuvent notamment provenir de la description employée pour décrire l'usage de modes différents au cours d'une journée, voire d'un même déplacement. Rappelons que l'indicateur utilisé ici est construit sur la base du nombre de déplacements réalisés à l'aide de chaque mode.

L'influence des variables sur le budget-temps de transport est confirmée par la régression linéaire. Mais la faible qualité de l'ajustement indique que les relations entre ces variables et le budget-temps de transport doivent être considérées avec précaution. En effet, la spécification linéaire peut être inadaptée, notamment si les relations entre les variables et les budgets-temps de transport ne sont pas monotones.

Cependant, comme le montre la confrontation des résultats obtenus sur différentes agglomérations, les multiples relations existantes ne permettent pas de déterminer des relations de causalité stricte sur le budget-temps de transport. Seules certaines régularités hypothétiques peuvent être émises et testées, telles que l'effet positif de la motorisation ou du revenu, ou les effets de l'âge, du genre, du statut professionnel, etc. Plusieurs de ces relations sont retrouvées dans l'analyse désagrégée menée à l'aide d'un modèle de durées dans le chapitre 6.

Enfin, les effets des variables sont identifiés à partir de la comparaison de situations individuelles au sein d'agglomérations. Les effets contradictoires de certaines variables proviennent logiquement de la comparaison de situations différentes avec des méthodes différentes. De plus, nous retrouvons là les limites de l'analyse en séries croisées. En effet, les ajustements marginaux sont déterminés par la distribution des budgets-temps de transport

étant donnée la structure de la population. Ils sont donc susceptibles d'être modifiés avec les variations de la structure de la population dans le temps et entre agglomérations.

Ces différentes relations illustrent un certain nombre de mécanismes intervenant dans la relation de coproduction entre l'organisation urbaine et la mobilité et d'autres constituant des éléments de compréhension des comportements de mobilité. Mais, de façon plus générale, le pouvoir de représentation de la moyenne est aussi sévèrement malmené.

Section II - Les usages du budget-temps de transport

L'identification des variations des budgets-temps de transport informe, dans un premier temps, sur le pouvoir de représentation de la moyenne. En effet, les mesures de variance produites déterminent le niveau de concentration des observations. L'étude de l'amplitude de ces variances conduit à s'interroger sur la définition de la stabilité et sur la qualité du budget-temps de transport moyen en tant qu'outil de modélisation. Dans un second temps, les variations systématiques du budget-temps de transport avec certaines variables semblent indiquer l'existence de mécanismes caractéristiques de la mobilité et d'autres caractéristiques de la coproduction ville-transport.

I. Le pouvoir de représentation et l'usage de la stabilité du budget-temps de transport moyen

Les différentes analyses des budgets-temps de transport révèlent une multitude de sources de variations observées au niveau agrégé lors de comparaisons entre agglomérations, comme à des niveaux plus fins entre quartiers ou entre sous-populations de l'agglomération. Si une partie des résultats soutient l'hypothèse d'une relative stabilité du budget-temps de transport, la majeure partie d'entre eux conduit à s'interroger sur la définition de la stabilité.

L'hypothèse de stabilité est fondée sur l'observation de la proximité des dépenses de transport moyennes entre agglomérations ou entre sous-populations et parfois entre plusieurs périodes. Ainsi, sous l'hypothèse de stabilité, les variations autour de la moyenne sont supposées négligeables. Au niveau agrégé, dans le cadre de l'hypothèse forte, le budget-temps de transport moyen observé est supposé représenter celui de toute ville du monde, des années 1950 à maintenant. A un niveau plus fin, par exemple, le budget-temps moyen d'une

agglomération devrait représenter celui d'un individu issu de n'importe quelle sous-population.

Cependant, les niveaux de variation observés peuvent difficilement être qualifiés de négligeables, tant au niveau agrégé, qu'au niveau désagrégé. En effet, comment peut-on s'assurer que les variations observées ne sont que le résultat d'erreurs de mesure ou de biais relatifs aux enquêtes comparées, etc. ? Ou comment vérifier l'absence de tout effet sur les budgets-temps de transport relatif aux situations particulières observées ? Cette question épineuse suscite l'opposition des points de vue. Par exemple, Gunn (1981) critique le jugement de Godard (1978) suivant lequel on ne peut affirmer la stabilité du budget-temps de transport à cause de variations de 10 %. Pour Gunn, ces variations peuvent provenir d'erreurs inhérentes aux données. Notamment si les enquêtes n'ont pas été réalisées aux mêmes dates, les effets de la saisonnalité peuvent être soupçonnés.

Cependant, la diversité des situations observées rend d'autant plus surprenante la proximité des budgets-temps de transport observés. L'étendue de l'intervalle des budgets-temps de transport du monde est faible relativement aux zones géographiques considérées. La question se pose alors de savoir si la stabilité peut être justifiée en comparant la variance des budgets-temps à la variance entre les situations urbaines (ou individuelles) étudiées.

Dans l'objectif de définir un outil de représentation ou de modélisation, la variance des budgets-temps de transport détermine à elle seule les erreurs encourues. Quelles que soient les situations comparées, considérer que le budget-temps de transport moyen peut représenter celui de toute ville ou de tout individu tient d'un réductionnisme excessif, si les variances sont importantes. Rappelons que l'écart type d'un échantillon intervient dans la définition statistique des intervalles de confiance des paramètres de sa distribution. Précisément, il accroît l'étendue de l'intervalle de confiance de la moyenne et peut conduire à accepter plus facilement la proximité des budgets-temps de transport. Mais en contrepartie, il réduit aussi la qualité de représentation et prédictive de la moyenne.

Cette stabilité est d'autant plus complexe à démontrer dès lors que l'on considère aussi la dimension temporelle. Aucune analyse des variations au cours du temps des budgets-temps de transport n'est fondée sur un panel d'individus identiques à chaque date d'enquête. Tout au plus, les données sont composées d'enquêtes transport ou d'enquêtes emploi du temps réalisées à intervalle régulier sur des populations différentes.

En définitive, l'appréciation de la proximité des budgets-temps de transport et leur stabilité est une question complexe faisant intervenir le jugement de l'analyste sur le niveau de dispersion permettant ou non de soutenir la stabilité. De notre point de vue, l'apport essentiel des études réside certainement plus dans le croisement des budgets-temps de transport avec d'autres variables que dans la seule analyse descriptive de leur distribution. Dans ce sens, l'approche multidimensionnelle des budgets-temps de transport propose de nombreux mécanismes de compensation qui apportent de nouvelles compréhensions des comportements de mobilité.

II. Les compensations identifiées

Un certain nombre de compensations sont identifiées entre des sous-groupes complémentaires d'individus. Ainsi, à structure de population fixée, le budget-temps de transport moyen peut être perçu comme le résultat de la compensation des temps de transport des groupes définis selon, par exemple, le nombre de déplacements quotidiens, les motifs de déplacement, les modes de transport, les statuts professionnels, la motorisation, etc. A partir de ces segmentations, l'analyse en séries croisées tente de déduire les impacts des variables sur les budgets-temps de transport. Les résultats de ces méthodes restent limités par l'hypothèse de transférabilité de la structure de la population. Une méthode d'analyse plus rigoureuse nécessiterait l'observation de la population dans le temps pour tenir compte de l'évolution de sa structure dans la détermination des effets. Cependant, la majorité des études sont fondées sur des séries croisées. Elles apportent tout de même une connaissance de la distribution des budgets-temps de transport et permettent de proposer des interprétations des relations apparaissant, en termes de mécanismes d'ajustement du comportement de mobilité.

De façon générale, les analyses des budgets-temps de transport ont illustré des phénomènes d'ajustement qui interviennent au niveau des trois dimensions de la mobilité suivantes (Kaufmann, 1999) : les déplacements, les activités et les lieux d'activité. Pour ces trois dimensions nous pouvons exprimer les budgets-temps de transport comme :

$$BTT = \sum_i (\text{Nombre de déplacements pour } i) \times (\text{durée moyenne par déplacement pour } i)$$

où l'indice i marque selon les dimensions : l'ensemble des modes de déplacement, l'ensemble des motifs de déplacement, l'ensemble des destinations des déplacements. La plupart des

mécanismes d'ajustement des trois dimensions est basée sur le mécanisme basique suivant lequel, si la durée moyenne par déplacement est augmentée, alors pour maintenir un budget-temps de transport stable, le nombre de déplacements doit être réduit. Inversement, une réduction du temps moyen d'un déplacement permettra un plus grand nombre de déplacements pour un même budget-temps de transport. C'est ce que Purvis (1994) observe pour la baie de San Francisco. Parallèlement à une relative stabilité du budget-temps de transport moyen par personne, par mobile (au moins 1 déplacement motorisé) et par véhicule entre 1965, 1981, 1990, le nombre moyen de déplacements par personne se réduit et la durée moyenne par déplacement s'allonge.

1. L'ajustement par les déplacements

Les premiers mécanismes régulateurs de la mobilité quotidienne sont ceux liés aux déplacements. Pour palier à une hausse du budget-temps de transport induite par la modification des vitesses, par la congestion ou des modifications des localisations les moins ajustables à court terme (lieu de travail et de résidence) des ajustements sont proposés à partir des caractéristiques des déplacements. Les leviers majeurs de cette dimension sont la vitesse et le nombre de déplacements selon les modes de déplacement, les horaires de déplacement, ou encore l'enchaînement des déplacements.

La décomposition du budget-temps de transport moyen en temps de transport par mode fait apparaître les compensations qui existent entre les modes. Schafer (2000) illustre le transfert modal qui s'opère au fil du temps des modes lents (les modes non-mécanisés) vers les modes rapides (l'automobile). La substitution modale semble motivée par l'accession à des vitesses plus rapides associées à des distances parcourues plus grandes. Sous l'hypothèse de stabilité des budgets-temps de transport, tout semble se passer comme si les gains de temps qui sont dégagés par les nouvelles vitesses plus rapides sont directement réinvestis en transport pour accroître les distances parcourues.

Par ailleurs, cet effet des vitesses sur les distances parcourues est observé malgré le non-respect de la stabilité des temps de transport. En effet, Prendergast et Williams (1981) font apparaître la croissance du budget-temps de transport du mode le plus lent au mode le plus rapide. Ainsi, l'accès aux modes rapides conduit à parcourir de plus grandes distances, mais

les auteurs identifient clairement l'effet positif de la disponibilité d'une voiture sur le budget-temps de transport.

Enfin, des ajustements des comportements de mobilité au niveau des horaires de déplacement sont aussi attendus, notamment dans le but d'éviter les horaires de pointe (Hamed et Mannering, 1993 ; Ma et Goulias, 1998). Ou encore, l'optimisation de l'ensemble des déplacements quotidiens conduisant à des boucles de déplacements de plus en plus complexes semble permettre le maintien du budget-temps de transport.

2. L'ajustement par les programmes d'activités

La compétition entre les activités pour la ressource rare du temps est un processus clé de la compréhension du comportement de mobilité. Les contraintes qui pèsent sur l'individu doivent être prises en considération afin de rendre compte de ses priorités et de ses choix. Il est nécessaire de mettre au même niveau les dépenses, le temps, la durée des activités et les contraintes temporelles pour comprendre les choix de transport.

Les contraintes sur les activités sont :

- liées aux localisations : elles doivent avoir lieu en un endroit précis et accessible selon les modes de transport à disposition. Sur le long terme, les choix de localisation sont en partie régis par la question de l'accessibilité à l'ensemble des activités recherchées par les individus. Les localisations représentent alors à la fois une contrainte, à court terme, et l'expression d'une orientation des choix de participation aux activités.
- liées au temps : elles doivent s'inscrire dans le programme d'activités de 24 h et certaines doivent avoir lieu à un moment précis, éventuellement concordant avec l'emploi du temps d'autres personnes.

Il semble alors naturel d'observer une corrélation positive entre le temps de transport et la durée d'activité à destination (Hamed et Mannering, 1993 ; Kitamura et al., 1992, 1998 ; Goulias et al., 1998 ; Levinson, 1999). Etant donnée la concurrence pour le temps entre les activités et le transport, cette corrélation peut s'expliquer par le fait que le temps de transport est un coût de l'engagement d'une activité. Ce coût doit être compensé par l'utilité du temps consacré à une activité. En conséquence, un temps d'activité long pourra compenser un temps de transport long. De plus, il paraît raisonnable de supposer que l'utilité d'une activité est croissante avec sa durée et que les chances de trouver une activité ou une destination plus

attractive sont croissantes avec la distance parcourue. Les activités associées à des temps de transport longs sont donc susceptibles d'être des activités dont l'utilité nette du transport est supérieure à celles des autres activités. Ainsi à temps de transport égal, la durée des activités renseigne sur la valorisation du temps consacré à chaque activité. Pour un temps de transport long, une activité courte révélera sa forte valorisation ou la forte contrainte de sa réalisation.

Un processus d'adaptation des programmes d'activités découle alors directement de cette gestion des temps de transport et d'activité. L'allongement de la durée de transport d'une activité fortement contrainte ou valorisée, telle que le travail, résultera en la réduction du temps disponible pour les autres activités et le transport associé. Les activités obligatoires constituent alors des points fixes dans les programmes d'activités. Ce qui explique notamment la concentration de certaines études sur le temps de trajet domicile-travail. Pour assurer la stabilité du budget-temps de transport, les activités seront déterminées en fonction du temps de transport restant et de la valorisation du temps qui leur sera consacré.

A l'inverse, si le temps de transport associé aux activités obligatoires est réduit, de nouvelles activités vont apparaître dans les emplois du temps, par ordre de valorisation. Etant donné les gains de vitesse observés, les temps de transport au travail ont pu être réduits et logiquement les activités de loisir sont les plus susceptibles d'apparaître. La part du temps de transport pour le loisir augmente alors dans la composition du budget-temps de transport.

L'observation de Schafer (2000), selon laquelle, le motif loisir est associé aux temps de transport les plus élevés, alors que le motif travail est associé aux temps de transport les plus faibles semble indiquer un ordre de préférence entre les activités. Et ce d'autant plus que ces temps de transport par motif hors-travail sont relativement stables quelle que soit la distance parcourue. Quant à elle, la croissance du temps de transport pour le travail et l'éducation avec la distance semble indiquer que le temps de trajet pour le travail est, à court terme contraint par les localisations.

3. L'ajustement par les localisations

A court terme, le lieu des activités hors-travail peut être modifié pour respecter la stabilité du budget-temps de transport, soit par un rapprochement ou un éloignement des lieux d'activité. La fréquentation de lieux plus proches du domicile peut compenser la hausse du temps de transport d'autres activités. A l'inverse, avec une relâche de la contrainte temporelle

par les vitesses accrues, l'espace-temps des activités accessibles s'étend, les lieux d'activité peuvent s'éloigner en maintenant le budget-temps de transport stable. Ainsi, étant donnée la localisation résidentielle et le lieu de travail, fixés à court terme, l'ajustement en termes de localisations est réalisé sur les activités hors-travail. Il en résulte une certaine stabilité des temps de trajet pour les différents motifs hors-travail par rapport aux distances parcourues. Et le temps de trajet pour le travail est directement dépendant du choix de localisation résidentielle.

A plus long terme, le respect de la constance peut devenir la motivation de la mobilité résidentielle lorsque la durée du déplacement vers le lieu de travail excède un certain seuil. Ce mécanisme de relocalisation rationnelle est notamment identifié par Levinson et Kumar (1995) dans les villes de Washington et les Twin-Cities, où les localisations semblent converger vers les axes rapides de circulation. En parallèle, sur le long terme, une amélioration généralisée des vitesses est constatée. La mobilité résidentielle ne répond donc pas à une hausse du temps de trajet pour le travail, mais à un élargissement de l'espace des localisations résidentielles potentielles. Dans le choix de localisation résidentielle, un arbitrage est réalisé entre le temps d'accès au lieu de travail et les activités accessibles étant donné le temps de transport restant ou acceptable. Selon la qualité des activités proches du domicile, la mobilité domicile-travail peut être la variable d'ajustement en réponse à une modification des localisations contraintes. Ainsi, un changement de lieu de travail ne provoquera pas un déménagement, mais de nouveaux déplacements. La mobilité quotidienne bénéficiant de vitesses plus rapides se substitue à la mobilité résidentielle (Kaufmann, 1999).

Enfin, l'analyse des choix de localisations résidentielles et de choix de transport fait clairement apparaître l'arbitrage des ménages entre les dépenses monétaires de logement et les dépenses de transport (Pollachini et Orfeuil, 1999). En définitive, la gestion du temps de la mobilité est conditionnée dans le long terme par le choix de localisation résidentielle. Ce dernier met en concurrence les coûts de logement, les coûts de la mobilité des activités obligatoires et contraintes dans leur localisation et la valorisation des activités discrétionnaires accessibles étant donnés les budgets de mobilité restants.

III. Le réinvestissement des gains de temps

Comme nous l'avons évoqué, la constance du budget-temps de transport impose le réinvestissement complet des gains de temps en transport supplémentaire. Ainsi, toute amélioration de la vitesse des déplacements se traduira par une augmentation des distances parcourues. L'observation de la croissance des vitesses parallèle à la hausse des distances parcourues et à la stabilité des temps de transport attribue alors toute la responsabilité de l'étalement urbain, de la mutation des centres-villes et de la dépendance automobile à la vitesse accessible.

1. La croissance de la mobilité et la croissance des vitesses

La constance dans le temps du budget-temps de transport est un indicateur du couplage entre la croissance économique et la croissance des transports. Alors que les individus semblent avoir, de tout temps, consacré une heure de leur temps à leurs déplacements, la portée de leur mobilité s'est considérablement étendue. Ceci n'est possible que par la généralisation d'une vitesse améliorée. Cette dernière provient, de façon générale, de la croissance économique qui a permis, d'une part, le financement des innovations technologiques et des infrastructures et d'autre part, la croissance des revenus de la population nécessaire à l'accès à ces nouvelles vitesses. C'est donc la relaxe des contraintes qui pèsent sur les conditions de mobilité qui permet l'explosion des distances parcourues.

Le tableau 2-4 indique les taux de croissance sur la période 1960 à 1999, du revenu disponible brut, de la consommation des ménages, et des différents postes de transport. En tant qu'indicateur de la croissance économique, le revenu disponible brut et la consommation des ménages, caractérisés par une croissance persistante sur toute la période, révèlent l'importance de la croissance économique. En parallèle, les postes de transports urbains, ferroviaires et aériens, ainsi que les achats d'automobiles et de carburants suivent une croissance de forte ampleur.

tableau 2-4 : Taux de croissance annuel en volume d'indicateurs de la consommation des ménages entre 1960 et 1999

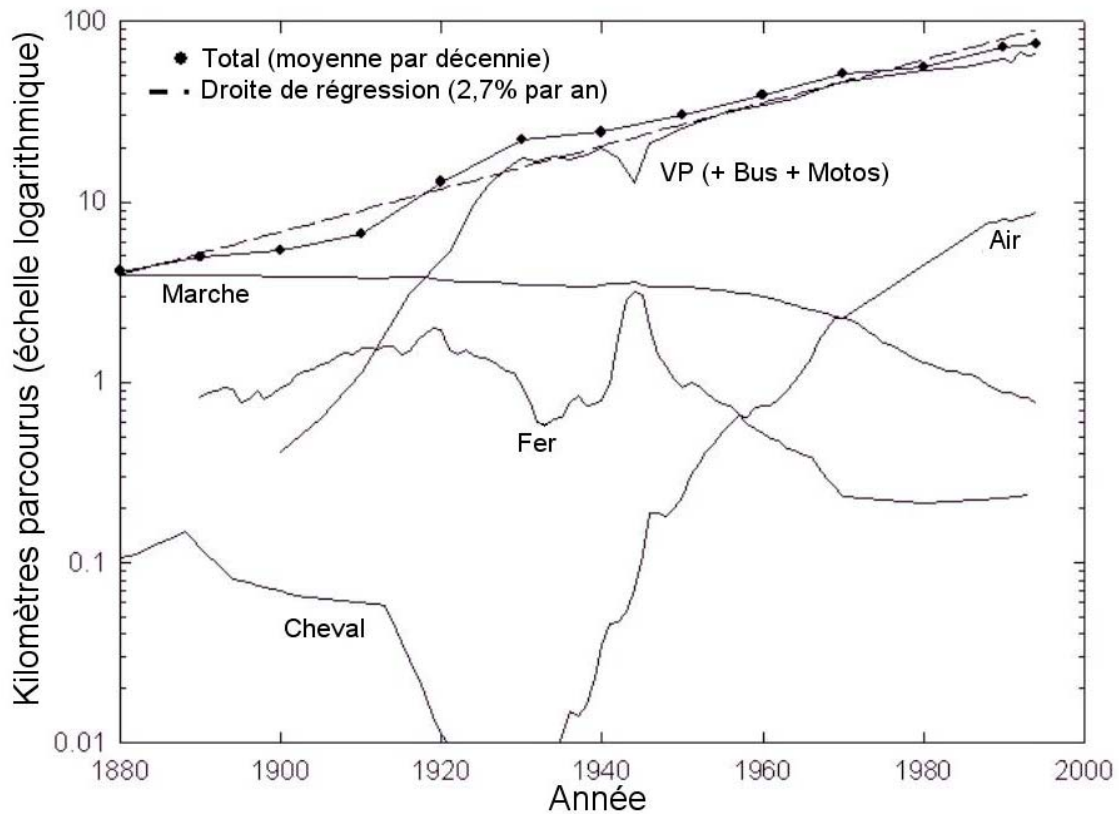
	1960-1973	1973-1985	1985-1999
Revenu Disponible Brut	+5,8%	+2,9%	+2,3%
Consommation des ménages	+5,4%	+2,2%	+2,1%
Achats d'automobiles	+11,2%	+2,9%	+2,6%
Achats de carburants	+10,0%	+1,2%	+1,1%
Transports urbains	+0,3%	+2,1%	+0,9%
Transports ferroviaires	+2,3%	+2,6%	+0,4%
Transports aériens	+9,5%	+7,6%	+4,9%
Télécommunications	+11%	+17,4%	+5,6%
Dépenses pour le logement	+6,6%	+4,7%	+3,0%

Source : Orfeuil, (2000)

Les postes de transports qui bénéficient des plus fortes croissances sont les transports les plus rapides. En effet, sur la période les achats automobiles et le transport aérien sont caractérisés par un essor de plus grande ampleur que les autres modes. Cette période est marquée par la généralisation de l'usage de l'automobile en France.

Une vision plus générale du cycle de vie des différents modes de transport est apportée par Ausubel et al. (1998). Les auteurs comparent les distances parcourues par personne, par jour, pour chaque mode de transport, depuis 1880 aux Etats-Unis (figure 2-2). La mobilité totale est croissante sur toute la période. Il faut noter que cette croissance, apparaissant sous la forme linéaire dans l'échelle logarithmique utilisée ici, est, en volume, une croissance de type exponentielle. Le déclin des modes hippomobiles, ferroviaires et pédestres est apparent. A l'inverse, les modes de transport, tels que l'automobile, le bus, les deux roues et l'aérien, connaissent une forte croissance. Globalement la mobilité manifeste une croissance annuelle de 2,7 %. Ce qui correspond à un doublement tous les quarts de siècle. Nous pouvons constater que les distances parcourues à pied au début du siècle (5 km) correspondent à la distance parcourue en une heure à la vitesse pédestre. De la même façon, les distances parcourues en automobile reflètent ce raisonnement. Avec une vitesse moyenne de 35 à 40 km/h, pour les premières automobiles, les distances parcourues en une heure sont d'une quarantaine de kilomètres.

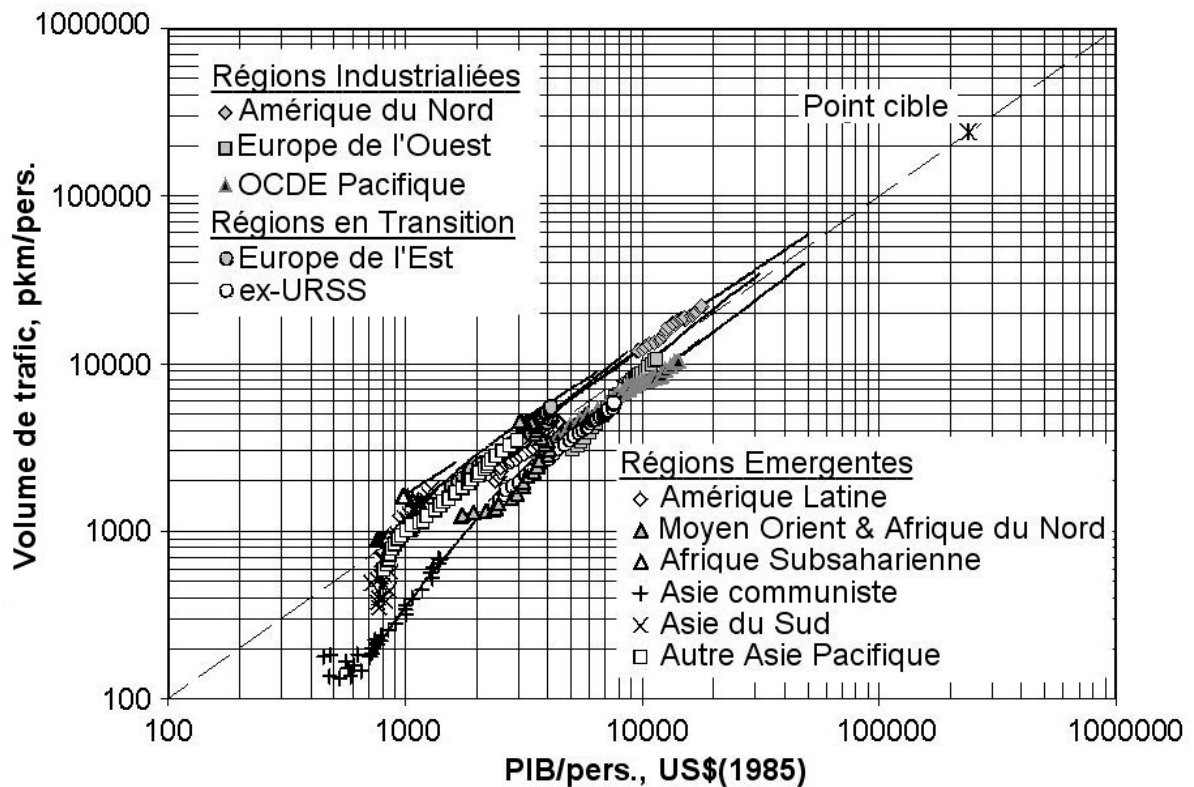
figure 2-2 : Evolution des distances quotidiennes parcourues par personne selon le mode de transport depuis 1880 aux Etats-Unis



Source : Ausubel et al., (1998)

Enfin, à un niveau plus agrégé, Schafer et Victor (2000) ont réalisé une projection de la mobilité mondiale. Pour les 11 régions du monde de la figure 2-3, la mobilité observée sur la période 1960-1990 a été projetée pour 2050 selon la cible (*target point*). Cette cible de 100000 km par an par personne est définie par les tendances actuelles en termes de croissance des vitesses et de croissance économique et sous l'hypothèse de constance des budgets-temps de transport. Le graphique illustre l'explosion de la mobilité prévue associée à la croissance des revenus.

**figure 2-3 : Mobilité totale en passagers kilomètres par an
(données 1960 – 1990 ; tendances 1991 - 2050)**



Source : Schafer et Victor, (2000)

Le raisonnement de Schafer confère à la vitesse de déplacement la responsabilité de l'explosion du système de mobilité, tel que nous l'observons de nos jours. Sans la rupture de ce mécanisme de réinvestissement des gains de temps générés par les vitesses toujours plus rapides, la mobilité et ses retombées continueront leur croissance.

2. La dynamique temporelle de l'organisation urbaine

Comme nous le verrons de façon plus détaillée dans le chapitre 3, la structure urbaine et la mobilité sont fortement liées. Tout d'abord, la structure urbaine conditionne la répartition des activités dans la ville. D'autre part, elle détermine les conditions de déplacement. En élargissant la compréhension de leur relation dans le long terme, la mobilité affecte la structure urbaine au travers des choix de localisation des acteurs (ménages et firmes) qui sont, en partie, déterminés selon les aspirations des individus en termes de mobilité.

Marc Wiel (2000) qualifie ce mécanisme de spirale de la transformation de la ville par les nouvelles conditions de la mobilité urbaine. Sous l'effet de la réduction des coûts temporels et monétaires de la mobilité, et des efforts des politiques de mobilité et urbaine pour favoriser le développement de l'automobile, les acteurs de la ville bénéficient d'une meilleure accessibilité aux zones d'activités et aux zones résidentielles. Le développement des vitesses a permis d'étendre la portée des déplacements des individus sans dépasser les budgets de transport. L'étalement urbain serait alors la résultante d'un goût des individus pour la périphérie des villes, qui, jusqu'à présent a été contraint par les budgets de transport. Parallèlement, la généralisation de l'usage de la voiture particulière crée les périphéries, mais transforme aussi les centres-villes. Ainsi, sous la pression de la croissance du trafic automobile, les centres-villes ont été adaptés pour faciliter la mobilité. Cependant, la suprématie de l'automobile dans les centres-villes est accompagnée d'un certain nombre de nuisances. Ainsi, les embouteillages, les nuisances sonores, la pollution atmosphérique, le morcellement des quartiers par les trafics s'intensifient à mesure que le flux automobile s'accroît.

Conclusion de la Partie I

Les multiples études des budgets-temps de transport révèlent, en premier lieu, la complexité de leur analyse. En effet, tant au niveau agrégé qu'au niveau désagrégé, l'étude et la comparaison des budgets-temps de transport est sensible aux biais provenant des divergences de définitions des indicateurs et des données. Toutefois, les résultats de Zahavi et des études suivantes affichent une certaine persistance qui soutient la « conjecture de Zahavi ». La lecture de cette dernière que nous proposons distingue les niveaux d'observation agrégé et désagrégé des budgets-temps de transport et définit les deux hypothèses suivantes : l'hypothèse forte de stabilité des budgets-temps de transport et l'hypothèse faible de leur régularité. Chacune à son niveau soutient une lecture simplifiée, d'une part, de la coproduction (hypothèse forte) et d'autre part, des comportements de mobilité (hypothèse faible).

La stabilité des budgets-temps de transport semble être un outil relativement pertinent d'explication des mécanismes régissant la mobilité individuelle et la formation urbaine et leur interrelation. Au niveau agrégé, l'hypothèse forte de la stabilité fournit une base de compréhension de phénomènes généraux, tels que celui du couplage des croissances économiques et des transports ou celui des mutations urbaines et de l'étalement urbain. En effet, l'hypothèse de stabilité impose une forme particulière de gestion du temps de transport. Le mécanisme fondamental imposé par la stabilité est le réinvestissement systématique des gains de temps de transport. De ce fait, quelle que soit la source des gains de temps, par amélioration du système de transport, par report modal, ou par optimisation des localisations, tout se passe comme si les individus adaptaient leurs choix afin de préserver la stabilité du budget-temps de transport moyen. Face à la hausse généralisée des vitesses de déplacement, la distance parcourue peut être accrue pour un même budget-temps de transport. En conséquence, le couplage des croissances de l'économie et des transports semble inéluctable. De plus, les acteurs urbains ont l'opportunité d'étendre leur zone d'activités, mais aussi d'atteindre des zones de résidence plus éloignées de leur lieu de travail. Dans le long terme, les vitesses accrues permettent de nouvelles stratégies de localisation, qui semblent expliquer

les phénomènes d'étalement urbain et de mutation des centres-villes. Toutefois, malgré les gains de vitesse, l'accessibilité ne semble pas être améliorée (Kitamura et al. 2003). En effet, une amélioration de l'accessibilité conduirait à une hausse de la mobilité et du temps passé hors-domicile. Or étant donnée la stabilité des budgets-temps de transport et les faibles variations des nombres de déplacements et des temps hors-domicile, il apparaît que les gains de vitesse ont complètement été compensés par les relocalisations (Levinson et Kumar, 1995).

De notre point de vue, l'importance de la dispersion observée autour des budgets-temps de transport moyens par agglomération ne permet pas de fonder une modélisation des comportements de mobilité sur l'hypothèse forte de stabilité. Mais, cette dernière soutient l'hypothèse d'une certaine forme de rationalité des choix de temps de transport et l'existence de certaines régularités des budgets-temps de transport. L'ensemble des analyses montre les multiples sources de variances des budgets-temps de transport. Malgré la multiplicité des résultats de ces études, un grand nombre de relations entre les budgets-temps de transport et certaines variables paraissent robustes. Elles mettent en évidence des mécanismes régulateurs qui expliquent l'apparente stabilité du budget-temps moyen par un certain nombre de jeux de compensations. Ainsi, les acteurs urbains peuvent réduire leur temps de transport en agissant sur plusieurs leviers, tels que les caractéristiques de leur déplacement (horaires, fréquences, mode de transport, etc.), leurs programmes d'activités, ou encore leur stratégie de localisation.

Cependant, pour dépasser la valeur de conjecture et tendre vers une preuve de la stabilité ou de la régularité des budgets-temps de transport, les difficultés des comparaisons et des analyses internationales doivent être dépassées. La constitution d'une base de données internationale utilisant les mêmes méthodologies et définitions pour toutes les villes et périodes observées est une condition nécessaire à l'étude de la stabilité des budgets-temps de transport. En ce sens, les objectifs de Kenworthy et Laube, visant à renseigner la mobilité d'un panel d'agglomérations du monde constituent certainement un outil de choix pour étudier la conjecture de Zahavi. Le chapitre 3 analyse la première date d'observation de ce panel d'agglomérations pour l'année 1995.

PARTIE II

L'hypothèse forte de stabilité des budgets-
temps de transport

Chapitre 3 - L'observation internationale

L'hypothèse forte de Zahavi définit la stabilité des budgets-temps de transport autour d'une heure pour toute agglomération et toute période. Cette conjecture est soutenue par Zahavi (1979), Hupkes (1982), puis Schafer (2000) qui constataient une proximité des budgets-temps de transport de différentes agglomérations. En effet, la dispersion des budgets-temps de transport est contenue dans un intervalle relativement étroit. Les résultats des différents auteurs étudiant les budgets-temps de transport au niveau international ont été présentés dans le chapitre 1. Ils semblent soutenir cette hypothèse forte de stabilité des budgets-temps de transport au niveau mondial.

L'observation internationale composant ce chapitre est établie à partir de la base de l'UITP²⁶ « Millenium Cities Data Base » (MCD). Le caractère international et *a priori* homogène de cette base de données fait de l'information renseignée un outil approprié pour l'étude de la mobilité de 100 villes du monde. L'information de ces séries croisées nous permet donc d'illustrer, voire de tester la stabilité des budgets-temps de transport entre agglomérations pour l'année 1995.

L'analyse agrégée composant ce chapitre s'oriente, tout d'abord, vers l'étude de la distribution des budgets-temps de transport. Dans un premier temps, la base MCD offre la possibilité de confronter nos résultats à ceux de Zahavi (1979) et de Schafer (2000). Dans un second temps, l'analyse de la distribution des budgets-temps transport mondiaux illustre et mesure la dispersion caractérisant cette distribution et propose des indicateurs permettant la comparaison de différents échantillons.

Cependant, malgré ce constat de la similitude des budgets-temps de transport, des différences significatives apparaissent entre les agglomérations. L'analyse des budgets-temps de transport se rapportant aux pratiques de mobilité urbaine et à l'organisation des systèmes de transport met en évidence les interrelations existantes entre ces dimensions. Enfin, cette

²⁶ Union Internationale des Transports Publics

analyse quantitative recherche et propose un ensemble de leviers et d'outils politiques efficaces en matière de gestion des mobilités urbaines.

Section I - La base « Millenium Cities Database »

La base de données, dénommée « The Millenium Cities Database » (MCD), a été constituée par l'UITP, avec la collaboration de J. Kenworthy et F. Laube de l'université de Murdoch (Australie)²⁷. Par son ampleur unique en son genre, cette base de données offre les moyens d'améliorer la connaissance de l'économie de la mobilité dans 100 villes du monde. Les agglomérations étudiées possèdent des niveaux de développement hétérogènes et offrent des systèmes de transport distincts. La dimension d'observation est agrégée puisqu'il s'agit d'indicateurs relatifs à l'agglomération urbaine. Les données collectées concernent à la fois la démographie, la structure urbaine, le niveau économique, les caractéristiques des réseaux routiers et de transports collectifs, l'offre de stationnement, le niveau de mobilité, les modes de transport utilisés, les temps et coûts de transport, la consommation d'énergie, les émissions polluantes, le nombre d'accidents, etc. La base comporte 175 indicateurs bruts élémentaires principalement de nature quantitative, renseignés pour 1995.

Cependant, malgré le travail des auteurs visant à rendre comparables les indicateurs, un certain nombre de critiques peuvent lui être adressées (Godard, 2001). Tout d'abord, l'échelle mondiale d'observation gomme un certain nombre de spécificités locales au travers d'indicateurs standardisés. Par ailleurs, la succession d'hypothèses et de traitements de l'information brute soulève un ensemble de questions épineuses. Ces dernières renvoient aux problèmes du degré d'homogénéité de la délimitation géographique des agglomérations, de l'année de référence, de la définition et de la décomposition des indicateurs ou encore des méthodes d'enquêtes. Ces différents points critiques seront détaillés par la suite.

Bien que la base MCD soit qualifiée d'imparfaite par ses auteurs, elle n'en reste pas moins, à ce jour, le recueil de données le plus abouti, le plus complet et le plus fiable à un niveau international. D'une part, l'intégralité des indicateurs est, en effet, renseignée pour 84 villes sur 100. Pour les autres cas, le taux de collecte varie de 30 à 95%. C'est en Amérique latine que le recueil de données est le moins complet. D'autre part, la diversité des domaines

²⁷ Kenworthy et Laube, (2000).

d'où sont issus les indicateurs constitue un atout évident dans le sens où la dimension mondiale confère à la base un grand intérêt pour les comparaisons internationales et la connaissance de la mobilité à cette échelle.

I. Présentation de la base de données

1. Un échantillon représentatif des villes du monde

Chaque continent est représenté dans la base. Les villes étudiées sont réparties comme suit : 35 en Europe de l'Ouest, 6 en Europe de l'Est, 15 en Amérique du Nord, 10 en Amérique latine, 8 en Afrique, 3 au Moyen-Orient, 18 en Asie et 5 en Océanie. Toutes les tailles d'agglomération sont représentées, depuis Graz en Autriche (240000 habitants), jusqu'à la région métropolitaine de Tokyo (32,3 millions d'habitants). 60 agglomérations appartiennent à des pays développés et 40 à des pays émergents ou en développement (tableau 3-1).

2. Année de référence des données

Les données recueillies font référence à l'année 1995. Du fait de la longueur des travaux nécessaires à l'élaboration de la base, la question de son obsolescence peut se poser. Cependant, les informations de cette base peuvent être considérées comme actuelles, dans la mesure où l'économie de la mobilité s'inscrit dans la durée des phénomènes étudiés. L'évolution des villes, la réalisation des grandes infrastructures, et l'évolution des mobilités sont des phénomènes de moyen, voire de long terme. Il est estimé que la durée de validité d'un tel ensemble de données est de plus d'une décennie pour des villes de pays développés et d'un peu moins pour des villes en développement à forte croissance économique et démographique.

tableau 3-1 : Liste des villes de la base MCD

Villes	Villes	Villes
<i>Europe de l'Ouest</i>	<i>Afrique</i>	<i>Europe de l'Est</i>
Graz	Le Caire	Prague
Vienne	Abidjan	Budapest
Bruxelles	Casablanca	Cracovie
Copenhague	Dakar	Varsovie
Helsinki	Tunis	Moscou
Lille	Le Cap	Istanbul
Lyon	Johannesburg	<i>Moyen Orient</i>
Marseille	Harare	Tel Aviv
Nantes	<i>Amérique du Nord</i>	Téhéran
Paris	Calgary	Riyadh
Berlin	Montréal	<i>Asie</i>
Francfort	Ottawa	Manille
Hambourg	Toronto	Bangkok
Düsseldorf	Vancouver	Pékin
Munich	Atlanta	Hong Kong
Ruhr	Chicago	Guangzhou
Stuttgart	Denver	Shanghai
Athènes	Houston	Bombay
Bologne	Los Angeles	Madras
Milan	New York	New Delhi
Rome	Phœnix	Osaka
Turin	San Diego	Sapporo
Amsterdam	San Francisco	Tokyo
Oslo	Washington	Kuala Lumpur
Lisbonne	<i>Amérique latine</i>	Jakarta
Barcelone	Buenos Aires	Taipei
Madrid	Brasilia	Séoul
Stockholm	Curitiba	Singapour
Berne	Rio de Janeiro	Ho Chi Minh Ville
Genève	Salvador	<i>Océanie</i>
Zurich	Sao Paulo	Brisbane
Glasgow	Santiago	Melbourne
Londres	Bogota	Perth
Manchester	Mexico	Sydney
Newcastle	Caracas	Wellington

3. Le contenu informationnel de la base

Les informations collectées sont principalement de nature quantitative. Les aspects peu quantifiables, comme par exemple les opinions des citoyens sur leur système de transport, sont en dehors du champ de l'étude. Cependant, des informations qualitatives concernant l'urbanisme, la circulation, le stationnement et les transports publics ont été également recueillies. La liste complète des indicateurs bruts collectés figure en annexe V. La diversité des domaines d'où sont issus les indicateurs présents dans la base constitue la richesse informationnelle de la base. De plus, la dimension mondiale confère à la base un grand intérêt pour les comparaisons internationales et la connaissance de la mobilité à un niveau mondial.

Cependant, un certain nombre d'ambiguïtés et de problèmes persistent. Outre les problèmes de sens des comparaisons de certaines villes, ce sont les problèmes de définitions des indicateurs qui sont les plus pénalisants. Alors que la faible pertinence de certaines comparaisons d'indicateurs entre villes peut limiter la portée et la puissance des conclusions qui en découlent, l'harmonisation des définitions des indicateurs utilisés est primordiale pour ne pas fausser les analyses. Si l'analyste doit prêter une attention à la justification de ses études, il n'en reste pas moins que la base de son travail doit présenter une cohérence et une homogénéité. L'analyse globale au niveau mondial gommara un bon nombre de spécificités locales au travers d'indicateurs standardisés.

De ce fait, un certain nombre d'ajustements ont été nécessaires pour faire coïncider les différentes mesures.

a) Délimitation des agglomérations

L'étude de la mobilité possède une pertinence géographique, qui n'est pas toujours adaptée aux entités administratives produisant les informations. Les données disponibles pour des zones administratives non-adaptées ont donc dû être ajustées. Par exemple, des regroupements de communes ont dû être effectués par les concepteurs de la base, pour reconstituer des zones métropolitaines pertinentes.

b) L'année d'observation

De la même manière, les dates des enquêtes disponibles dans les différentes villes n'étant pas identiques, des extrapolations ont été nécessaires pour que toutes les données concernent l'année 1995.

c) Décomposition d'indicateurs

D'une difficulté plus grande, la distinction non-systématique de sous-catégories au sein d'indicateurs, relevés pour certaines villes à un niveau trop agrégé, a produit certaines carences dans la base. Ainsi la séparation des services suburbains et des services interurbains, ou la reconstitution de secteurs composés de plusieurs entrepreneurs privés sont problématiques.

d) Définitions des indicateurs

A un niveau de détail encore plus précis, les divergences de définitions ne peuvent être effacées. Ainsi l'homogénéité stricte des définitions des indicateurs relevés peut être mise en doute. En effet, sans un travail en amont de standardisation des mesures de la mobilité, les indicateurs tels que les temps et les distances de parcours, la définition de la personne étudiée (limite d'âge, statut professionnel), le motif de transport (déplacement professionnel ou personnel), etc. doivent être utilisés avec prudence.

e) Méthodes d'enquêtes

Enfin, dans un souci de détail, les divergences de résultats produits par des méthodes d'enquêtes différentes pourront être évoquées. En effet, qu'il s'agisse de relevés sur le terrain, d'enquêtes téléphoniques, ou de carnets de bord, les informations recueillies n'ont ni la même valeur informationnelle, ni le même pouvoir représentatif.

II. Description des calculs effectués sur les indicateurs et leur limite

La base MCD met à disposition des informations de différents niveaux sur chacune des 100 cités recensées. Parmi les thèmes renseignés, un certain nombre de données concerne les caractéristiques géographiques, démographiques, économiques de la ville. L'activité de transport est décrite en détail, tant sous l'angle de l'offre de transport par la description du système de transport, que sous l'angle de la demande ou de la mobilité réalisée par

l'observation des trafics réalisés. Cet ensemble de données nous permet alors de mettre en perspective les informations propres à la mobilité individuelle avec les caractéristiques des villes et de leur système de transport.

Le budget-temps de transport quotidien est une variable qui constitue la charnière entre le comportement de mobilité et l'espace de réalisation des déplacements. Ainsi le croisement des durées de déplacement avec les distances parcourues, les vitesses accessibles, ou encore les concentrations spatiales d'activités, etc. permettra d'éclairer la relation entre le comportement de mobilité et la structure de l'espace urbain. De plus, le budget-temps de transport permettra de relier les sources génératrices de transport suivantes : la situation socio-économique de l'individu ; le système d'offre de transport ; et enfin, la structure de l'espace urbain.

Ainsi, nous explorerons les relations qui existent ou non entre les budgets-temps de déplacement et les informations relatives à l'activité économique, la structure géographique de la ville, la pratique de la mobilité, et l'offre de transport. Ce travail paraît, en effet, susceptible d'éclairer une partie des mécanismes en œuvre dans la fonction de production des transports urbains. De plus, la base MCD, précise et de grande ampleur, permet une comparaison entre les différentes régions géographiques, et peut, ainsi, situer les systèmes de transport urbain des villes françaises par rapport à leurs homologues étrangers.

1. Les calculs des temps et des distances parcourues

Les données disponibles pour chacune des villes nous permettent de décrire la mobilité à l'aide des moyennes individuelles calculées à l'échelle de chaque agglomération. Ainsi, les informations concernant le nombre de déplacements quotidiens, les distances et les durées de transport par individu observés en moyenne dans une journée suivant le mode de transport utilisé (modes de transport public et privé) sont disponibles. Ce jeu de données nous permet de recomposer les indicateurs suivants :

- Les distances moyennes quotidiennes parcourues en modes motorisés. Ainsi, pour chacun des deux modes de transport (public et privé), le produit du nombre moyen de déplacements quotidiens²⁸ par la distance moyenne par déplacement fournit la distance quotidienne parcourue pour chacun des deux modes de transport. Par la somme des

²⁸ Moyenne annuelle incluant les week-ends.

distances pour chaque mode, la distance totale motorisée quotidienne moyenne est recomposée pour chaque ville.

- Les budgets-temps de transport quotidiens moyens en modes motorisés. Comme précédemment, le produit du nombre moyen de déplacements quotidiens par la durée moyenne par déplacement²⁹, constitue la durée moyenne quotidienne de déplacement en fonction du mode de transport. Ensuite la somme des durées par mode donne la durée moyenne quotidienne totale de déplacement, soit le budget-temps de transport quotidien moyen.

2. Les limites de l'information délivrée par la base

Pour les deux principaux indicateurs de l'étude, la base fournit une information complète et précise, à l'exception de certaines villes, citées dans le tableau 3-2.

tableau 3-2 : Villes dont les budgets-temps de transport et les distances parcourues ne sont pas renseignés

Budgets-temps de transport non-renseignés	Distances parcourues non-renseignées
Lisbonne	Lisbonne
Istanbul	Istanbul
Buenos Aires	Buenos Aires
Brasilia	Brasilia
Salvador	Salvador
Caracas	Caracas
Casablanca	Varsovie
	New Delhi

Toutefois, l'échantillon de travail est composé d'un nombre important d'agglomérations (au moins 90 pour chaque indicateur), même si parfois, l'information renseignée peut paraître

²⁹ Les données disponibles pour les durées distinguent les modes : "public" et "voiture", ce qui nous contraint à croiser la durée moyenne par déplacement automobile avec le nombre moyen de déplacements en mode privé. Il est donc possible qu'à ce niveau il existe une incompatibilité entre les définitions de l'automobile et du mode privé, et que par exemple, les deux-roues motorisées soient exclues des budgets-temps de transport.

surprenante, voire suspecte. C'est régulièrement le cas, notamment pour Moscou, Rome et Barcelone.

3. Le cas des villes françaises

Pour les villes françaises, les premières caractéristiques géographiques sont présentées dans le tableau 3-3.

tableau 3-3 : Indicateurs géographiques des villes françaises

Villes	Lille	Lyon	Marseille	Nantes	Paris
Population	1 153 000	1 152 259	798 430	534 000	11 004 254
Surface en ha	87 900	48 675	23 850	48 700	1 201 200
Densité urbaine calculée (<i>pop/surf</i>) (en personne / ha)	13,12	23,67	33,48	10,97	9,16
Densité urbaine rapportée par la base (en personne / ha)	60,54	47,42	58,71	35,84	47,62

Ce tableau illustre très simplement les problèmes de définition évoqués précédemment. Par exemple, la ville de Lille est ici définie par ce qui est nommé « l'arrondissement de Lille », qui comprend Roubaix, Tourcoing, etc., soit 126 communes. Alors que l'agglomération lyonnaise prise en compte ici, correspond très certainement à la Courly, soit 55 communes. Les différences se font aussi ressentir au niveau des surfaces. De ce fait, les mobilités considérées dans chacune des villes ne sont pas identiques. De la définition utilisée pour chaque cité dépend l'inclusion ou l'exclusion de certains types de mobilités.

En définitive, la comparaison avec les résultats des analyses fondées, par exemple sur les enquêtes ménages ou les données INSEE, sera difficile. En effet, pour la ville de Lyon, l'enquête ménages de l'année 1995 définit l'agglomération par une surface de 1 102 km² et une population de 1 241 936 habitants. De même, la définition de l'INSEE de l'aire urbaine de Lyon correspond à une superficie deux fois plus grande que celle de l'enquête ménages et à une population prise en compte de 20 % plus importante.

Il apparaît alors que les densités qui sont produites dans la base ne sont pas un calcul réalisé simplement à partir de la base MCD. Un ajustement des données brutes a certainement été effectué en amont. Il est toutefois regrettable de ne pas pouvoir être renseigné sur le contenu et la définition exacte de chacun des indicateurs présents dans la base MCD.

4. Les limites des indicateurs composés

Nous nous heurtons à deux limites importantes lors de l'évaluation des budgets-temps de transport quotidiens et des distances quotidiennes parcourues par la composition de moyennes.

Tout d'abord, l'utilisation des données moyennes, telles qu'elles sont disponibles dans la base, ne permet pas de certifier un cadrage parfait des informations. Par exemple, l'usage des durées de déplacement automobile peut introduire une incompatibilité avec les autres indicateurs qui concernent l'ensemble des modes motorisés privés. Cet exemple illustre le problème plus large de la définition stricte des indicateurs présents dans la base. En effet, nous ne savons pas quelles sont les définitions exactes des différents indicateurs, ni comment ils sont définis dans chacune des villes. Or la comparabilité des données est, entre autre, fortement dépendante de l'homogénéité de ces définitions. Les modes motorisés indiqués ici, sont-ils identiques pour chaque ville ? Les deux-roues motorisés sont-ils systématiquement inclus dans chacune des enquêtes ? N'y a-t-il pas de différence dans les définitions utilisées comme, par exemple dans la comptabilisation des véhicules de fonction ? etc..

En conséquence, les conclusions qui pourront être tirées de cet ensemble de données devront se limiter à un niveau de précision restreint. Il sera donc impossible de discuter de la répartition modale entre les transports motorisés privés. De même, les modes souterrains et de surface étant composés en un seul indicateur (mode de transport public), aucune distinction ne pourra être faite entre les systèmes de transport public.

L'utilisation de produit de moyennes dans le but de recomposer des indicateurs qui auraient pu être observés directement comporte plusieurs effets. Principalement, un effet de réduction des variations peut être envisagé et cette « surimpression » de moyennes aura un effet de lissage de l'information. Il en résulte une perte d'information sur les effets internes ou les effets propres aux indicateurs recomposés, ainsi qu'une absence de mesure de la dispersion de l'échantillon.

5. L'absence de la marche à pied

L'absence de considération de la marche à pied est regrettable³⁰. Elle aurait pu éclairer une partie non-négligeable des phénomènes. Notamment pour les comparaisons faisant intervenir les pays émergents ou les villes européennes qui font un usage de la marche à pied plus intensif que dans les régions américaines. En conséquence, les discussions portant sur la mobilité globale des villes feront l'hypothèse implicite d'un poids négligeable de la marche à pied dans les comparaisons, ou au moins d'un poids équivalent de la marche à pied dans les mobilités des villes. Plus raisonnablement, elles devront être lues comme se limitant à la *mobilité motorisée* (privée ou publique).

Rappelons enfin, que les précédents travaux, à l'exception de Schafer (2000) comparant les temps de transport internationaux, se concentrent sur les temps de transport motorisé. En effet, la disponibilité des données relatives aux temps de marche à pied et leur fiabilité contraignent encore très fortement les analyses. Les difficultés de recueil de l'information pour ces déplacements sont d'autant plus grandes qu'ils sont par nature, des déplacements plus courts. De ce fait, l'évaluation des caractéristiques de ces déplacements est sensible aux méthodes d'enquête. Plus particulièrement, les durées de marche à pied déclarées sont influencées par les arrondis pratiqués par les enquêtés.

Il n'en reste pas moins que la marche à pied est une composante essentielle des choix de comportement de mobilité. Pour les raisons évoquées ci-dessus, la marche à pied ne peut être considérée dans cette analyse agrégée. En conséquence, l'interprétation des résultats devra se limiter aux questions de concurrence entre modes motorisés et de comportement de mobilité motorisée. Et les résultats relatifs aux gestions des temps de transport devront être considérés avec prudence.

La marche à pied sera réintroduite dans l'analyse désagrégée des temps de transport menée par la suite.

L'ensemble de ces imprécisions doit rester présent à l'esprit du lecteur, mais il pourra observer qu'elles ne détruisent pas le pouvoir séparateur des indicateurs disponibles, comme

³⁰ La marche à pied est exclue de l'analyse en raison de la carence d'information concernant la durée moyenne d'un déplacement en marche à pied.

par exemple s'agissant des contrastes qui ressortent de comparaisons entre continents. Les résultats les plus nets peuvent être considérés comme très probablement significatifs.

Section II - L'analyse des budgets-temps de transport

L'information révélée par la base MCD sur les budgets-temps de transport motorisé des agglomérations nous permet, dans un premier temps d'étudier les temps de la mobilité à la même échelle d'observation que Zahavi. Rappelons que ce dernier a proposé une comparaison internationale des budgets-temps de transport moyens par agglomération calculés à partir de méthodes différentes, et déterminés, selon les villes pour différentes populations (mobiles ou non et motorisées ou non). Sur l'ensemble de ses résultats, Zahavi avance un budget-temps de transport caractérisé par une moyenne proche de 60 min et un écart type représentant environ 50 % de la moyenne, soit un coefficient de variation de 0,5.

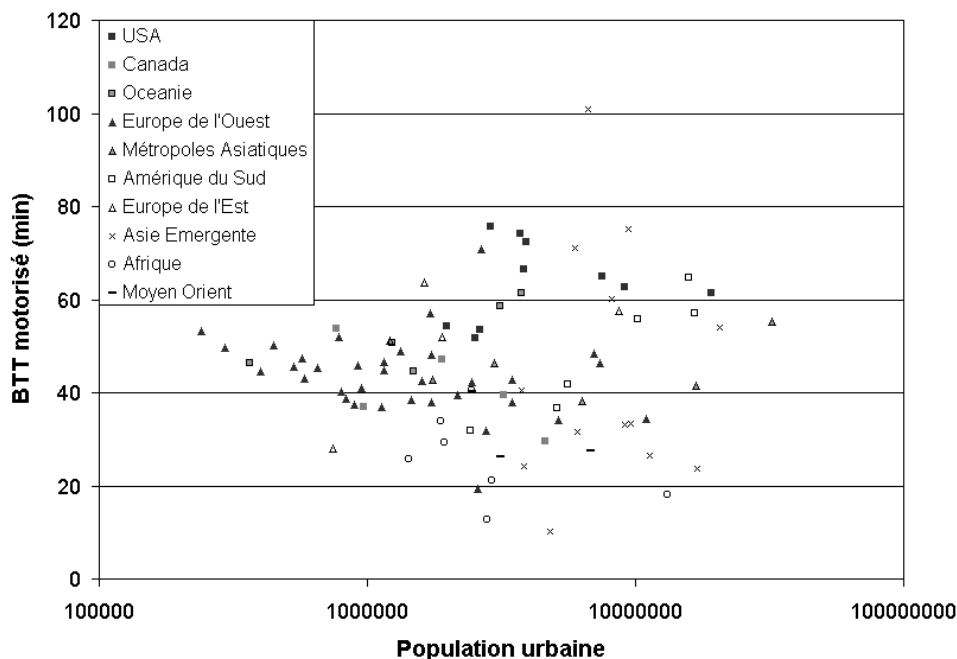
La base de données MCD offre donc l'opportunité de tester « l'hypothèse forte » de Zahavi au niveau mondial, mais aussi de dépasser la simple analyse statique de cette seule variable. Les budgets-temps de transport motorisé de la base MCD et la mise en perspective des écarts de budgets-temps à l'aide des distances parcourues et des parts modales permettront de caractériser des pratiques diversifiées de mobilité. L'étude des budgets-temps de transport s'orientera donc vers la recherche de relations entre les budgets-temps et d'autres variables, et ce, à un niveau plus fin que le niveau mondial.

I. L'hypothèse forte des budgets-temps de transport au niveau mondial en 1995

Une première analyse de la base MCD apporte une illustration des niveaux des budgets-temps de transport motorisé du monde (figure 3-1). Une première distinction peut être faite entre les villes des pays émergents et les villes de pays développés. Au sein de ces derniers, la dispersion des budgets-temps de transport est nettement moins élevée. De ce fait, les valeurs de leurs budgets-temps de transport³¹ semblent s'inscrire dans un intervalle s'étendant de 30 min (Toronto) à 75 min (Atlanta).

³¹ A l'exception de Manchester (BTT de 19,36 min), qui paraît d'autant plus surprenante que le reste des villes européennes constitue le groupe le moins dispersé.

figure 3-1 : Budget-temps de transport motorisé /pers./jour, en min et population urbaine, en milliers d'hab.



Les budgets-temps de transport quotidiens, pour les modes motorisés, et par personne, ont pour moyenne 45 min au niveau mondial et 48 min pour les villes des pays développés. L'intervalle défini pour les villes des pays développés est proche de celui présenté par Zahavi. Mais au niveau mondial, l'intervalle obtenu avec la base MCD est d'une étendue plus grande en raison de la ville de Bangkok affichant un budget-temps de transport de 100 min. Cependant à l'exclusion des quelques points atypiques observés pour certaines villes des pays émergents, *l'intervalle résultant au niveau mondial peut être considéré comme similaire à ceux de Zahavi ou de Schafer*. Les villes des pays émergents ont des budgets-temps de transport fortement dispersés. Ces villes présentent les valeurs les plus extrêmes de l'échantillon. Ceci peut s'expliquer, tout d'abord par des systèmes de transport urbain moins stables et aboutis que ceux des villes des pays développés. Ensuite, les données recueillies dans ces villes sont certainement lacunaires, notamment en raison de difficultés plus grandes pour la mise en place d'enquêtes de mobilité dans ces villes. En conséquence, les villes des pays émergents seront systématiquement exclues des analyses plus fines des budgets-temps de transport qui suivront.

1. Des indicateurs pour définir la stabilité des budgets-temps de transport

La stabilité des budgets-temps de transport est définie par Zahavi sur la base de trois indicateurs statistiques de la distribution des budgets-temps de transport : la moyenne (μ), l'écart type (σ) et le coefficient de variation (σ/μ). Et le plus souvent, les études postérieures comparent ces mêmes attributs, ainsi que l'étendue de l'intervalle des budgets-temps de transport obtenu.

Cependant, nous avons vu que la stabilité des budgets-temps de transport se définissait à la fois dans le temps et dans l'espace. Si de simples séries croisées suffisent à tester la stabilité spatiale, le caractère temporel de la stabilité nécessite des séries temporelles. Or, peu d'études disposent de données suffisantes pour tester ces deux dimensions simultanément. Le plus souvent, pour accéder au caractère international, voire mondial de « l'hypothèse forte » de Zahavi, les budgets-temps de transport de différentes agglomérations pour différentes dates sont mêlés. Il en résulte ainsi, une sorte de panel non-cylindré, sur lequel ni l'hétérogénéité individuelle ou spatiale, ni l'hétérogénéité temporelle ne sont recherchées afin établir ou non la stabilité des budgets-temps de transport. L'étude des budgets-temps de transport se concentre alors uniquement sur les attributs de la distribution de l'échantillon mêlant toutes les villes et toutes les dates, ou sur la comparaison des attributs des échantillons définis pour des dates différentes.

La stabilité des budgets-temps de transport est définie par une moyenne proche de 1 h et des écarts types représentant 30 min³². Il en résulte que la dispersion autour de la moyenne définit un intervalle relativement large. L'intervalle de confiance à 95% du budget-temps de transport moyen peut être approché par : $60 \pm 2 \cdot 30$, soit [0 ; 120] minutes.

Afin d'interpréter nos premiers résultats par rapport à la stabilité spatiale des budgets-temps de transport, nous proposons l'analyse de leur distribution. A l'aide des statistiques de la distribution des budgets-temps de transport, il sera possible de comparer les distributions de deux jeux de données différents. Ainsi, les figures et tableaux suivants présentent la distribution des budgets-temps de transport motorisé des villes du monde, puis ceux des villes des pays développés. Ils permettent de comparer l'incidence de l'exclusion des pays

³² Zahavi (1979), p. 235.

émergents sur l'intervalle et donc sur la robustesse d'une hypothèse de stabilité des budgets-temps de transport.

La figure 3-2 et la figure 3-3 présentent les histogrammes des budgets-temps de transport motorisé des villes du monde et des villes des pays développés et approchent leur courbe de densité par une distribution normale ajustée à chaque échantillon. Pour l'ensemble des villes du monde, les paramètres de cette distribution normale sont : 44,95 min pour la moyenne et 15,51 min pour l'écart type. Elle illustre la concentration autour de la moyenne, mais aussi l'étendue de l'intervalle des budgets-temps de transport motorisé. Globalement, les écarts types représentent 34% du budget-temps de transport motorisé moyen. La correspondance entre la médiane et la moyenne de la distribution laisse supposer que la distribution pourra être approchée par une loi de distribution symétrique, telle que la loi normale. Les autres indicateurs du tableau 3-4 sont à comparer avec ceux de la distribution des budgets-temps de transport motorisé des villes des pays développés (tableau 3-5). Ces derniers sont caractérisés par une moyenne proche de la précédente : 47,97 min et un écart type de 11,57 min. Il en résulte un coefficient de variation de 24 %, qui signale une dispersion moins importante autour de la moyenne. Ici, les budgets-temps de transport motorisé sont plus concentrés, l'intervalle est d'une étendue plus faible que le précédent : 56 min au lieu de 90 min. De la même façon, la réduction de la variance de 240 à 133 signifie une réduction de la dispersion. Enfin, le moment d'ordre 3 (*skewness*) est toujours proche de zéro, ce qui indique des distributions relativement symétriques. Et le moment d'ordre 4 (*kurtosis*) se réduit de 1,09 à 0,4 signifiant une légère réduction de l'empatement de la distribution, donc une atténuation de la fréquence des valeurs extrêmes. Ces deux derniers indicateurs doivent être proches de zéro pour constituer des conditions nécessaires, mais non suffisantes de la distribution normale. La robustesse statistique d'une telle hypothèse est testée et validée (tableau 3-6 et tableau 3-7).

figure 3-2 : Distribution des budgets-temps de transport motorisé (toutes les villes)

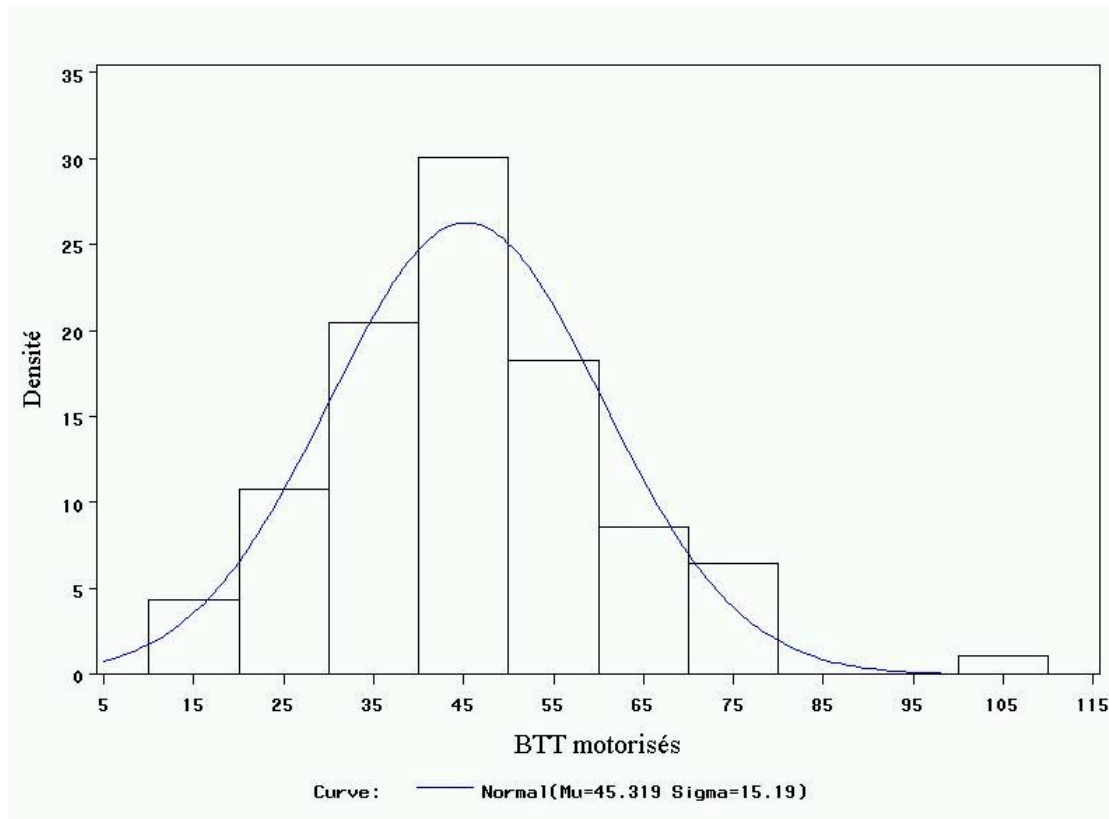


tableau 3-4 : Statistiques descriptives de la distribution des budgets-temps de transport motorisé des villes du monde.

Mesures statistiques			
<i>Localisation</i>			
Moyenne	45,32	Médiane	44,55
<i>Variabilité</i>			
Ecart type	15,19	Etendue	90,67
Variance	230,74	Etendue Interquartile	16,66
Coeff de Variation	33,51		
Moments d'ordre 3 et 4			
Skewness	0,49	Kurtosis	1,17

figure 3-3 : Distribution des budgets-temps de transport motorisé (villes des pays développés)

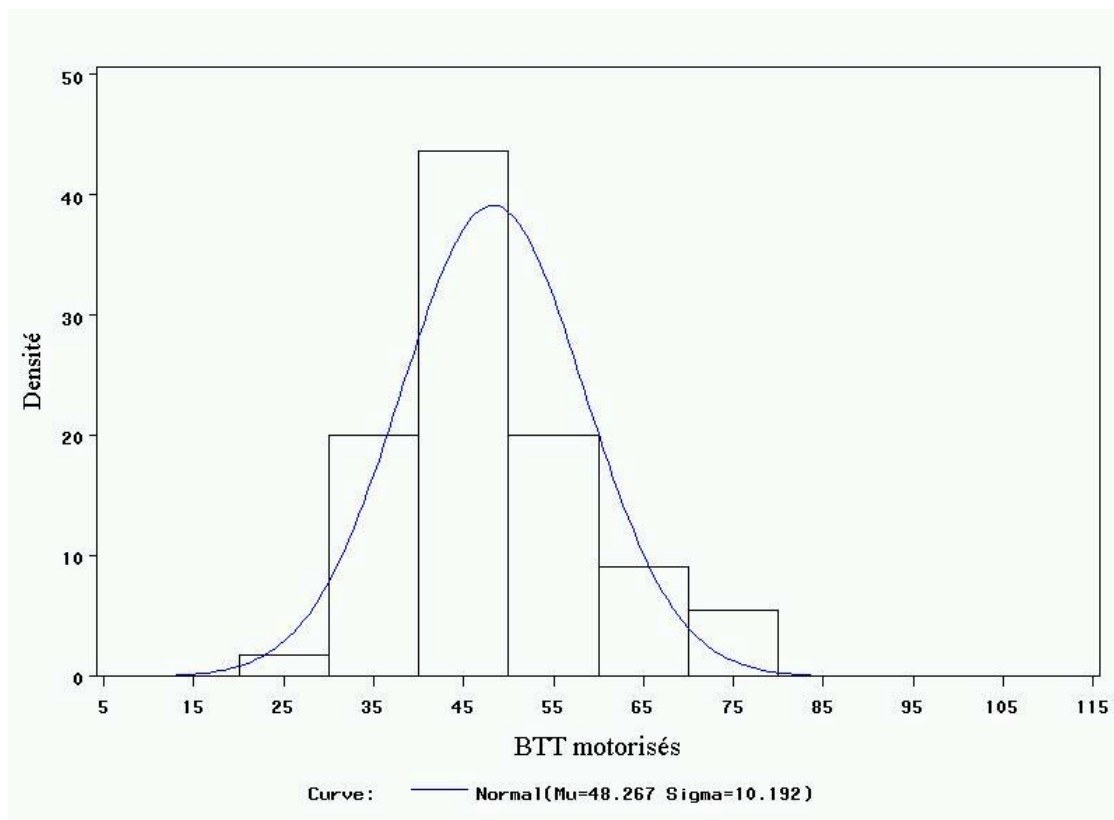


tableau 3-5 : Statistiques descriptives de la distribution des budgets-temps de transport motorisé des villes des pays développés.

Mesures statistiques			
<i>Localisation</i>			
Moyenne	48,26	Médiane	46,38
<i>Variabilité</i>			
Ecart type	10,19	Etendue	46,03
Variance	103,87	Etendue Interquartile	12,5
Coeff de Variation	21,11		
Moments d'ordre 3 et 4			
Skewness	0,90	Kurtosis	0,61

tableau 3-6 : Tests de normalité de la distribution des BTT mondiaux

Tests d'ajustement pour la distribution normale					
Test	Statistique	Ddl		p-value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0,060		Pr > D	>0,150
Cramer-von Mises	W-Sq	0,060		Pr > W-Sq	>,250
Anderson-Darling	A-Sq	0,350		Pr > A-Sq	>0,250
Chi-Square	Chi-Sq	74,304	7	Pr > Chi-Sq	<0,001
Jarque-Bera	Chi-Sq	3,722	2	Pr > Chi-Sq	>0,150

tableau 3-7 : Tests de normalité de la distribution des BTT développés

Tests d'ajustement pour la distribution normale					
Test	Statistique	Ddl		p value	
Kolmogorov-Smirnov	D	0,118		Pr > D	0,055
Cramer-von Mises	W-Sq	0,170		Pr > W-Sq	0,013
Anderson-Darling	A-Sq	1,042		Pr > A-Sq	0,009
Chi-Square	Chi-Sq	9,162	3	Pr > Chi-Sq	0,027
Jarque-Bera	Chi-Sq	7,425	2	Pr > Chi-Sq	0,024

En définitive, les deux analyses des distributions confirment l'effet de réduction de la dispersion résultant de l'exclusion des villes des pays émergents. L'intervalle des budgets-temps de transport motorisé des villes développées est relativement réduit. De plus, les indicateurs statistiques chiffrés utilisés quantifient les attributs des distributions des budgets-temps de transport et sont donc comparables avec ceux d'autres études.

Dans l'ensemble, notre intervalle est d'une envergure proche de celle des intervalles de Zahavi et Schafer. Le budget-temps de transport moyen (45 min ou 48 min) est légèrement plus faible que ceux obtenus par les deux auteurs (respectivement 48 min et 66 min). Cela s'explique, tout d'abord, par les divergences de méthodes et de définitions utilisées. Ensuite, l'absence de prise en compte de la marche à pied explique certainement une bonne partie de la différence avec les 66 min obtenues par Schafer. Enfin, la considération du budget-temps de transport par personne, au lieu de la personne mobile de Zahavi, peut expliquer la sous-évaluation de notre budget-temps de transport moyen.

De plus, les niveaux de dispersion des budgets-temps de transport moyens de la base MCD sont relativement proches de ceux de Zahavi ou Schafer. Le coefficient de variation de 0,30 obtenu sur l'ensemble des villes indique une dispersion globalement plus faible que dans les échantillons de Zahavi, dont les coefficients de variation sont proches de 0,5. La dispersion obtenue par Schafer peut, en partie, être illustrée par l'étendue de l'intervalle des budgets-temps de transport. Schafer présente des budgets-temps de transport compris entre 30 min et 90 min. A l'exception d'une observation extrême, les valeurs que nous obtenons définissent un intervalle d'envergure proche de 60 min. Le coefficient de variation et l'étendue de l'intervalle sont des indicateurs de la dispersion autour de la moyenne, ils informent sur le pouvoir de représentativité au niveau mondial de ce budget-temps de transport motorisé moyen. Ce pouvoir étant renforcé par les tests de normalité de la distribution (tableau 3-7). La distribution des budgets-temps de transport motorisé des villes du monde semblent être assimilable à une loi normale de paramètres (45,3 ; 15,2). Cette distribution étant symétrique, la moyenne représente d'autant plus les budgets-temps de l'échantillon.

En définitive, au niveau mondial, en admettant la proximité observée des temps malgré des définitions hétérogènes et en admettant une dispersion avoisinant les 50% du budget-temps de transport moyen, et étant donnée la proximité entre nos indicateurs et ceux obtenus par Zahavi (étendue de l'intervalle, coefficient de variation, etc.), *les données ne semblent pas rejeter l'hypothèse de stabilité spatiale des budgets-temps de transport telle qu'elle est définie par Zahavi et revue par Schafer au niveau mondial*³³.

Cependant la dispersion, dont font preuve les budgets-temps de transport, laisse présager l'existence de mécanismes internes.

³³ Une remarque importante doit être rappelée ici, les données utilisées ne concernant que l'année 1995, les conclusions que nous tirons de leur exploitation ne renseignent que le caractère spatial de la transférabilité de la stabilité des budgets-temps de transport motorisé. L'absence de séries temporelles ne nous permet pas de nous prononcer sur le caractère temporel de la stabilité.

2. Une typologie des agglomérations fondée sur la dispersion des budgets-temps de transport

Les informations relatives aux caractéristiques démographiques et économiques, aux structures urbaines, aux systèmes de transport et aux pratiques de mobilité des villes de pays développés renseignées dans la base constituent un puissant outil d'analyse internationale. L'analyse descriptive des attributs des agglomérations présents dans la base MCD fait apparaître trois groupes de villes (Joly, Masson et Petiot, 2004 ; Joly, 2004a). Tout d'abord, le groupe des villes des pays émergents³⁴, dont les caractéristiques trop hétérogènes ne permettent pas de former un groupe homogène d'agglomérations. Le plus souvent, ces agglomérations ne peuvent être rapprochées des agglomérations de pays développés, du fait du faible niveau de développement de leur système de transport. Pour ce groupe, les indicateurs de dispersion sont excessivement élevés, rendant les indices classiques de centralité non-représentatifs. De plus, les données de ces villes doivent être étudiées et comparées avec beaucoup de prudence, du fait de plus grandes difficultés de mise en œuvre des enquêtes et des recueils de données.

Ensuite, deux groupes homogènes et opposés se distinguent parmi les villes des pays développés : d'une part, les agglomérations nord-américaines et océaniques, et d'autre part, les agglomérations d'Europe de l'Ouest et les métropoles asiatiques. Cette opposition, désormais classique, des villes américaines et des villes européennes a été abondamment étudiée. Les structures urbaines et les systèmes de transport font apparaître des caractéristiques plus ou moins propices au développement de la mobilité et du système de transport orienté vers l'automobile, voire une dépendance à l'automobile. Ainsi, les deux groupes d'agglomérations se distinguent, notamment par leur degré de dépendance automobile, ou encore par la part de marché de leurs transports en commun (Newman et Kenworthy, 1989 ; Kenworthy et Laube, 1999 ; Vivier, 2001 ; Joly, Masson et Petiot, 2004). Comme le souligne Button (1997), « l'étalement urbain est souvent considéré aux Etats-Unis comme un problème majeur, non seulement en termes environnementaux, mais aussi en

³⁴ En raison de leur faible nombre et de leur comportement atypique, les agglomérations d'Amérique du Sud, d'Europe de l'Est, d'Afrique et les autres villes d'Asie sont regroupées dans une catégorie « pays émergents ». La catégorie « pays développés » intègre les agglomérations d'Amérique du Nord et d'Océanie, les agglomérations ouest-européennes et les métropoles asiatiques.

raison des problèmes générés pour l'offre de transports publics et pour la cohésion sociale. Les villes européennes ont généralement mieux su préserver la vitalité de leur centre-ville que les Etats-Unis. »³⁵.

Afin de nous concentrer sur les relations entre les temps de transport et les attributs des villes, nous détaillons ici l'opposition des agglomérations sous l'angle de leur consommation de ressources espace et temps, qui nous conduit à distinguer deux profils d'organisation urbaine sur la base de ces consommations en termes de distances parcourues et de budgets-temps de transport.

L'étude des budgets-temps de transport, des distances parcourues et des parts modales résume les informations essentielles et permet d'introduire la définition de ces profils d'organisation urbaine. Le tableau 3-8 expose les moyennes des budgets-temps de transport motorisé, des distances quotidiennes parcourues et des parts modales des agglomérations présentes dans la base MCD.

Les budgets-temps de transport motorisé mondiaux de la base MCD définissent un intervalle relativement étroit d'une quinzaine de minutes (41 min à 56 min)³⁶. Par ailleurs, au niveau régional, les niveaux de dispersion de ces budgets-temps de transport sont hétérogènes entre les régions. Ils représentent de 12 % à 48 % du budget-temps de transport moyen. Dans les pays développés, ils s'élèvent à une dizaine de minutes, ce qui représente des écarts à la moyenne d'environ 15 % à 25 %. Comme nous l'avons vu, ces dispersions dans les budgets-temps de transport sont d'une ampleur comparable à ceux de Zahavi ou de Schafer. Dans les deux cas de la moyenne mondiale et de la moyenne des pays développés, l'agrégation des différentes zones géographiques accroît la dispersion autour de la moyenne : les écarts types sont plus importants pour ces zones vastes, que ceux de chaque région.

³⁵ Button (1997), p. 162.

³⁶ Les bornes de cet intervalle (41 min ; 56 min) sont, respectivement, la moyenne pour les villes des pays émergents et la moyenne pour les villes américaines et canadiennes. Les budgets-temps de transport motorisé des pays émergents doivent plus particulièrement être considérés avec précaution. L'intervalle défini pour les villes des pays développés reste cependant dans le même ordre de grandeur (42 min ; 56 min).

tableau 3-8 : Statistiques descriptives des trois indicateurs, budget-temps de transport motorisé, distance quotidienne parcourue et partage modal.

BTT (en min)	Moyenne	Ecart type	Coefficient de variation (en %)
Europe de l'Ouest	43,65	8,56	19,62
France	42,34	5,09	12,02
Métropoles asiatiques	44,85	6,60	14,73
Océanie	52,39	7,43	14,18
USA et Canada	56,31	13,83	24,57
Pays Emergents	41,17	19,84	48,19
Pays Développés	47,71	11,23	23,54
Monde	45,32	15,19	33,52

Distance (en km)	Moyenne	Ecart type	Coefficient de variation (en %)
Europe de l'Ouest	21,62	4,80	22,20
France	18,94	2,96	15,59
Métropoles asiatiques	22,49	5,33	23,70
Océanie	32,92	5,62	17,08
USA et Canada	42,58	14,60	34,28
Pays Emergents	14,23	6,42	45,10
Pays Développés	28,21	12,46	44,19
Monde	23,08	12,59	54,54

Parts modales (% des déplacements mécanisés)	Transport Public		Transport Privé	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Europe de l'Ouest	25,43	7,96	67,92	10,02
France	18,05	6,10	80,09	5,79
Métropoles asiatiques	42,28	17,38	48,14	13,70
Océanie	5,99	2,41	91,94	1,71
USA et Canada	5,87	4,56	93,19	4,64
Pays Emergents	43,23	20,46	48,91	21,12
Pays Développés	20,24	13,81	74,70	16,65
Monde	28,95	19,99	64,93	22,26

Source : Joly (2004b)

Les distances moyennes parcourues par zone sont plus contrastées. Les agglomérations d'Amérique du Nord et d'Océanie présentent des distances parcourues deux fois plus importantes que celles des villes ouest-européennes. Ainsi, les distances parcourues (14 km à 42 km) présentent elles aussi des dispersions croissantes avec l'agrégation des zones.

Des niveaux propres à certains groupes peuvent être identifiés. Ces villes se distinguent par leurs consommations spatiales et temporelles de transport. Les agglomérations d'Europe de l'Ouest et les métropoles asiatiques sont caractérisées par des budgets-temps de transport proches de 43 min et des distances parcourues de 21 km. A l'opposé, les villes nord-américaines et océaniques semblent fonder leur développement sur une consommation extensive des ressources spatiales et temporelles urbaines, avec des budgets-temps de transport de 55 min et des distances parcourues de 40 km. Nous qualifions ce mode de développement de *profil urbain extensif*, par opposition, aux villes ouest-européennes et aux métropoles asiatiques caractérisées par un *profil urbain intensif*. Ces dernières semblent maintenir relativement stable ou essaient de limiter ses consommations spatiales et temporelles.

De plus, le partage modal observé dans ces agglomérations semble soutenir cette distinction d'organisations urbaines. Les villes extensives sont caractérisées par une forte dépendance automobile (part de marché proche de 95%), ainsi que par des transports en commun réduits (5% de part de marché). Alors que les villes d'Europe de l'Ouest et les métropoles asiatiques parviennent à conserver des transports collectifs actifs (20 à 40% des déplacements).

II. Comparaison internationale – mise en évidence de profils d'agglomération

L'analyse des profils urbains s'organise autour des deux dimensions spatiales et temporelles des mobilités urbaines observées. Le tableau 3-9 présente un récapitulatif des moyennes des indicateurs par région du monde. Il illustre les deux groupes d'agglomérations mentionnés précédemment : les villes des profils intensif et extensif, ainsi que l'hétérogénéité des villes des pays émergents.

tableau 3-9 : Moyenne des indicateurs par groupe d'agglomérations

	Europe de l'Ouest	Amérique du Nord et Océanie	Métropoles asiatiques	Amérique du Sud	Europe de l'Est	Afrique	Autres villes d'Asie	Profil intensif	Profil extensif
Nombre d'agglomérations	35	20	5	10	6	8	16	40	20
<i>Structure urbaine et contexte économique</i>									
Surface (ha)	182705	875678	626186	1351430	140606	129715	283492	238140	875678
Population (hab.)	2130561	3941434	12045192	7598602	3878301	3702787	8958334	3369890	3941434
Proportion d'emplois dans le centre (%)	18,29	12,27	20,08	22,60	17,03	14,03	25,54	18,52	12,27
Densité de population (hab./ha)	55,10	17,76	134,36	89,65	71,36	101,67	189,75	65,53	17,76
Densité d'emplois (emplois/ha)	26,97	8,45	66,00	38,41	38,80	27,09	86,68	32,11	8,45
PIB par tête (milliers de dollars US/hab.)	31,12	25,84	34,80	6,35	5,17	2,36	4,18	31,58	25,84
<i>Système de transport</i>									
Longueur de voirie (m/1000 pers.)	2997,88	6575,03	2424,76	1464,06	1373,68	1425,53	591,06	2922,47	6575,03
Longueur de lignes de transports collectifs (m/1000 pers.)	3634,16	1994,21	1127,85	4227,79	1684,41	3940,63	1327,23	3295,47	1994,21
Coût d'usage d'un déplacement en voiture particulière (10E-4 % du PIB par pers./déplacement)	157,81	113,01	132,48	563,56	551,64	979,86	584,49	154,48	113,01
Coût d'usage d'un déplacement en transport collectifs (10E-4 % du PIB par pers./déplacement)	30,31	37,25	45,73	77,04	23,93	161,89	86,26	32,39	37,25
Prix du carburant (10E-5 % PIB urbain par pers./km)	33,98	21,07	31,55	272,11	173,94	230,79	135,56	33,66	21,07
Offre de stationnement (places/1000 emplois)	270,00	501,43	120,59	71,38	74,04	195,57	91,25	250,34	501,43
Part du PIB urbain investi en transports collectifs (%)	0,45	0,21	0,47	0,40	0,50	0,54	0,76	0,45	0,21

tableau 3-9 : Moyenne des indicateurs par groupe d'agglomérations (suite)

	Europe de l'Ouest	Amérique du Nord et Océanie	Métropoles asiatiques	Amérique du Sud	Europe de l'Est	Afrique	Autres villes d'Asie	Profil intensif	Profil extensif
<i>Pratiques de mobilité</i>									
Part modale des transports collectifs (%)	25,43	5,90	42,28	50,86	60,80	42,27	39,48	27,59	5,90
Part modale de l'automobile (%)	67,92	92,88	48,14	47,64	36,90	56,16	42,08	65,38	92,88
Distance quotidienne parcourue (km)	21,62	40,17	22,49	16,67	19,97	11,70	12,06	21,74	40,17
Distance par déplacement (km)	7,98	11,09	8,98	10,32	6,63	7,50	7,02	8,12	11,09
Distance par déplacement domicile-travail (km)	9,22	16,03	11,52	10,10	7,43	11,48	7,85	9,52	16,03
Nombre moyen de déplacements quotidiens (n/hab.)	2,89	3,59	2,67	1,71	2,81	1,60	2,13	2,86	3,59
Vitesse moyenne de déplacement sur route (km/h)	32,94	46,81	31,34	29,33	30,92	33,57	20,83	32,74	46,81
Motorisation (véh./1000 pers.)	411,86	569,80	217,33	188,53	279,23	102,12	88,30	387,54	569,80
Budget-temps de transport quotidien motorisé	43,65	55,33	44,85	47,95	50,47	25,94	44,93	43,80	55,33

Source : Joly, Masson et Petiot, (2004)

1. Les espaces de la mobilité

En tant que lieu d'exercice de la mobilité, la ville recouvre divers aspects de l'univers de choix des individus. En effet, les choix de mobilité sont directement conditionnés par la structure urbaine et par le système de transport.

La structure urbaine dresse le cadre physique de la mobilité. D'une part, la localisation des activités par rapport à la localisation des individus induit des besoins de mobilité. De ce fait, en considérant la demande de transport comme dérivée de la demande d'activités des individus, nous introduisons un lien direct entre la dispersion des opportunités socio-économiques et les besoins de mobilité. D'autre part, la structure urbaine est le lieu de réalisation de la mobilité. A cet égard, elle dicte une grande part des conditions de déplacement.

Le système de transport est constitué de l'ensemble des moyens de déplacement accessibles. Chacun est défini par des coûts monétaires et temporels et par une accessibilité propre. L'individu doit alors arbitrer entre les coûts de transport de sa mobilité et les activités accessibles. Les systèmes de transport urbain se différencient, non seulement, en termes de coût d'usage, de coût d'exploitation ou de coût social, mais aussi en termes d'accessibilité. La dépendance automobile d'un système de transport urbain semble assurer une plus grande accessibilité. Mais à l'opposé, les transports collectifs urbains offrent une mobilité à coûts monétaires relativement moindres. Comme nous allons l'illustrer par la suite, le coût temporel de la mobilité occupe une place paradoxale dans la concurrence entre les modes motorisés.

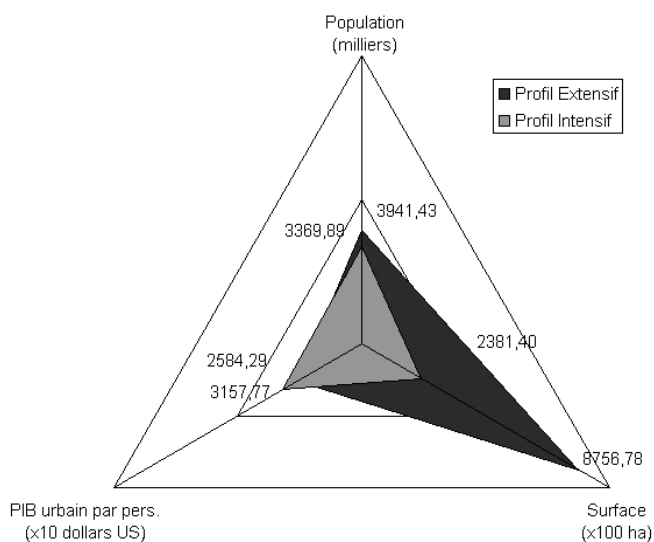
a) La structure urbaine et le contexte économique

L'analyse de la « géographie » des villes fait apparaître des morphologies urbaines contrastées. Ainsi, le modèle extensif est caractérisé, en moyenne par une densité plus faible, une surface et une population plus importantes que le groupe intensif. En revanche, les agglomérations asiatiques et africaines et, dans une moindre mesure, les agglomérations d'Amérique du Sud et d'Europe de l'Est, présentent des densités de population nettement supérieures à celles des autres agglomérations. L'observation des densités d'emplois conduit, en outre à des conclusions globalement similaires. On note, par ailleurs que les agglomérations africaines et d'Europe de l'Est ont des surfaces inférieures à celles de

l'ensemble des autres agglomérations, alors que les agglomérations ouest-européennes ont des surfaces nettement inférieures à celles des métropoles asiatiques, des agglomérations nord et sud-américaines et des agglomérations océaniques. En définitive, l'espace des opportunités de déplacement offertes au sein des agglomérations intensives semble moins étendu, mais plus dense que celui proposé au sein des agglomérations extensives (figure 3-4).

Le niveau moyen de richesse (mesuré par le PIB urbain par tête, en milliers de dollars américains) des agglomérations ouest-européennes est globalement comparable à celui des agglomérations nord-américaines et océaniques et à celui des métropoles asiatiques. Il est nettement inférieur pour les autres agglomérations (tableau 3-9). L'introduction d'une mesure de l'activité économique de la ville, semble indiquer que le développement économique des agglomérations extensives est synonyme de développement spatial. A l'inverse, les villes intensives semblent parvenir à se développer tout en restreignant l'intensité en transport de leur développement. D'après la figure 3-5, les agglomérations intensives sont plus denses et orientent leur activité vers le centre-ville. Alors que les villes extensives dispersent leur activité sur l'aire urbaine.

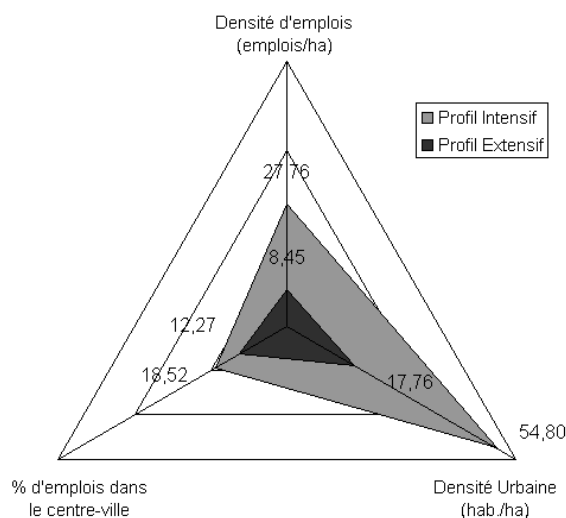
figure 3-4 : Indicateurs généraux selon le modèle d'organisation urbaine



Les résultats relatifs aux concentrations urbaines indiquent une franche opposition. La ville intensive gère son espace en concentrant emplois et habitats. Mais, la mesure de la densité est aussi révélatrice de l'organisation du réseau de voirie de la ville. Comme l'a

montré Héran (2003), le temps de déplacement entre deux points de la ville dépend du « détour moyen », soit le rapport entre la distance parcourue en utilisant le réseau viaire et la distance à vol d'oiseau. La comparaison de ce détour moyen pour différentes morphologies urbaines fait, là encore apparaître une opposition entre les villes européennes et américaines. Dans le cas du réseau régulier, en damier ou en forme de grille, typique des villes américaines et de quelques quartiers de villes européennes, le détour moyen est d'environ 30 %. Alors que, dans le cas du réseau de centre-ville, irrégulier mais bien maillé, typique de nombreuses villes européennes, le détour moyen est d'environ 15 à 25 %. Notons que la forme du réseau viaire dépend en grande partie du mode dominant. Plus récemment, les villes modernes, en tenant compte de la vitesse automobile, n'ont pas hésité à allonger le détour moyen. La distance accrue étant plus que compensée par la vitesse.

figure 3-5 : Indicateurs de concentration urbaine selon le modèle d'organisation urbaine



Ainsi, pour une activité économique *a priori* équivalente, les agglomérations extensives sont construites sur un modèle disposant d'une ressource spatiale relativement peu contrainte. La richesse relative des agglomérations en termes spatiaux trouve très certainement une part de son explication dans les contraintes géographiques de la ville. Mais aussi dans l'historique des modes de transport qui ont permis son développement et qu'elle a dû intégrer dans son fonctionnement.

De plus, le constat de morphologies urbaines différentes et de dispersions des opportunités socio-économiques opposées laisse supposer qu'il résultera de ces agencements urbains des besoins de mobilités distincts. Conséquemment, les systèmes de transport répondant à ces besoins sont susceptibles d'être orientés différemment.

b) Les systèmes de transport

Les caractéristiques des systèmes de transport des agglomérations étudiées sont ici appréhendées, d'une part, à l'aide des indicateurs d'offre routière (longueur de voirie urbaine et capacité de stationnement), d'autre part, avec des indicateurs d'offre de transports collectifs (longueur des lignes et effort d'investissement dans les transports publics). L'observation du prix du carburant et des coûts d'usage des différents modes de transport permet d'affiner les profils d'agglomération.

La longueur de voirie (mesurée en mètre pour 1 000 habitants) est, en moyenne, plus de deux fois plus élevée dans les agglomérations extensives que dans les agglomérations intensives (tableau 3-9). Cette hiérarchie est confirmée par l'offre de stationnement dans le centre-ville (nombre de places de stationnement pour 1 000 emplois dans le CBD³⁷). Inversement, l'effort d'investissement dans les transports collectifs (part du PIB urbain investi dans les transports collectifs) est deux fois plus important dans les agglomérations du profil intensif que dans les agglomérations du profil extensif. De fait, l'offre d'infrastructures de transports collectifs (lignes de transport public mesurées en mètre pour 1 000 habitants) est deux fois plus élevée dans le premier groupe d'agglomérations que dans le deuxième. S'agissant des agglomérations des pays émergents, si l'offre de transports collectifs supplante l'offre routière, ces deux types d'infrastructures sont cependant en quantités nettement inférieures par rapport à celles observables dans les agglomérations des pays développés.

En moyenne, le prix du carburant est d'environ une fois et demie plus élevé dans les agglomérations intensives que dans les agglomérations extensives (figure 3-6). L'écart est encore plus conséquent avec les agglomérations des pays émergents (rapport de 1 à 20 pour les agglomérations d'Amérique du Sud par rapport aux agglomérations d'Amérique du Nord). Parallèlement, le coût d'usage moyen d'un déplacement en automobile est largement plus

³⁷ *Central Business District*

élevé dans les agglomérations des pays émergents. Il est en revanche le plus faible dans les agglomérations extensives. La position des agglomérations intensives est intermédiaire, bien que se rapprochant sensiblement de la tendance extensive. L'écart entre les agglomérations extensives et les agglomérations intensives semble cependant suffisamment significatif pour justifier une distinction de deux profils relativement homogènes d'agglomérations au sein des pays développés. On retrouve au demeurant la différenciation entre les agglomérations des pays émergents et celles des pays développés en observant les positions concernant le coût moyen d'un déplacement en transports collectifs. Il est en général plus élevé dans les pays émergents que dans les pays développés, excepté pour les agglomérations est-européennes, où il est du reste le plus faible. Au sein des pays développés, le coût moyen d'usage des transports publics le plus élevé s'affiche dans les métropoles asiatiques, qui s'écartent exceptionnellement du groupe des agglomérations ouest-européennes, où ce coût est globalement plus faible que dans les agglomérations extensives. La dépendance automobile caractérise très clairement le modèle extensif. Avec 93 % de part de marché dans ces agglomérations, l'automobile ne laisse qu'une très faible place aux transports collectifs (5,9 %) ³⁸ et rend exceptionnel l'usage des autres modes non-motorisés (moins de 2 %). La ville intensive tend à préserver ses transports collectifs et l'usage des modes non-motorisés qui, ensemble, représentent un tiers des déplacements en dépit de la place importante prise par la voiture particulière dans l'ensemble des déplacements mécanisés (68 %) (figure 3-7).

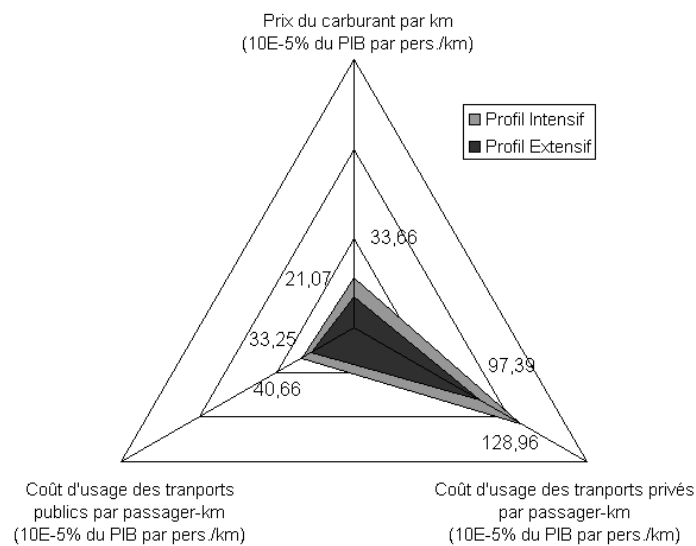
L'examen des caractéristiques du système de transport confirme la conclusion émise au regard de la structure urbaine. Il existe une rupture évidente entre, d'un côté, les agglomérations extensives peu denses offrant un système de transport largement doté en infrastructures routières aux dépens des infrastructures de transports collectifs, et, de l'autre, les agglomérations intensives denses présentant une offre en infrastructures routières modérée et une offre d'infrastructures de transports publics plus conséquente. Les autres agglomérations de l'échantillon présentent un profil très hétérogène. La part de marché des

³⁸ La part modale des transports collectifs est mesurée par le rapport entre le nombre de déplacements effectués en transports collectifs et le nombre total de déplacements effectués en modes mécanisés.

transports collectifs varie de 39 % dans les autres agglomérations asiatiques à 61 % dans les agglomérations d'Europe de l'Est.

La co-production entre la structure urbaine et le système de transport semble alors indiquer qu'un moyen de sauvegarde des transports en commun réside dans la densité urbaine.

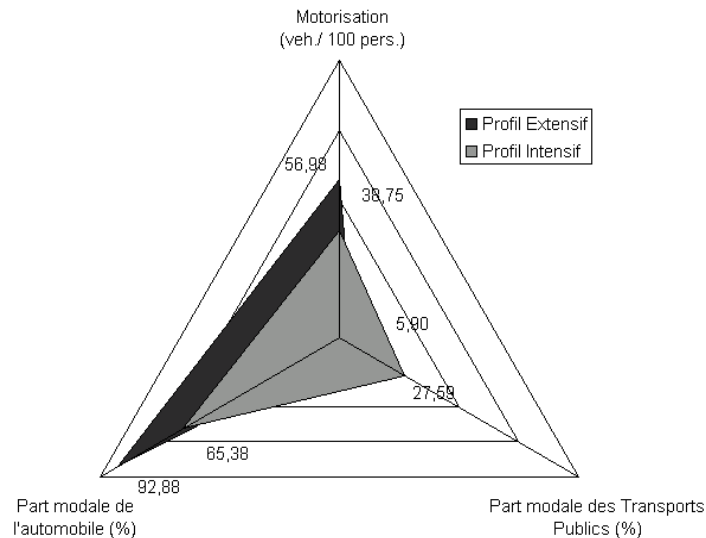
figure 3-6 : Coûts d'usage des modes motorisés selon le modèle d'organisation urbaine



Les choix individuels sous-jacents au partage modal trouvent une part de justification avec les niveaux relatifs des coûts des transports. Ainsi, les coûts du déplacement automobile sont moindres pour le modèle extensif, que pour le modèle intensif.

La cohérence du choix automobile dans le modèle extensif se justifie, à court terme, par la structure urbaine et par les niveaux relatifs des coûts entre les modes. Mais sur le long terme, ce choix peut être remis en cause. La co-production entre la ville et le transport implique une relation d'interaction réciproque (Wiel, 1999).

figure 3-7 : Usage des modes motorisés selon le modèle d'organisation urbaine



2. Des mobilités contrastées

Comme nous l'avons illustré avec le tableau 3-8, les mobilités des profils d'agglomération sont fortement contrastées en termes de distances parcourues et de budgets-temps de transport motorisé. Plus précisément, la distance quotidienne moyenne dépasse les 40 km dans les agglomérations extensives. Elle est presque deux fois plus faible dans le profil intensif (figure 3-8). La situation des agglomérations des pays émergents est de nouveau particulièrement dispersée. On retrouve la même hiérarchie concernant la distance moyenne par déplacement (11 km dans les agglomérations d'Amérique du Nord et d'Océanie, 9 km pour les métropoles asiatiques et 8 km dans les agglomérations d'Europe de l'Ouest) et la distance totale parcourue dans le cadre d'un déplacement domicile-travail. L'écart entre les profils d'agglomération s'accroît lorsqu'on s'intéresse précisément à la comparaison entre la distance domicile-travail et la distance moyenne par déplacement tous motifs (figure 3-9). En effet, la distance d'un déplacement domicile-travail est près d'une fois et demie celle d'un déplacement tous motifs dans les métropoles nord-américaines, alors qu'elle n'augmente que d'un tiers et de moins d'un cinquième dans les métropoles asiatiques et les agglomérations ouest-européennes. L'observation des distances de déplacement permet donc de mettre en évidence une véritable rupture entre les consommations d'espace des mobilités. D'un côté, la mobilité nord-américaine et océanique se caractérise par des consommations d'espace

extensives, tandis que, les consommations spatiales de la mobilité au sein des métropoles asiatiques et ouest-européennes semblent contenues. Ces consommations sont qualifiées d'intensives.

La propension à se déplacer est plus importante dans les agglomérations extensives (3,6 déplacements par jour et par personne) que dans les agglomérations intensives (2,7 à 2,9 déplacements par jour et par personne). Cette tendance est d'autant plus forte qu'il s'agit de déplacements réalisés en modes privés motorisés. Elle est renforcée par l'observation des budgets-temps de transport motorisé. Sa moyenne est inférieure à 45 min dans les agglomérations intensives, mais s'élève à 55 min dans les agglomérations extensives. L'usage des modes de transport privés motorisés est donc nettement marqué dans le profil extensif, que ce soit en termes de nombre de déplacements ou de budgets-temps de transport. Il semble souligner la forte dépendance automobile de la mobilité de ces agglomérations.

figure 3-8 : Indicateurs de mobilité selon le modèle d'organisation urbaine

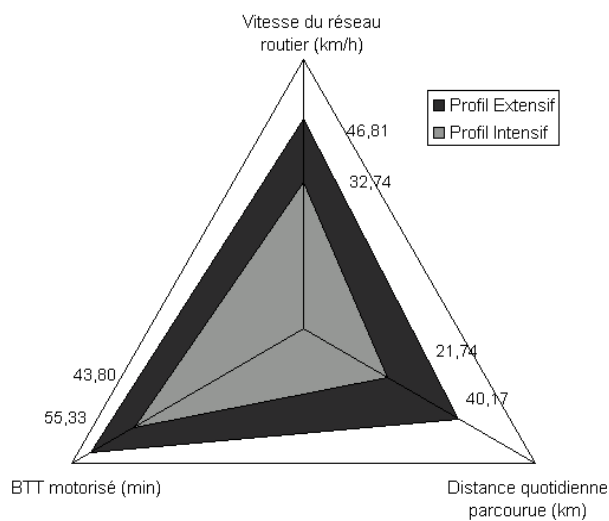
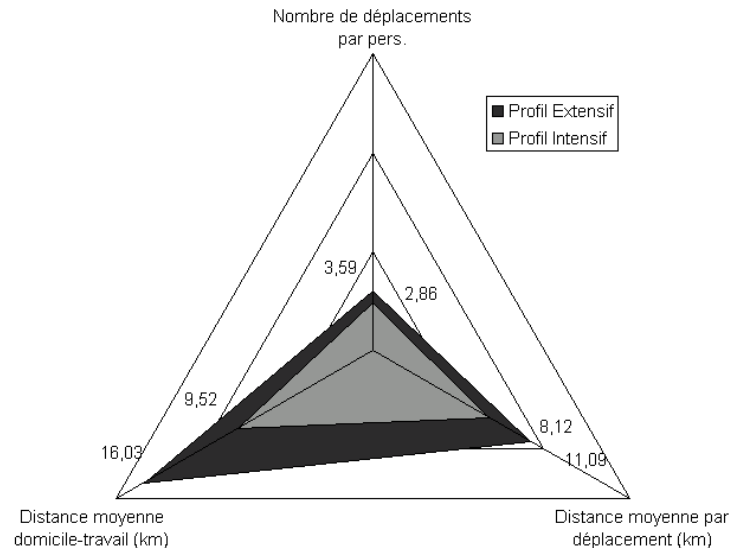


figure 3-9 : Indicateurs de mobilité selon le modèle d'organisation urbaine



Malgré ses vitesses accrues, le modèle extensif a des budgets-temps de transport plus élevés (figure 3-8). Dans ces agglomérations, tout se passe comme si la croissance des revenus procurait des vitesses plus grandes et nécessitait des distances plus importantes. L'orientation du système de transport vers l'automobile, permise par les hausses de revenu, ne semble pas « faire gagner de temps ». Malgré l'efficacité relative du modèle extensif en termes 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 budget-temps de transport 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.

En conclusion, sur la base de données équivalentes, Newman et Kenworthy (1989) et Kenworthy et Laube (1999) ont proposé une distinction d'organisations urbaines fondée sur les caractéristiques des morphologies urbaines et des systèmes de transport. La première étude soutient l'idée selon laquelle la densité urbaine est un levier permettant d'orienter la mobilité vers un développement durable et de réduire les émissions polluantes de la mobilité.

Avec la base MCD, nous observons deux groupes de villes, fondés sur l'opposition des consommations spatiales et temporelles de leur organisation urbaine, similaires à ceux des deux études précédentes. Ainsi, la décomposition du niveau d'observation des budgets-temps de transport conduit à définir deux groupes relativement homogènes d'agglomérations. Le premier groupe, constitué des agglomérations ouest-européennes et des métropoles asiatiques³⁹, se caractérise par un *profil intensif*: densité urbaine élevée, offre routière modérée, forte offre de transports collectifs, partage modal laissant une place importante aux transports publics. Ce modèle urbain intensif regroupe des agglomérations qui maintiennent une consommation relativement stable d'espace et de temps. A l'opposé, le groupe des agglomérations nord-américaines et océaniques désigne un *profil extensif*: densité urbaine faible, offre routière conséquente, offre de transports collectifs faible, partage modal largement favorable à l'automobile. Ce modèle urbain extensif rassemble des agglomérations qui se développent par l'extension des consommations d'espace et de temps. Enfin, les agglomérations des pays émergents présentent des caractéristiques trop hétérogènes pour les décrire au travers d'un profil représentatif.

De plus, la décomposition de l'échantillon en grandes régions fait apparaître des niveaux de budgets-temps de transport motorisé différents. Comme nous l'avons évoqué dans le chapitre 1, de nombreuses études ont montré qu'en quittant le niveau mondial d'analyse de nombreuses variables influencent significativement les budgets-temps de transport. Par exemple, Levinson et Wu (2005) ont montré les relations entre les budgets-temps de transport américains et la congestion, le revenu, la surface, la population et la densité urbaine.

Section III - Les leviers sur la mobilité

Une des particularités de la ville automobile est de permettre un accroissement sensible des vitesses moyennes de déplacement. Le réinvestissement, en transport, des gains de temps semble expliquer l'étalement de la zone d'activités potentielles des individus. Il est probable

³⁹ La robustesse de cette dichotomie est illustrée par l'analyse en composantes principales développée en fin de partie. De plus, l'inclusion des cinq métropoles asiatiques dans le profil intensif soutient l'opposition entre les profils et les relations mises en évidence. Par ailleurs, les tests statistiques réalisés vérifient que leur exclusion du groupe ne modifie que marginalement l'ensemble des résultats et leur robustesse.

qu'avec les gains de vitesse, le désir d'espace gagne en intensité et puisse même inciter les individus à accepter une dépense temporelle de transport motorisé de plus en plus grande comme nous allons le voir dans le cas des Etats-Unis. En effet, jusqu'à présent l'interprétation du lien entre vitesse, distance et budget-temps de transport rendait la vitesse responsable de l'extension de la portée spatiale des déplacements et lui attribuait un pouvoir de régulation de la mobilité, sous la contrainte d'un budget-temps de transport fixe. Pourtant, en observant le cas des villes américaines, il semble que l'extension spatiale a franchi la barrière du budget-temps de transport constant.

I. Structuration de l'espace urbain et développement économique

1. Budgets-temps de transport et densités urbaines

L'analyse des temps consacrés au transport dans les agglomérations fait aussi apparaître un certain nombre de relations entre les budgets-temps de transport et les variables disponibles. La figure 3-10, fondée sur les différences de densité urbaine, résume les informations clés. Elle indique que les agglomérations extensives ont des budgets-temps de transport motorisé plus élevés que les villes intensives. Les premières sont caractérisées par une densité plus faible, une surface et une population plus importantes que les secondes. Ainsi, une relation décroissante s'établit entre les budgets-temps de transport et la dispersion des opportunités socio-économiques, mesurée par la densité urbaine (figure 3-10), la densité d'emplois (figure 3-11) et la proportion d'emplois au centre. Nous retrouvons là le constat de Newman et Kenworthy (1989)⁴⁰ et Kenworthy et Laube (1999) qui établissaient sur l'ensemble des agglomérations des pays développés, une relation décroissante entre la densité urbaine et la consommation énergétique du transport. En première analyse, les observations dont nous disposons produisent, pour l'ensemble des agglomérations des pays développés, une relation équivalente entre la densité urbaine et les budgets-temps de transport. Cependant, un examen détaillé invite à une analyse plus fine. De la même façon que le schéma de Newman et Kenworthy ne montrait vraiment une relation inverse entre consommation d'énergie et densité qu'en dessous d'un certain seuil de densité, nous observons ici non pas

⁴⁰ Newman et Kenworthy (1989), p. 49.

une relation inverse régulière, mais deux groupes de pays. Ce sont globalement les mêmes groupes d'agglomérations qui se distinguent sur le graphique de Newman et Kenworthy. Le groupe des villes extensives, situé sur la gauche de notre figure 3-10, correspond aux faibles densités et à une relation inverse significative entre densité et budget-temps de transport. Les villes intensives sont caractérisées, au contraire, par une certaine dispersion des budgets-temps de transport⁴¹. Cette dernière n'écarte pas pour autant l'idée d'une convergence du budget-temps de transport vers un niveau plancher lorsque la densité urbaine augmente. Il est important de souligner ce caractère non linéaire de la relation entre densité et budget-temps de transport. Cette relation nous montre qu'en partant d'une situation de très faible densité, les budgets-temps de transport moyens diminuent quand la densité augmente. Mais, à partir d'un certain seuil, relativement bas (40 habitants ou 20 emplois par hectare) la relation inverse disparaît. Nous retrouvons ici l'idée de convergence des budgets-temps de transport, comme dans la conjecture de Zahavi.

Au niveau continental, malgré le large éventail des niveaux de densité urbaine des villes intensives, les budgets-temps de transport sont rapprochés et ne semblent pas affectés par cette variable. Par contre, l'effet semble significatif pour les villes de type extensif. La faible concentration de la population de ces villes semble être synonyme de déplacements globalement plus longs. Et, c'est en se densifiant, que les agglomérations du type extensif réduisent leur budget-temps de transport moyen. Enfin, les grandes villes asiatiques sont nettement plus denses que les autres villes, mais elles affichent des budgets-temps de transport équivalents aux villes européennes. Cela suggère une convergence du budget-temps de transport avec la densité urbaine vers un niveau plancher. Comme le montre la figure 3-11, le fait de prendre la densité des emplois plutôt que la densité de population ne change pas l'allure générale de la relation.

Ainsi, cette relation semble donc indiquer que les villes du type extensif payent leur extension spatiale et leur dispersion spatiale par un surcoût temporel de déplacement motorisé.

⁴¹ Ce que révèle la faiblesse du R^2 . Les droites de régression des deux groupes de pays ne s'interprètent donc pas de la même façon. Dans la partie gauche du graphique, une relation inverse peut être supposée entre densité et vitesse. Dans la partie droite, c'est plutôt l'absence de relation qui prévaut.

figure 3-10 : Budget-temps de transport motorisé par personne (en min) et densité urbaine (en personne par ha.) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Canada, Océanie et métropoles asiatiques.

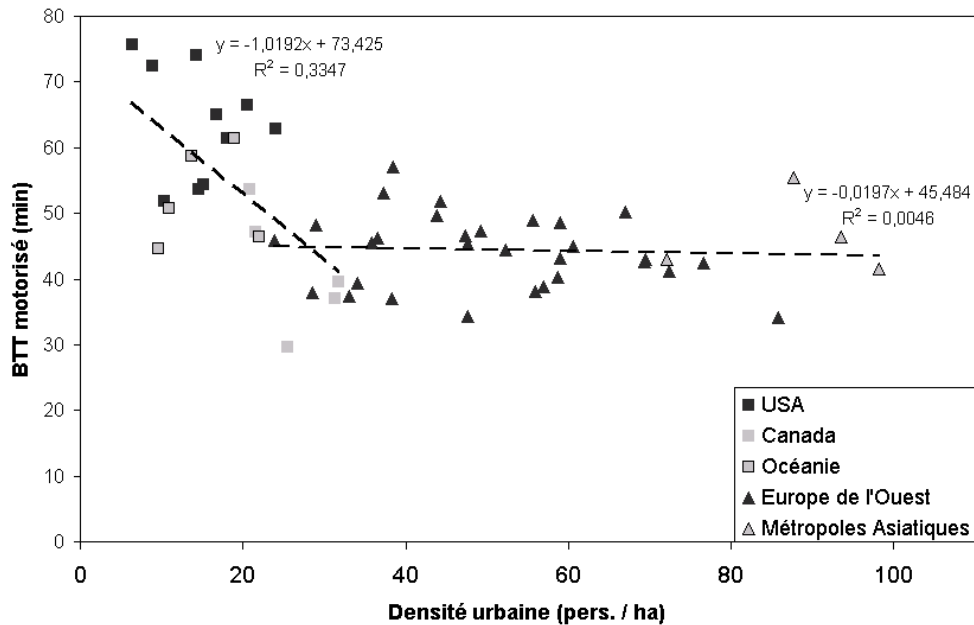
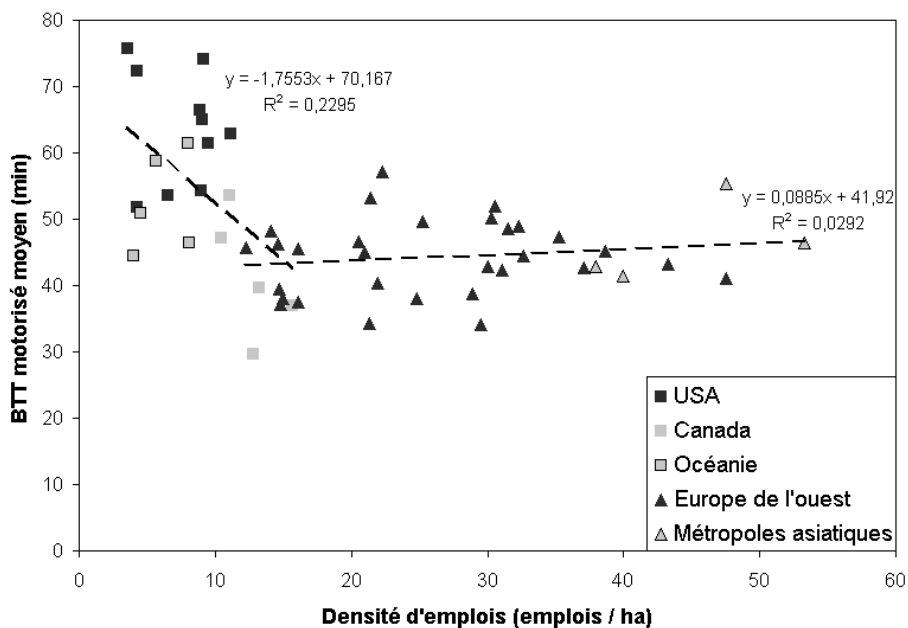


figure 3-11 : Budget-temps de transport motorisé par personne (en min) et densité d'emplois (en emplois par ha.) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Canada, Océanie et métropoles asiatiques.



2. PIB urbain, budget-temps de transport et distance parcourue

Le PIB urbain en tant qu'indicateur du volume de l'activité économique des agglomérations, permet de rapprocher cette intensité économique à l'intensité de la mobilité urbaine. Le PIB de la ville indique aussi son niveau de développement économique et peut donc être lié au développement du système de transport urbain.

La décomposition de l'échantillon des villes de pays développés en type extensif et type intensif fait apparaître que pour un même niveau d'activité, les villes du type extensif nécessitent plus de temps de transport et de distance que celles du type intensif. Et alors que ces dernières parviennent à contenir leurs distances parcourues et leurs budgets-temps de transport motorisé, les villes du type extensif voient les leurs exploser avec l'activité économique (figure 3-12 et figure 3-15).

L'observation de la mobilité en tant que facteur de production de l'activité économique de la ville laisse donc apparaître la présomption suivant laquelle le développement économique du modèle extensif est basé sur la consommation accrue des ressources espace-temps. Alors que le modèle intensif semble économiser ces deux ressources. Les villes de type intensif parviennent à développer leur économie tout en restreignant l'intensité en transport et en espace de ce développement. Alors que les villes extensives dispersent leur activité sur toute la surface de l'agglomération, les villes intensives sont plus concentrées et tournent leur activité vers le centre-ville.

Une évaluation de la performance des systèmes de transport urbain au travers du budget-temps de transport distingue les villes du type intensif de celles du type extensif. Les systèmes économiques du modèle intensif et leur organisation urbaine semblent alors plus efficaces, car ils nécessitent moins de temps de transport pour satisfaire le besoin de mobilité de l'activité de leurs populations. Ceci peut s'expliquer en partie par l'ensemble de liens que nous avons observé entre le budget-temps de transport et l'ensemble des caractéristiques des villes (densité, emplois).

figure 3-12 : Budget-temps de transport motorisé par personne (en min) et PIB urbain par personne (en milliers de dollars US) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Océanie et métropoles asiatiques.

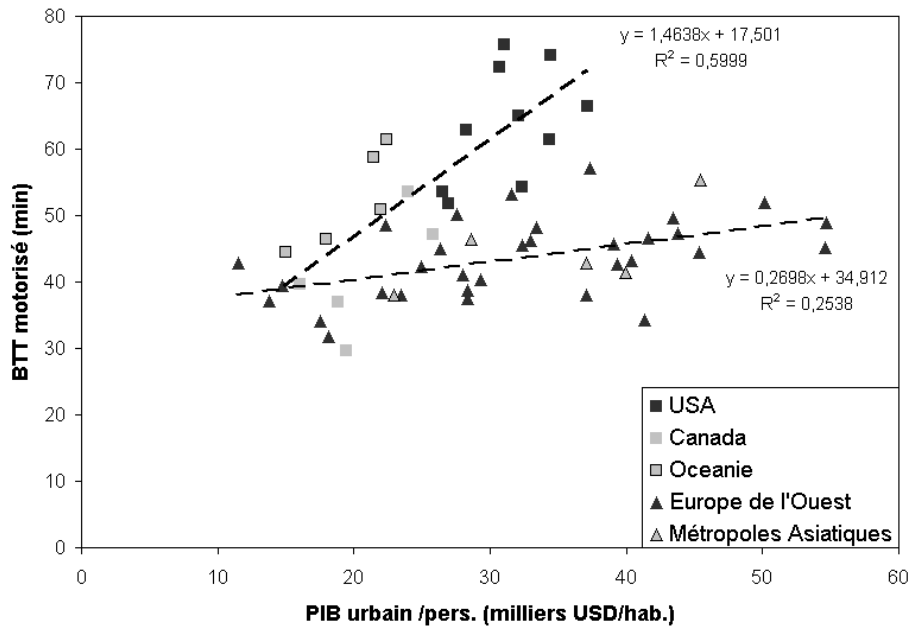
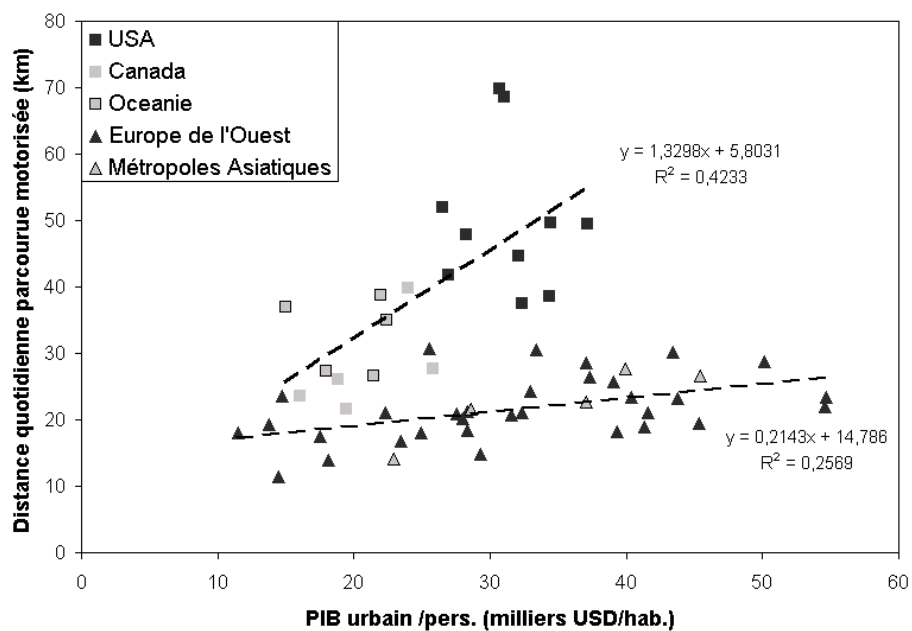


figure 3-13 : Distance quotidienne motorisée par personne (en km) et PIB urbain par personne (en milliers de dollars US) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Océanie et métropoles asiatiques.



Par contre, l'usage du PIB comme un indicateur du niveau de vie des populations est révélateur d'une relation contre intuitive. Le revenu disponible des ménages est habituellement un indicateur de leur niveau de motorisation, avec une propension à l'équipement automobile plus forte pour le type extensif que pour le type intensif. Le PIB serait alors un indice de la vitesse des déplacements à laquelle les ménages accèdent. Cependant, cette relation n'est pas totalement respectée. Pour les villes d'Amérique du Nord et d'Océanie, nous savons que les niveaux de motorisation sont plus importants qu'en Europe. Cette différence de vitesses sera observée par la suite (figure 3-16) entre les types intensif et extensif. Mais malgré cela, les budgets-temps de transport du type extensif sont plus élevés. *L'accès à un niveau de revenu supérieur nécessiterait donc de plus grandes distances parcourues, mais ne procurerait pas les vitesses suffisantes pour compenser le surcoût temporel induit.*

II. Les effets inattendus de la hausse des vitesses : dilatation des espaces et dilatation des temps de la ville extensive.

L'étude des relations entre les budgets-temps de transport et les caractéristiques géographiques et économiques de la base MCD met en place une typologie des organisations urbaines. Bien que les villes du modèle extensif soient dépendantes de l'automobile et qu'elles nécessitent le parcours de plus grandes distances quotidiennes, ce mode de transport ne semble pas leur permettre de compenser le coût temporel de ces distances élevées. Un approfondissement de la relation entre les budgets-temps de transport, les distances, les vitesses et les modes de transport est donc nécessaire.

1. La mobilité de la ville – Le partage modal, le budget-temps de transport, la distance parcourue et la vitesse

L'importance relative de la part de marché des transports collectifs caractérise le modèle d'organisation urbaine intensif. La figure 3-14 montre que la dépendance automobile ne correspond pas à une réduction des budgets-temps de transport motorisé. A l'opposé, la forme décroissante convexe de la relation décrite par la figure 3-14 pourrait indiquer que la place des transports collectifs dans les systèmes de transport urbain peut être vue comme une condition

de réduction de ces budgets-temps. Ce résultat nuance fortement l'idée que seuls les gains de vitesse de l'automobile peuvent réduire la dépense temporelle du transport.

La confrontation des distances parcourues aux budgets-temps de transport quotidiens illustre, dans la figure 3-15, les deux profils de la mobilité quotidienne qui caractérisent les agglomérations des pays développés. La mobilité des villes du modèle extensif produit des distances parcourues, mais aussi des budgets-temps de transport plus élevés que ceux des villes du modèle intensif. La domination du système de transport par l'automobile semble être la source de la croissance des distances et des temps de transport. D'une part, la structure urbaine et l'organisation des systèmes de transport particulières du profil extensif expliquent une part des besoins de mobilité accrus exprimés dans ces agglomérations. D'autre part, la plus grande flexibilité et le niveau de vitesse de l'automobile peuvent aussi expliquer une part de l'extension des espaces temps de la mobilité des villes extensives.

figure 3-14 : Budget-temps de transport motorisé par personne (en min) et part modale des transports publics (en %) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Océanie et métropoles asiatiques.

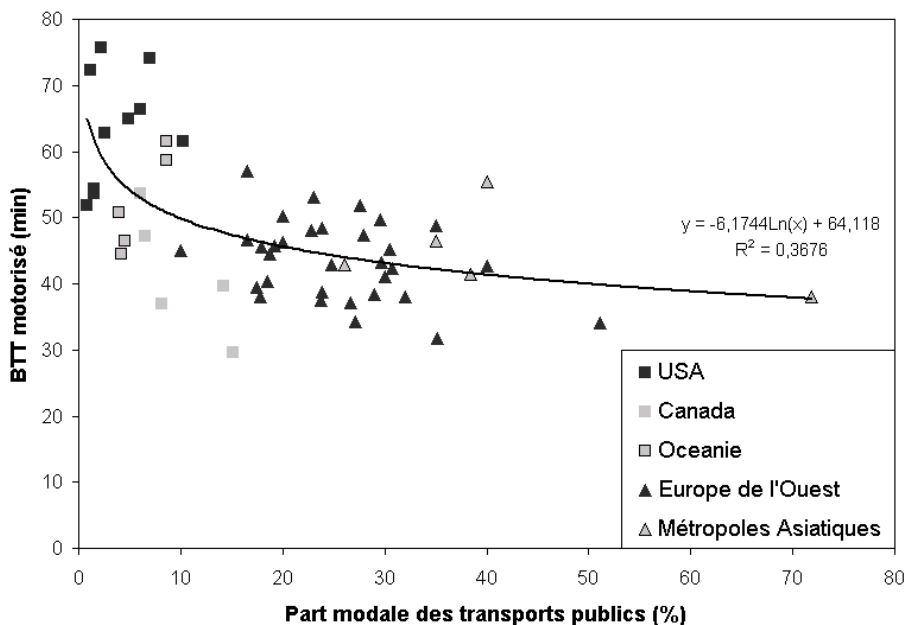
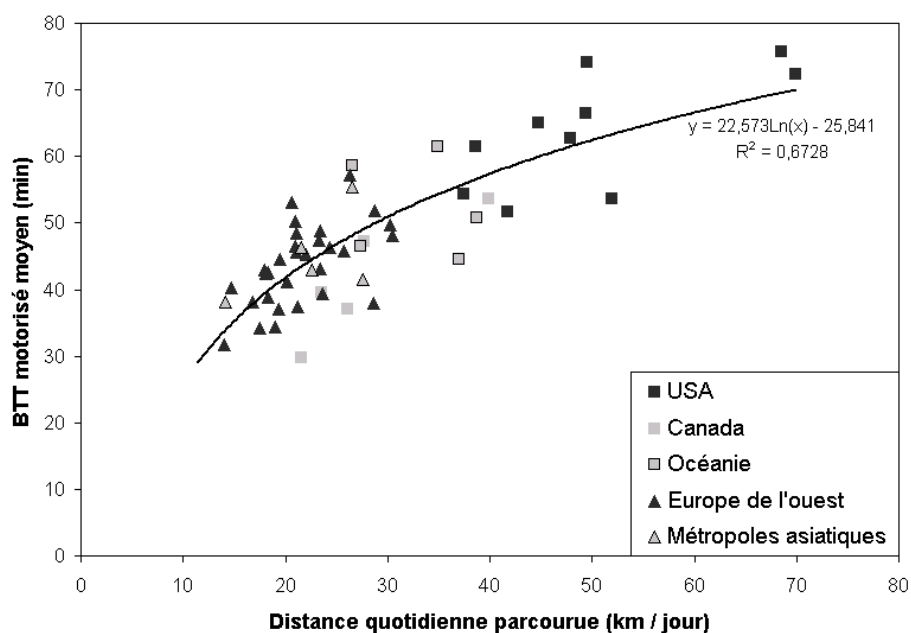


figure 3-15 : Budget-temps de transport motorisé par personne (en min) et distance quotidienne moyenne parcourue par personne (en km.) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Océanie et métropoles asiatiques.



2. La dilatation des espaces et des temps de la ville

Selon la relation observée dans la figure 3-15, il semble que les vitesses des villes du modèle extensif sont plus élevées que celles du modèles intensif. Et cet avantage comparatif semble s'intensifier avec la distance parcourue. La différenciation en termes de vitesses peut être soutenue à l'aide des positions des villes observées sur la figure 3-16⁴² et des moyennes présentes dans le tableau 3-10. Les villes de type extensif affichent des vitesses globalement plus rapides que celles de type intensif. Mais dans les organisations de type extensif, les

⁴² Le coefficient de pente estimé pour cette droite de régression est significatif à 5%, (t de Student de 3,04). Toutefois, la forte dispersion de l'échantillon résulte en une faible qualité de l'ajustement ($R^2=0,14$). Par précaution, nous préférons nous concentrer sur les positions relatives des villes en termes de vitesses et budgets-temps de transport, plutôt que sur leur corrélation qui reste relativement faible ($\sqrt{R^2} = \sqrt{0,14} = 0,37$).

budgets-temps de transport sont eux aussi plus importants. Donc, les vitesses accrues de ces villes ne semblent pas « faire gagner de temps ».

figure 3-16 : Budget-temps de transport motorisé par personne (en min) et vitesse moyenne du réseau routier (en km/h) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Océanie et métropoles asiatiques.

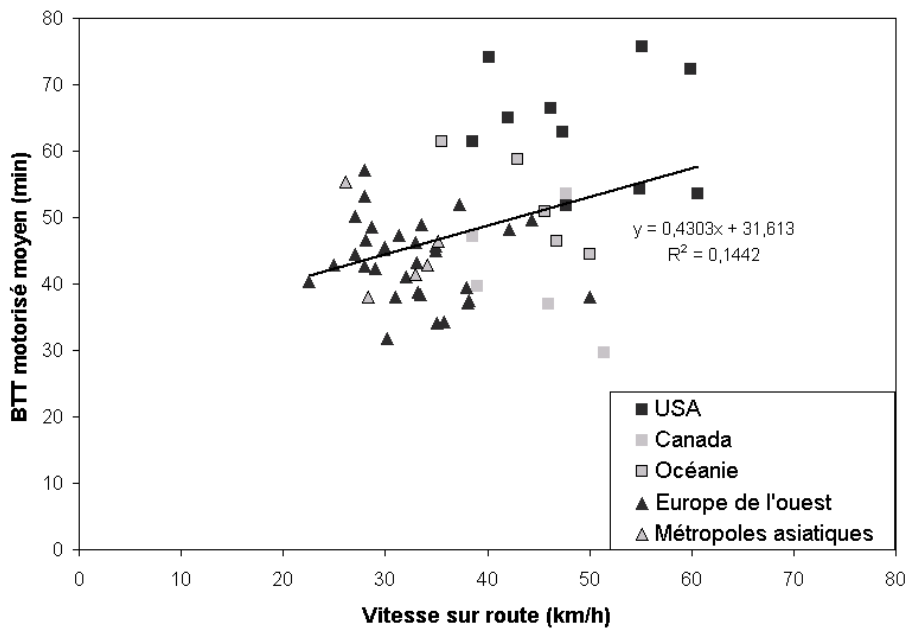


tableau 3-10 : Indicateurs de mobilité selon le profil urbain

	Vitesse du réseau routier (km/h)		Budget-temps de transport (min)		Distance (km)	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
Modèle extensif	46,8	7	55,3	12,5	40,2	13,5
Modèle intensif	32,7	5,5	43,7	5,9	21,7	4,8

Pour satisfaire des besoins de mobilité accrues, les pratiques modales des habitants des agglomérations du modèle extensif s'orientent vers l'automobile, ce qui se traduit par des consommations accrues d'espace *et* de temps. Le gain de vitesse est observable, mais il ne conduit ni à une baisse, ni même à une stabilisation des budgets-temps de transport. Au

contraire, la portée des déplacements a dépassé la limite que pouvait représenter le budget-temps de transport stable.

Ces différentes analyses bivariées semblent indiquer un certain nombre de leviers potentiels sur les niveaux de budgets-temps de transport des agglomérations. Mais, la plupart de ces relations ne sont validées qu'au niveau mondial. Ainsi, nous avons vu que les budgets-temps de transport des deux profils d'organisation urbaine pouvaient être gérés selon deux dynamiques différentes. En conséquence, les relations globales ne valent que sous l'hypothèse d'une continuité des profils. Les relations identifiées soulèvent les conséquences d'une éventuelle convergence d'un modèle urbain à l'autre. Alors que le passage d'une agglomération européenne vers le modèle extensif est discutable, l'hypothèse de convergence vers l'un des modèles urbains gagne en pertinence lorsque la croissance d'une agglomération en développement est considérée.

III. Analyses multivariées

En raison de l'éventuelle colinéarité entre certains de ces leviers, la mise en évidence de leviers sur la gestion des espaces-temps urbains nécessite une analyse multidimensionnelle. Dans un premier temps, les variables les plus pertinentes et corrélées avec les budgets-temps de transport sont sélectionnées à l'aide d'une méthode de sélection stepwise, parmi les indicateurs de chacun des sous-ensembles suivant :

- les variables de géographie urbaine,
- les variables relatives à la mobilité et ses coûts et,
- les variables relatives à l'offre de service en transports collectifs et les efforts d'investissement.

1. Modèle de régression linéaire

Le tableau 3-11 présente les résultats de la régression multiple des budgets-temps de transport. Les caractéristiques géographiques sont écartées par la méthode de sélection. Nous retrouvons des variables relatives aux deux autres dimensions évoquées précédemment. Les coefficients standardisés donnent le signe de l'impact de la variable sur les budgets-temps de transport. Les ordres de grandeur entre ces coefficients permettent une comparaison des

amplitudes des effets des variables associées. Les coefficients sont significatifs à un niveau de confiance de 5%.

Ainsi, pour l'ensemble des villes, la motorisation est associée à un effet positif sur les budgets-temps de transport, alors que, les investissements consentis pour les transports collectifs semblent diminuer (ou contenir) les budgets-temps de transport. Le modèle extensif se distingue par des effets de la distance parcourue et du rapport des coûts d'usage (transports collectifs/automobile) positifs et des effets de la part de marché des transports collectifs négatifs. Toutefois, l'estimation apporte des résultats troublants. En effet, les signes des coefficients associés à certaines variables ne concordent pas avec les résultats de l'analyse précédente. C'est le cas par exemple, de la vitesse qui est associée à un coefficient négatif diminuant alors le budget-temps de transport. Ou encore le cas de l'offre de transports collectifs, mesurée par le nombre de sièges-km de service public par personne, dont le coefficient est positif.

Par ailleurs, les causalités supposées par la structure de ce modèle peuvent être fortement remises en question. Par exemple, la régression peut capter des situations où l'effort d'investissement sur les transports collectifs est une réaction visant à améliorer une mobilité difficile. De plus, l'endogénéité et la multicolinéarité des variables explicatives du modèle peuvent être fortement suspectées. En effet, temps, distance et vitesse de déplacement sont très fortement liés, mais la causalité les liant n'est pas univoque. La multicolinéarité est révélée dans le modèle par les niveaux de la tolérance⁴³ et est problématique pour les coefficients associés à la distance et aux vitesses dans le profil extensif. L'endogénéité et la multicolinéarité sont d'autant plus attendues que les données dont nous disposons sont des séries croisées. Un révélateur de cette situation est notamment la très faible stabilité des coefficients lorsque la spécification du modèle est légèrement modifiée.

⁴³ L'indicateur tolérance (TOL) est déterminé à partir du coefficient de détermination (R^2) de la régression de X_j sur l'ensemble de variables explicatives X_2, \dots, X_k . La tolérance est calculée comme : $TOL = 1 - R_{x_j/x_2, \dots, x_k}^2$. Les explicatives sont orthogonales lorsque TOL tend vers 1. Et les explicatives sont parfaitement colinéaires quand TOL tend vers 0 (Maddala, 1987). Selon Klein (1962), l'intercorrélacion n'est pas nécessairement problématique, tant qu'elle n'est pas trop élevée par rapport au coefficient de détermination de la régression, *i.e.* $1 - TOL > R^2$. De façon similaire le *Variance Inflation Factor* ($VIF=1/TOL$) peut être défini et ne doit pas excéder 10 (Gujarati, 2003).

tableau 3-11 : Régression multiple

Variabiles	Coefficients estimés	Estimateurs standardisés	Tolérance
Constante	58,01 ***	0	-
<i>Effets propres au profil extensif</i>			
Distance domicile-travail croisée	3,10 ***	2,29	0,09
Part de marché des TC croisée	-0,84 **	-0,31	0,16
Rapport des coûts d'usages (TC / VP) ⁴⁴ croisé	161,12 **	0,32	0,15
Vitesse du réseau routier croisée	-0,79 **	-1,39	0,01
<i>Effets sur l'ensemble des profils</i>			
Vitesse du réseau routier	-0,79 ***	-0,51	0,23
Sièges-km de service public par personne	0,002 ***	0,44	0,43
Taux de motorisation	0,02 **	0,22	0,31
Part du PIB urbain consacrée aux coûts de fonctionnement des TC	-6,63 ***	-0,30	0,58
R carré	0,927		

seuil de significativité : * 0,1 ; ** 0,05 ; *** 0,01

⁴⁴ TC : Transports collectifs ; VP : Voiture Particulière

2. Analyse en composantes principales

En définitive, la méthode classique et pratique des moindres carrés ordinaires ne semble pas la plus adaptée pour identifier des leviers d'action avec notre échantillon. Une analyse en composantes principales est donc opérée à partir des variables les plus pertinentes (tableau 3-12). La première composante principale (*F1*) met en évidence l'influence de l'organisation urbaine. Ce premier effet (53% de la variance des budgets-temps de transport expliquée) associe les budgets-temps de transport positivement avec les distances parcourues, le nombre de déplacements, le niveau de motorisation, la vitesse du réseau routier et le modèle urbain extensif (tableau 3-13 et tableau 3-14). En revanche, les budgets-temps de transport sont associés négativement avec la densité urbaine, la part de marché des transports collectifs, le rapport des vitesses transports collectifs et des vitesses automobile. La deuxième composante principale (*F2*) (22% d'explication de variance des budgets-temps de transport) fait apparaître un effet richesse positif. Le rapport des vitesses apparaît ici positivement lié au budget-temps de transport. Mais, ce second effet est compensé par celui identifié par la première composante. L'effet vitesse semble donc positif sur le budget-temps de transport. Enfin, l'offre et l'usage des transports collectifs semble permettre la réduction de ces budgets-temps.

tableau 3-12 : Valeurs propres et variance expliquée par chaque composante principale

	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9
Valeur propre	6,892	2,223	1,148	1,079	0,688	0,550	0,410	0,296	0,245
% variance	49,226	15,881	8,200	7,708	4,912	3,927	2,932	2,114	1,749
% cumulé	49,226	65,108	73,308	81,016	85,928	89,855	92,787	94,901	96,650

Les résultats de l'ACP présentés ici ne retiennent que les composantes principales expliquant plus de 5% de variance.

tableau 3-13 : Vecteurs propres

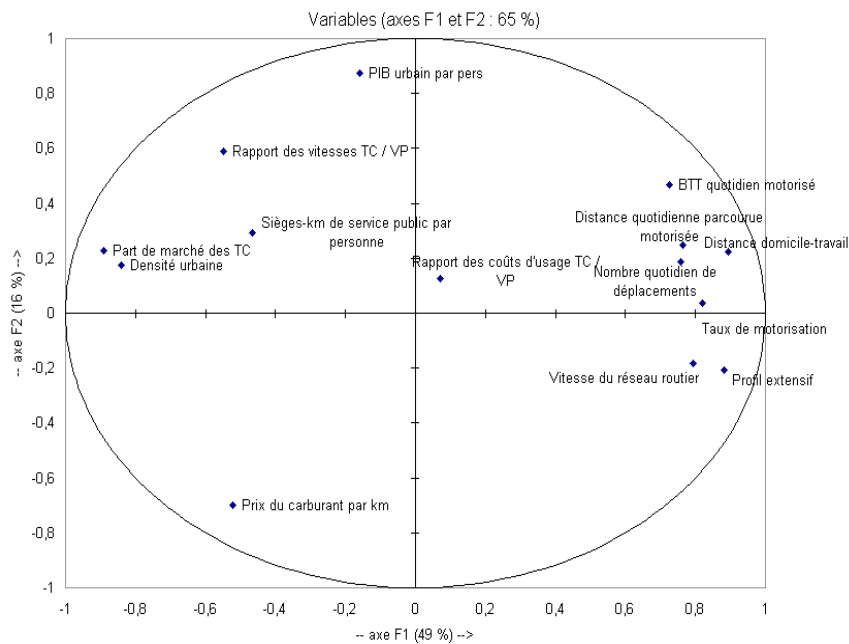
	F1	F2	F3	F4	F5
Densité urbaine	-0,320	0,116	-0,119	-0,094	-0,350
PIB urbain par pers	-0,061	0,585	-0,107	-0,171	0,310
Taux de motorisation	0,313	0,026	-0,175	-0,287	0,039
Vitesse du réseau routier	0,302	-0,122	-0,103	0,372	0,237
Sièges-km de service public par pers	-0,177	0,197	0,113	0,644	0,461
Nombre quotidien de déplacements	0,289	0,124	0,183	-0,245	0,239
Part de marché des TC	-0,340	0,153	-0,218	0,083	-0,090
Distance domicile-travail	0,291	0,166	-0,067	0,378	-0,398
Prix du carburant par km	-0,199	-0,468	0,166	0,185	-0,169
Rapport des vitesses TC / VP	-0,209	0,396	0,183	0,148	-0,355
Rapport des coûts d'usage TC / VP	0,027	0,084	0,877	-0,088	-0,023
Distance quotidienne parcourue motorisée	0,341	0,151	-0,050	0,208	-0,155
BTT quotidien motorisé	0,277	0,312	0,033	0,028	-0,286
Profil extensif	0,336	-0,138	0,026	0,094	-0,163

tableau 3-14 : Contribution de chaque composante principale à la variance de chacune des variables observées en %

	F1	F2	F3	F4	F5
Densité urbaine	0,706	0,030	0,016	0,010	0,084
PIB urbain par pers	0,025	0,762	0,013	0,032	0,066
Taux de motorisation	0,674	0,001	0,035	0,089	0,001
Vitesse du réseau routier	0,629	0,033	0,012	0,149	0,039
Sièges-km de service public par personne	0,217	0,086	0,015	0,448	0,146
Nombre quotidien de déplacements	0,575	0,034	0,038	0,065	0,039
Part de marché des TC	0,796	0,052	0,055	0,007	0,006
Distance domicile-travail	0,584	0,062	0,005	0,154	0,109
Prix du carburant par km	0,273	0,488	0,032	0,037	0,020
Rapport des vitesses TC / VP	0,302	0,349	0,039	0,024	0,087
Rapport des coûts d'usage TC / VP	0,005	0,016	0,883	0,008	0,000
Distance quotidienne parcourue motorisée	0,801	0,050	0,003	0,047	0,016
BTT quotidien motorisé	0,529	0,217	0,001	0,001	0,056
Profil extensif	0,777	0,042	0,001	0,009	0,018

En définitive, les budgets-temps de transport sont expliqués à plus de 80% par les variables définissant et distinguant les organisations urbaines. Sur le cercle des corrélations des deux premières composantes (*F1 et F2*) expliquant 65% de la variance totale, les positions relatives des points font apparaître un groupe de variables concentrées à droite du graphique qui révèle la présence de corrélation positive entre elles (figure 3-17). Ces variables sont relatives aux indicateurs d'une mobilité extensive (vitesse, motorisation, distance, nombre de déplacements et budgets-temps de transport élevés). Diamétralement opposées, nous retrouvons les variables qui leur sont négativement corrélées, telles que, les indicateurs relatifs aux transports collectifs et la densité urbaine.

figure 3-17 : Cercle des corrélations



Conclusion du Chapitre 3

Malgré les limites des quelques indicateurs agrégés de la géographie et de la mobilité urbaine, une typologie peut être proposée distinguant un modèle urbain extensif et un modèle urbain intensif opposant villes « américaines » peu denses et étalées, dont la mobilité est extensive et villes « européennes » plus denses et concentrées, d'une mobilité contenue. Les relations d'ensemble entre les budgets-temps de transport et les densités urbaines, d'emplois et de population semblent indiquer que la dispersion des opportunités socio-économiques sur le territoire urbain s'accorde avec un système de transport dépendant de l'automobile qui incite l'utilisateur à de lourdes consommations d'espace et de temps.

Les relations mises en évidence dans ce chapitre sont le produit de l'utilisation de séries croisées. De fait, elles sont le résultat de la juxtaposition des deux profils d'organisation urbaine : intensif et extensif. En l'absence de séries temporelles retraçant l'histoire des formes urbaines des villes considérées, le passage d'un profil à l'autre ne peut être analysé. En conséquence, les résultats que nous obtenons sont soumis à la même hypothèse que bon nombre d'études des formes urbaines et des interactions entre l'usage du sol et le transport : l'hypothèse de transférabilité des relations entre les agglomérations et les périodes. Nous devons supposer l'existence d'un chemin de développement urbain guidant les agglomérations vers l'un ou l'autre profil.

Par ailleurs, la recherche de leviers d'action sur les mobilités à partir de séries croisées se confronte à un épineux problème de supposition et d'observation de causalités entre les variables. L'interprétation des résultats de l'analyse réalisée se révèle délicate, dans la mesure où l'outil classique de la régression linéaire souffre de multicollinéarité importante. L'analyse en composantes principales appliquée semble être un outil pertinent face à ce problème. Les résultats obtenus par cette méthode sont cohérents avec l'ensemble des résultats de l'analyse descriptive de l'échantillon.

En définitive, certains leviers semblent pouvoir affecter les budgets-temps de transport motorisé. D'une part, un effet positif semble résulter de l'orientation du système de transport vers l'automobile. Le taux de motorisation et les vitesses du réseau routier sont associés

positivement avec les budgets-temps de transport motorisé. De la même façon, les indicateurs d'une mobilité accrue (distance parcourue motorisée et nombre de déplacements) sont associés à des budgets-temps de transport motorisé plus élevés. D'autre part, à l'opposé de l'idée reçue selon laquelle les transports collectifs sont synonymes de lenteurs et de longueurs, la part de marché des transports publics, le rapport des vitesses et la densité urbaine affectent négativement les budgets-temps de transport motorisé.

Chapitre 4 - Une politique de la gestion des temps de transport

L'émergence de deux profils urbains fait apparaître des gestions différentes de la mobilité. Partout, les gains de vitesse que procure l'automobile permettent, conformément à leur vocation, d'échapper à la contrainte temporelle. Mais, dans les villes du modèle extensif, ces gains ne suffisent pas à maintenir le budget-temps de transport constant. C'est même le contraire qui semble vrai : en offrant des opportunités accrues, les gains de vitesse incitent à investir plus de temps dans les transports motorisés. Pour les organisations urbaines extensives, la croissance économique semble se payer par un surcoût temporel de la mobilité motorisée. Les vitesses de ce modèle, même supérieures à celles du modèle intensif, ne semblent pas suffisantes pour maintenir le budget-temps de transport stable. L'amélioration de la productivité du transport par les vitesses aiguise le besoin de mobilité. Cela nous conduit à reconsidérer le lien de causalité fondant le réinvestissement des gains de temps en transport.

Il est important de rappeler que l'analyse se limite à la mobilité motorisée. En effet, comme nous l'avons évoqué dans le chapitre 3, l'absence de données sur les temps de déplacement en marche à pied réduit notre raisonnement à la concurrence entre les seuls modes motorisés. En conséquence, l'hypothèse de travail suivante doit être formulée : au sein du budget-temps de transport quotidien (tous modes confondus), la gestion des temps de transport motorisé est indépendante des temps de transport non-motorisés. Cela revient à considérer que le marché des transports motorisés et celui des transports non-motorisés sont deux marchés distincts. Au niveau de l'ensemble de l'agglomération, les modes de transport motorisés ne sont que marginalement concurrencés par les modes non-motorisés. Cette hypothèse de travail mérite naturellement d'être validée. Cependant, la connaissance de la mobilité en marche à pied est encore réduite et fortement dépendante des données. Comme nous l'avons évoqué dans le chapitre 1, il existe de nombreuses sources de biais dans l'information révélée par les enquêtes. L'information sur la marche à pied est plus particulièrement sensible aux méthodes d'enquête, tant au niveau de son repérage (nombre de

déplacements effectués) que de sa mesure (durée et distance des déplacements). Rappelons enfin que nombre de travaux sur les budgets-temps de transport ne renseignent pas les temps de marche à pied. C'est par exemple le cas de certains travaux de Zahavi, dont les résultats (les hypothèses sur les budgets-temps de transport) se sont montrés robustes face aux différentes définitions et mesures de la mobilité utilisées (chapitre 1).

Section I - La gestion paradoxale des gains de temps

Sous l'hypothèse forte de stabilité, la mobilité est régie par le réinvestissement total des gains en transport supplémentaire. Relativement à cette conjecture, la situation des budgets-temps de transport des villes du profil extensif paraît clairement paradoxale. D'une part, pour ces agglomérations, le budget-temps de transport ne semble pas constituer une limite à l'extension de la mobilité : les observations invalident le rôle de borne à l'expansion de la mobilité que peut représenter le budget-temps de transport. D'autre part, les vitesses accrues de ces agglomérations ne parviennent pas compenser la hausse de la mobilité. Peut être même entretiennent-elles la croissance de la mobilité en ouvrant l'accès à de nouveaux espaces. Le pouvoir d'attraction de ces nouveaux espaces semble être une explication à la hausse des budgets-temps de transport.

I. Vers une remise en question du réinvestissement des gains de temps

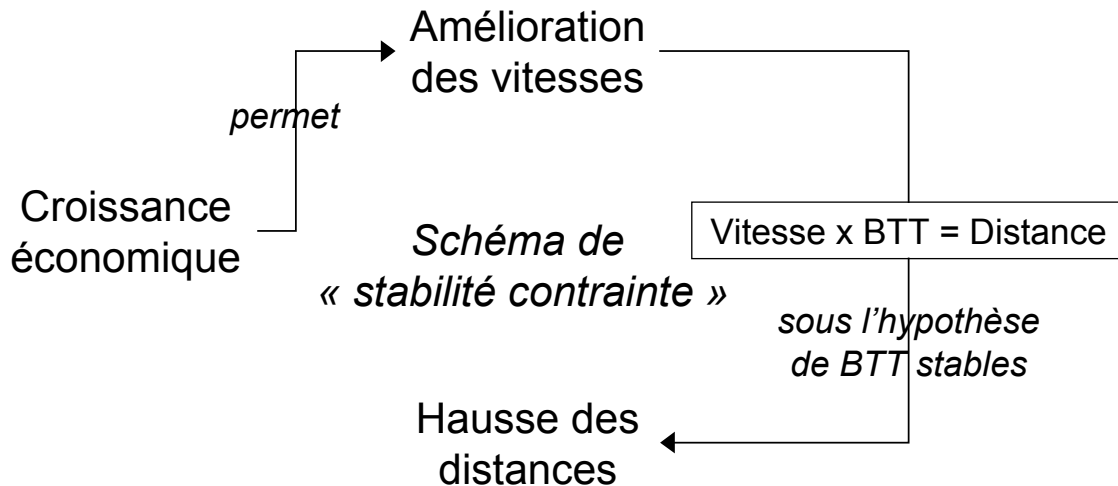
La stabilité du budget-temps de transport et le schéma causal fondant le mécanisme du réinvestissements des gains de temps est remis en question par le profil extensif. La stabilité observée jusqu'à présent, aurait alors pu être simplement fortuite. Pour le montrer, nous distinguerons l'hypothèse de stabilité contrainte et l'hypothèse de stabilité fortuite.

1. L'hypothèse de stabilité contrainte

Sous l'hypothèse de stabilité contrainte des budgets-temps de transport, la croissance économique permet, par l'extension des systèmes de transport et par le progrès technique, une accélération des vitesses relâchant ainsi la contrainte spatiale de la mobilité. La vitesse agit alors comme un levier sur les distances parcourues (figure 4-1). Mais cette hausse des distances est, en quelque sorte, bornée par une norme de budget-temps de transport plafond. Le maintien d'un budget-temps de transport stable conduit au réinvestissement total des gains

de temps. Il en découle alors que la vitesse est responsable du couplage des croissances économique et du transport, ainsi que des mutations urbaines.

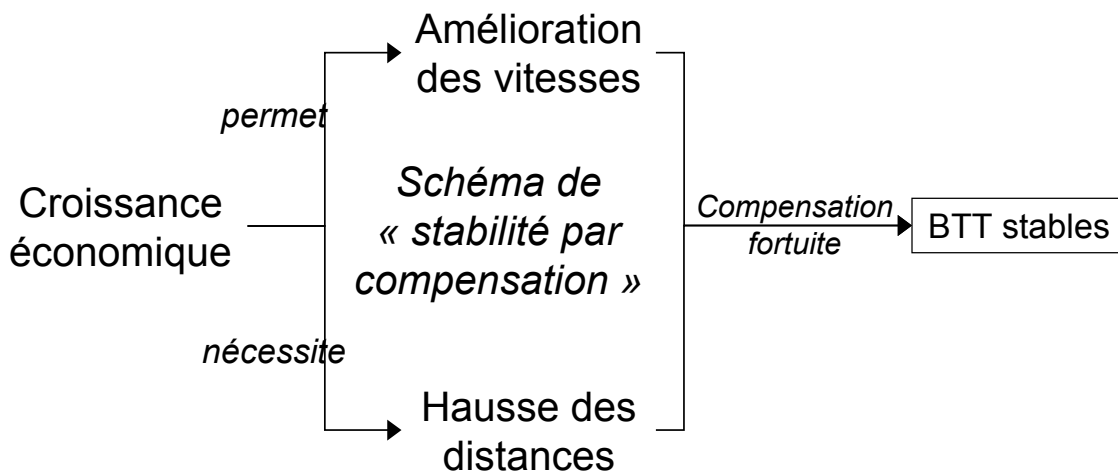
figure 4-1 : Stabilité contrainte des budgets-temps de transport



2. L'hypothèse de stabilité fortuite

Mais, ce que semble indiquer le cas des villes du modèle extensif est une « stabilité fortuite ». La croissance économique nécessite une plus grande mobilité, et permet, par le progrès technique, une amélioration des vitesses. Ces deux effets peuvent alors se compenser et déboucher sur des budgets-temps de transport stables, ou si les vitesses ne suffisent pas, ils peuvent donner des budgets-temps de transport croissants (figure 4-2).

figure 4-2 : Stabilité fortuite des budgets-temps de transport



Selon la conjecture de Zahavi, au niveau mondial, les budgets-temps de transport semblent stables, mais face à ce résultat, aucun des deux schémas : de la « stabilité contrainte » ou de la « stabilité fortuite » ne peut être exclu. Les gains de vitesse peuvent, en effet, se traduire par un simple réinvestissement des gains de temps en transport. Mais, la décomposition continentale semble indiquer que les villes du modèle extensif ne s'arrêtent pas là. La croissance économique de ces villes semble susciter des budgets-temps de transport de plus en plus importants. Alors que les villes du modèle intensif tendent à maîtriser, la consommation de leurs ressources temporelles.

En plus d'invalider la transférabilité de la conjecture de Zahavi à un niveau moins agrégé que le niveau mondial, le modèle de ville extensif remet en question le lien de causalité possible entre les vitesses, les budgets-temps de transport 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 pouvait, selon la conjecture de Zahavi être simplement une projection linéaire des gains de vitesse, pourrait être pour le modèle extensif, une croissance exponentielle.

II. Le paradoxe de l'usage des vitesses

Dans ce schéma de stabilité fortuite, la différenciation des organisations urbaines en termes de niveaux de budget-temps de transport motorisé conduit à formuler l'hypothèse de la gestion paradoxale du temps de transport quotidien. L'aspect paradoxal, ou pour le moins contre-intuitif, est que la valeur attribuée au temps devrait être plus forte dans les agglomérations les plus riches et dans celles où les vitesses sont les plus rapides. Les choix qui régissent les déplacements motorisés devraient donc se traduire par une consommation de temps inférieure. Nous devrions donc observer un budget-temps de transport motorisé plus faible pour le profil extensif que pour le profil intensif. Or, c'est l'inverse qui est observé (tableau 4-1). Pour satisfaire des besoins de mobilité accrus, 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 extensif consomme plus de mobilité motorisée, il y a donc une gestion paradoxale du bien le plus rare.

tableau 4-1 : Budget-temps de transport, distance parcourue et vitesse moyenne

	Budget-temps de transport	Distance	Vitesse effective
Amérique du Nord	56,31	42,58	44,75
Canada	41,42	27,76	40,29
Océanie	52,39	40,72	38,45
Europe de l'Ouest	43,65	21,62	29,90
France	42,34	18,96	27,51
Métropoles asiatiques	44,85	22,49	30,10
profil extensif	56,31	32,92	43,18
profil intensif	43,80	21,74	29,93
pays émergents	41,17	14,23	23,03
pays développés	47,71	28,21	34,58
tous pays	45,32	23,08	30,42

Afin de mieux saisir comment ce paradoxe relève des rapports à l'espace et au temps différents, et ainsi, montrer le rôle déterminant de la valeur attribuée à l'espace accessible, nous proposons un approfondissement des mécanismes qui conduisent à la détermination du budget-temps de transport.

III. Une formalisation de la détermination du budget-temps de transport

Il s'agit ici de dépasser le paradoxe, en retrouvant une certaine forme de rationalité des choix. Les mécanismes proposés feront appel aux concepts de la microéconomie, mais seront présentés de façon simplifiée et graphique. Tout d'abord, nous évoquerons un modèle simple avec deux relations mettant en cohérence les attributs urbains et l'arbitrage temporel individuel. Puis, nous préciserons la détermination du budget-temps de transport optimal en proposant un raisonnement à la marge susceptible de proposer une explication à la gestion paradoxale des temps de transport.

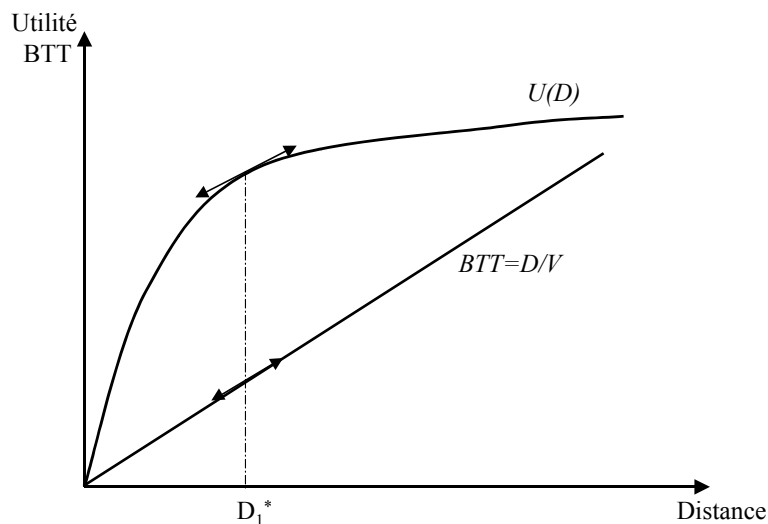
1. L'arbitrage temporel du consommateur-voyageur

La première relation n'est qu'une identité simple : le budget-temps de transport est donné par les distances parcourues, divisées par la vitesse. La seconde relation considère le choix du consommateur-voyageur de la distance à parcourir. Pour cela, il réalise un arbitrage entre

l'utilité des activités ou opportunités accessibles pour une distance donnée, $U(D)$, et la désutilité du déplacement. Supposons, pour le moment que cette désutilité se compose uniquement du coût temporel de déplacement, le budget-temps de transport, variant linéairement avec la distance parcourue, selon le niveau de vitesse, V .

L'équilibre du consommateur-voyageur, D^* , est donné dans ce cas simple par l'égalité entre l'utilité marginale de la distance et son coût temporel, c'est à dire l'égalité des pentes. Au-delà de D^* , le supplément d'utilité correspondant à une unité de distance supplémentaire ne compenserait pas le supplément de coût temporel engendré.

figure 4-3 : L'arbitrage du consommateur-voyageur en termes temporels



2. Une gestion des temps différenciée selon le profil urbain

Il convient, tout d'abord, de préciser les sources d'utilité et la valeur subjective du coût de la mobilité. Dans cet objectif, nous approfondissons les deux hypothèses de cette formalisation :

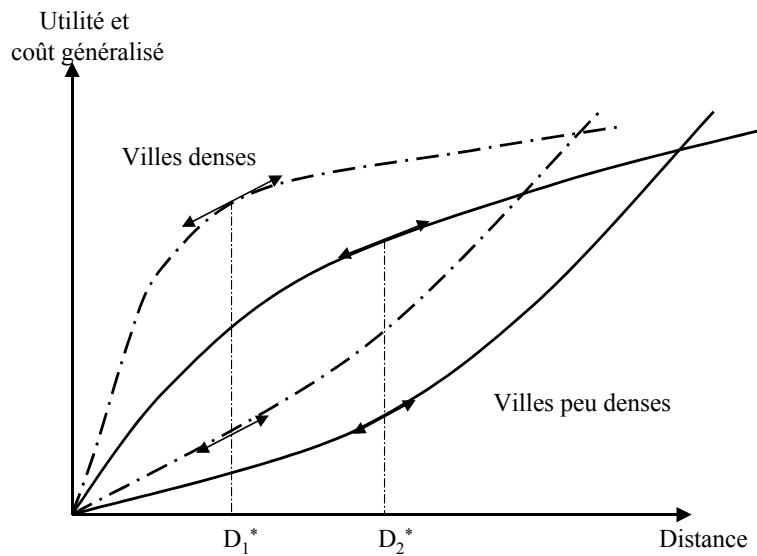
- L'utilité individuelle est supposée être déterminée par le niveau de distance quotidienne parcourue. Or la distance parcourue n'est ici qu'un indicateur de l'espace accessible, qui n'a de valeur qu'au travers du nombre d'opportunités qu'il contient. Pour un type de ville donné, supposons que la distance parcourue définit l'ensemble des opportunités accessibles, en admettant que cet espace des accessibilités est stable à tout moment de la journée pour une distance donnée. L'utilité de la distance est alors croissante et concave avec la distance parcourue, afin de représenter la préférence pour l'espace. La forme de

l'utilité marginale de la distance est par conséquent décroissante. Du fait des différences de densités urbaines, nous supposons que l'utilité marginale des villes intensives décroît plus rapidement que celle des villes extensives.

- Le coût de transport est uniquement composé du temps de transport nécessaire au parcours des distances. Il est simplement une fonction linéaire de la vitesse. Cette linéarité du coût temporel de transport revient à rejeter toute différenciation des valeurs du temps de transport. Cela suppose une valeur du temps identique quelle que soit la durée de transport déjà atteinte. Cependant, les valeurs du temps de transport sont logiquement croissantes avec le temps de transport. La désutilité marginale de ce temps devra donc être croissante. De plus, nous pouvons étendre le coût marginal à une approximation du coût marginal généralisé en considérant qu'à chaque unité de temps de transport correspond une désutilité (valeur du temps) et un coût monétaire, tous deux fonctions du budget-temps de transport. Le coût généralisé est donc croissant et convexe.

Le faisceau de courbes décrit en figure 4-4 représente cette différenciation des niveaux d'opportunités accessibles en fonction de la distance parcourue et du niveau de densité. Par ailleurs, en supposant un coût monétaire de mobilité supérieur et une vitesse moyenne plus faible dans les agglomérations denses et une valeur du temps équivalente, les budgets-temps de transport résultent de la confrontation des gains d'accessibilité et des coûts généralisés de transport (figure 4-4).

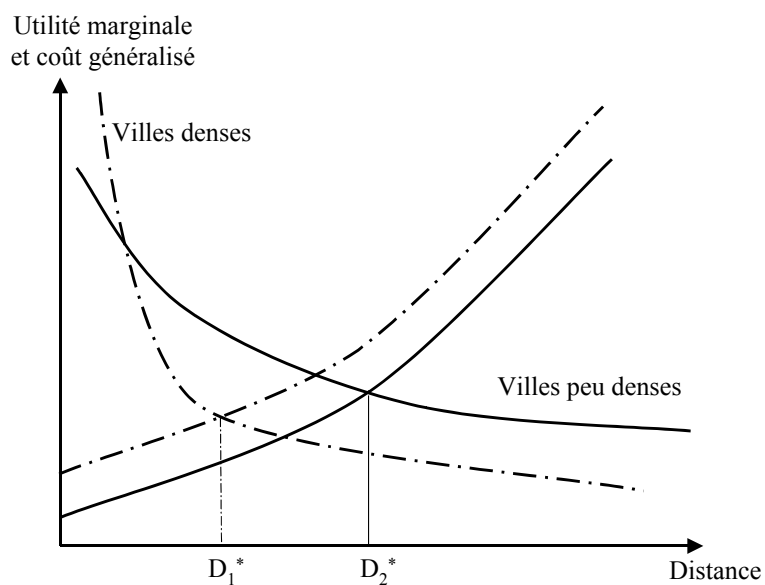
figure 4-4 : Utilité et coût généralisé en fonction de la distance pour différentes densités.



3. L'attrait de la distance parcourue

L'optimum est atteint lorsque les gains marginaux de la distance compensent ses coûts. Le second graphique représente la situation optimale en termes marginaux. Les coûts généralisés marginaux se différencient seulement par les niveaux de vitesse et les utilités marginales sont dépendantes de la densité.

figure 4-5 : Détermination du budget-temps transport dans l'hypothèse d'une diminution de la mobilité avec la densité.



Sur le graphique, deux équilibres sont représentés. Le premier correspond aux villes peu denses, riches et rapides, où le coût généralisé est plus faible. Le deuxième correspond aux villes denses, peu rapides, l'utilité marginale des déplacements y est plus faible pour les faibles distances.

Enfin, ce cadre explicatif peut être étendu au cas particulier des métropoles et autres capitales européennes présentant de fortes densités et des vitesses équivalentes aux autres villes du profil intensif, mais qui se caractérisent par un budget-temps de transport nettement plus élevé. Ces grandes agglomérations peuvent être supposées plus attrayantes et donc caractérisées par un nombre élevé d'opportunités par unité de distance, ainsi qu'une *utilité marginale des opportunités plus élevée*. En conséquence, le coût marginal plus important est compensé par une plus grande utilité marginale.

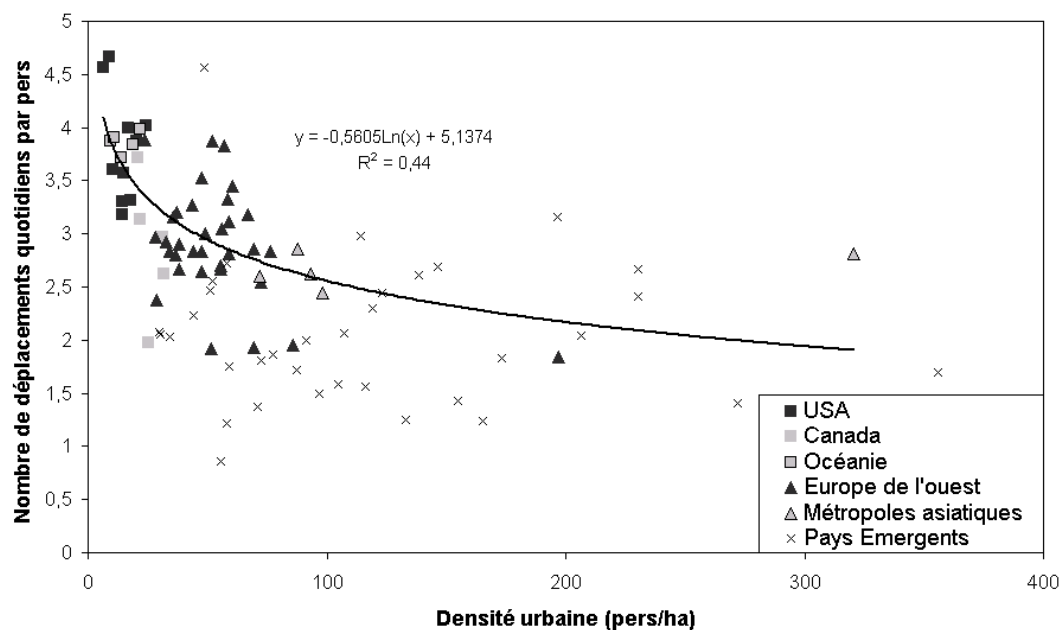
Cette formalisation simplificatrice propose une première piste de recherche de la différenciation des budgets-temps de transport entre les organisations urbaines. En cohérence avec les observations, la distance parcourue semble alors pouvoir être affectée au travers du comportement individuel par les caractéristiques de vitesse des systèmes de transport et de densité des structures urbaines. Ce graphique illustre bien le paradoxe. Pour atteindre un niveau équivalent d'utilité, une distance supérieure est nécessaire dans les villes peu denses. Dans ces dernières, l'utilité marginale relativement faible de la distance, implique une plus grande distance parcourue et ce, d'autant plus que les vitesses étant élevées, le coût temporel d'accès à l'espace est faible.

Ce schéma simple nous rappelle l'interaction existant entre les vitesses et la dispersion des opportunités dans la ville. La compréhension du comportement de mobilité passe par la considération d'au moins ces deux dimensions. En ce sens, les indicateurs d'accessibilité sont d'une grande utilité, car ils synthétisent les caractéristiques de ces deux dimensions, en tentant de répondre à la question : qu'est-ce qui est accessible et à quel coût ? L'une des difficultés de la détermination de l'accessibilité résidera alors dans l'attribution de valeurs comparables aux différents coûts temporels, monétaires, psychologiques et aux opportunités accessibles.

En raisonnant à niveau de densité donné, le paramètre crucial dans la détermination des budgets-temps de transport est la vitesse. La vitesse plus importante des villes extensives ne permet pas d'abaisser le budget-temps de transport par rapport aux villes intensives. Et ce,

d'autant plus que dans les villes peu denses les habitants effectuent plus de déplacements. En effet, la mobilité, en nombre de déplacements tous modes, a tendance à décroître au fur et à mesure que l'on considère des aires géographiques et culturelles caractérisées par une plus forte densité. Ce fait stylisé est confirmé par une régression simple qui porte sur l'ensemble de l'échantillon (figure 4-6).

figure 4-6 : Densité des aires urbaines et mobilité (nombre de déplacements quotidiens tous modes)



Cette plus faible mobilité des villes denses est-elle un atout ? Peut être si l'on considère qu'un certain nombre de déplacements en marche à pied ne sont pas repérés par les enquêtes et que ces déplacements, peu coûteux, permettent d'augmenter le bien-être des habitants⁴⁵. Mais une autre interprétation est possible. Du fait des vitesses plus faibles, un certain nombre de déplacements doivent être abandonnés, parce que la désutilité du déplacement est supérieure à l'utilité de ce dernier. L'organisation du système de transport et de la structure urbaine paraît alors réduire l'espace des opportunités accessibles.

⁴⁵ Les déplacements en marche à pied sont comptabilisés dans le nombre de déplacements quotidiens. La plus faible mobilité des villes denses ne vient donc pas de l'exclusion d'un mode.

Plusieurs aspects de la détermination des budgets-temps de transport sont soulignés par cette formalisation :

- Tout d'abord, il est probable que le nombre de déplacements plus important corresponde à une utilité globalement plus élevée. En fait, le budget-temps de transport est accru non pas en raison d'une inefficience de la structure urbaine, mais en raison du caractère plus attractif des espaces rendus accessibles grâce aux vitesses plus rapides. *L'utilité marginale des opportunités éloignées attise la mobilité, d'autant plus que la vitesse est forte.* L'accroissement des budgets-temps de transport exprimé dans les villes extensives est le résultat du comportement de mobilité qui vise à profiter au mieux de l'organisation urbaine, qui propose les opportunités et conditionne les déplacements, donc à accéder à des opportunités valorisables par l'individu à moindres coûts.

Le rôle fondamental des politiques de transport urbain apparaît alors clairement dans la gestion et la régulation de la mobilité. Mais, ce que révèle notre raisonnement est qu'une régulation par ces outils doit considérer les coûts de la mobilité en fonction du volume et de la valeur des opportunités accessibles. Ainsi, pour être acceptée et être efficace, la régulation doit proposer une action sur les coûts de la mobilité modulée en fonction du niveau d'opportunités. De plus, parmi les outils des politiques de transport urbain, l'aspect temporel partage avec le coût monétaire une grande part de la détermination du comportement de mobilité.

- Dans la détermination des budgets-temps de transport, la densité apparaît comme un facteur favorable, dans la mesure où elle permet de saisir un plus grand nombre d'opportunités pour une distance donnée. On rejoint le discours traditionnel en faveur de la densité des aires urbaines. D'autant plus que la politique de densification peut trouver une forme de légitimité dans la diminution de la pollution due aux transports. Par ailleurs, la densité apparaît alors comme un facteur contraignant la mobilité, ce qui ne va pas forcément dans le sens d'une augmentation du bien-être. L'analyse des organisations urbaines en termes de densité, signale alors le *double rôle des politiques urbaines*, qui définissent à la fois une structure d'offre d'opportunités et de moyens de déplacement.

Ce mécanisme du réinvestissement des gains de temps et l'effet cliquet à la baisse des budgets-temps de transport sont d'autant plus probables si l'on considère des valeurs du temps différentes selon les motifs de déplacement : les activités à destination. Ainsi, avec une valeur du temps de déplacement pour le travail supérieure à celle du temps de déplacement vers une activité de loisir, une réduction de la durée du déplacement domicile-travail pourrait permettre une hausse du temps de déplacement vers les loisirs d'au moins du même niveau. L'enjeu des politiques de transport urbain et des politiques urbaines réside dans la compréhension de l'articulation entre les différentes dimensions intervenant dans la formation urbaine : la structure urbaine, le système de transport et les comportements de mobilité. Dans cet objectif le budget-temps de transport semble constituer un élément clé, pourtant rarement étudié en tant que variable d'action des politiques de régulation de mobilité.

Section II - Les politiques des transports urbains et les politiques urbaines interpellées

La problématique des transports urbains peut être étudiée sous l'angle de l'opposition de deux de leurs principaux objectifs : la satisfaction des besoins et la maîtrise des externalités du transport. D'une part, les objectifs des politiques de transport urbain privilégient les aspects de fluidité des trafics et de satisfaction des besoins d'accessibilité : c'est à dire les conditions de réalisation de la mobilité. D'autre part, les politiques de transport urbain dirigent leurs efforts vers une minimisation des coûts liés à la mobilité, afin de répondre aux problématiques de la croissance urbaine, de la mobilité et de l'étalement urbain. Ces politiques se confrontent alors aux notions plus vastes de développement durable des transports et de découplage des croissances économiques et des transports.

Dans la plupart des pays développés, les responsables des politiques urbaines et des transports acceptent avec un enthousiasme croissant le point de vue selon lequel la hausse des densités urbaines peut réduire les consommations énergétiques, ainsi que les émissions polluantes (voir par exemple, le Livre Vert Européen sur l'environnement urbain (1990) ou la Conférence sur l'Environnement et le Développement de Rio de Janeiro (1992) des Nations Unies). Le développement soutenable des agglomérations semble pouvoir être atteint grâce à certaines formes urbaines particulières, telles que les villes compactes, les villages urbains ou encore les systèmes orientés vers les transports publics (Aldous, 1992 ; Calthorpe, 1993 ;

Barton et al. 1995 ; Ryan et McNally, 1995 ; Banister et al., 1997 ; Banister et Marshall, 2000 ; Dieleman et al., 2002 ; Schwanen et al., 2004).

Les fondements de cette croyance résultent de la relation de coproduction qui existe entre le transport et la ville. Comme nous allons le voir, cette relation d'interactivité permet de définir un ensemble d'attributs urbains vraisemblablement propices à la soutenabilité du développement de la ville et à la régulation de sa mobilité.

I. Deux visions complémentaires des mécanismes de la mobilité

Face aux besoins croissants de mobilité et aux sombres perspectives des externalités liées à cette mobilité, deux types d'outils complémentaires se dégagent des visions des mécanismes de la mobilité proposées par l'économiste et l'urbaniste. Pour le premier, les transports urbains constituent un marché qui ne signale pas l'intégralité des ressources rares par des niveaux de prix adaptés. Ces raretés peuvent dans certains cas ne pas être considérées par le système des prix du marché. C'est le cas, par exemple, des ressources environnementales, telles que l'air ou le silence, etc. qui ont pourtant une valeur pour les acteurs de ce marché. En définitive, pour l'économiste, un trop grand nombre d'externalités de la mobilité ne sont pas payées et ne sont pas prises en compte par les mécanismes du marché. Ceci éloigne donc le fonctionnement du marché du principe de l'usager-payeur, qui en l'absence de toute forme de régulation devrait, d'après la théorie économique, « optimiser » les échanges sur ce marché.

Quant à lui, l'urbaniste analyse la mobilité dans son rapport à l'espace-temps. La vitesse des déplacements devient alors un des « rouages » existants entre l'espace-temps de la mobilité et les moyens de réalisation des déplacements. Ainsi, la vitesse de déplacement permet, entre autre, d'étayer la thèse selon laquelle la croissance des distances parcourues et l'étalement urbain sont des conséquences de la satisfaction des besoins et des désirs des populations, au moyen d'un accroissement des vitesses. L'espace-temps des accessibilités individuelles s'est donc étendu non pas au moyen d'un investissement temporel individuel accru, mais par un prix temporel du déplacement réduit. La croissance des vitesses peut alors expliquer l'étalement urbain et la croissance des distances parcourues, sous l'hypothèse d'une constance du temps quotidien consacré aux transports. En définitive, « ...la vitesse ne nous a

pas fait gagner du temps mais, en étirant les déplacements, a permis aux ménages de disposer de plus d'espace... »⁴⁶.

De nouvelles voies de régulation de la mobilité peuvent donc être adoptées. En effet, les outils classiques évoqués précédemment, se limitent à la sphère d'actions relatives aux transports urbains. Or, ces deux schémas simplificateurs de l'interaction système urbain-mobilité nous rappellent l'interpénétration des sphères définissant la ville : le système de transport urbain (l'ensemble des moyens de déplacements), la structure urbaine (les localisations des opportunités socio-économiques) et l'ensemble des aspirations de la population, exprimées au travers des comportements de mobilité.

La relation de coproduction entre ville et transport se compose de deux relations de causalité. La première considère qu'à court et moyen terme la structure urbaine et le système de transport dictent les conditions de réalisation de la mobilité (Altshuler, 1979). Ils définissent ainsi, une partie du cadre explicatif de la mobilité. La seconde relation définit dans le long terme une causalité inversée ; les attributs de la ville et du système de transport s'adaptant, peu à peu, aux besoins et aux transformations de la mobilité. Malgré l'existence d'autres dimensions explicatives⁴⁷, la relation de coproduction ville-transport permet d'identifier des outils de régulation des formes urbaines et des mobilités.

Ainsi, deux séries de mesures sont proposées par une abondante littérature. Tout d'abord, dans le prolongement de la « vision de l'économiste », les instruments de la politique des transports urbains se concentrent sur l'infléchissement de la demande de mobilité. Leur objectif principal étant de réduire l'usage automobile et ses coûts sociaux (pollution, consommation énergétique, congestion, ségrégation spatiale, dépendance automobile, etc.). Ces outils d'action « directe » s'inscrivent essentiellement dans la relation de court terme définie entre la mobilité et le système de transport. Ainsi, ces politiques s'orientent vers une régulation de la mobilité soit par l'imposition de contraintes sur l'usage de l'automobile, sous forme par exemple, de tarification et de réglementation, soit par l'amélioration de la

⁴⁶ Wiel (2003), p. 9.

⁴⁷ La ville et la mobilité entretiennent une interaction forte, mais chacune s'enrichit aussi des effets d'autres dimensions, telles que les changements sociétaux relatifs notamment à la structure du marché de l'emploi, à l'organisation du temps de travail ou à l'usage des NTIC.

compétitivité des modes alternatifs, comme par l'investissement dans le système de transport en commun.

Toutefois, l'efficacité de ces outils est conditionnée par la définition des objectifs visés. Les mesures prises pour limiter les externalités environnementales ne sont pas forcément efficaces pour réduire la mobilité, et inversement. De plus, certains résultats obtenus grâce à la base MCD remettent en question les leviers traditionnels, tels que les investissements en transports collectifs, notamment en raison du non-recouvrement des coûts de fonctionnement.

Une seconde série de mesures découle de la « vision de l'urbaniste » et de l'impact de la structure urbaine et du système de transport sur la mobilité. Ces instruments « indirects »⁴⁸ ont pour objectif de produire les conditions de réalisation d'une mobilité soutenable et détournée de l'automobile. Ils s'inscrivent donc dans la relation de long terme liant la structure urbaine au système de transport et à la mobilité. Les attributs des aires urbaines, tels que la dispersion des aménités urbaines, la mixité des zones, la qualité de l'accessibilité aux emplois et aux services ou au système de transport, le maillage du réseau viaire, etc., sont les principaux outils des politiques urbaines.

Cependant, les fondements et l'acceptabilité de certaines de ces politiques peuvent sembler fragiles. Tout d'abord d'un point de vue méthodologique, les difficultés et les limites rencontrées par les études révélant l'impact des différents outils nuisent à la robustesse des résultats avancés. Ensuite, il est reconnu que les limites de ces politiques résident dans les fondements et la compréhension des comportements de mobilité. Plus précisément, la question de la gestion des temps de transport est très rarement abordée. Ces derniers sont presque systématiquement absents des analyses. Pourtant, la remise en cause de la conjecture de Zahavi et la gestion paradoxale des temps de transport justifient d'autant plus les précautions à prendre à l'égard de certains instruments politiques.

⁴⁸ Les outils des politiques urbaines sont qualifiés « d'indirects », dans la mesure où ils agissent sur le cadre de réalisation de la mobilité, qui influence les comportements de mobilité. Par opposition, les instruments de la politique des transports urbains, concentrés sur la tarification et la réglementation ont un impact « direct » sur le comportement de mobilité.

II. Les politiques des transports urbains

L'intensification de l'usage de l'automobile en ville est corrélée avec un certain nombre d'altérations de la structure urbaine, telles que le recul des frontières de la ville, le déclin de la densité, une plus grande connectivité des réseaux de transport et une ségrégation entre les zones résidentielles et les autres, apparaissant surtout en périphérie (Anderson et al., 1996). De plus, cette orientation du système de transport vers « l'automobilité » génère de nombreuses externalités négatives, telles que les effets de coupure des espaces, la production de déchets, de bruit, de pollution de l'air, de l'eau, etc. (Button, 1991 ; Priemus, 1995). Ces externalités sont d'autant plus présentes dans les centres-villes, en raison de la concentration des infrastructures et des activités dans un espace réduit.

1. Les outils des politiques des transports urbains

Pour limiter la place de l'automobile en ville et inverser l'évolution des transports urbains, les outils classiques proposés par l'économiste sont des instruments intervenant directement sur l'ensemble de contraintes conditionnant le comportement des acteurs. Ainsi, les instruments de la tarification et de la réglementation sont déployés sous forme de péages ou de quotas pour réguler l'accès aux infrastructures de transport et à certaines zones de la ville. Dans la perspective de réduire les avantages comparatifs de l'automobile par rapport aux autres modes, la tarification aura pour but d'inciter au report modal en intervenant sur le système de prix. La réglementation, elle, limitera les espaces accessibles en automobile. Un troisième outils de régulation de la mobilité automobile apparaît au travers du rationnement de l'espace de voirie dévolu à l'automobile : la congestion. En effet, une autorégulation du système de transport semble s'opérer, le trafic automobile s'adaptant à la congestion ou à la réduction de la voirie automobile (Orfeuil, 2000). Enfin, une autre voie apparaît, visant, non pas à contraindre l'usage de l'automobile, mais à améliorer la compétitivité des transports collectifs.

a) La tarification de l'usage des infrastructures et des accès aux centres-villes

Selon Mirabel (2005), les objectifs de l'instrument tarifaire des politiques de transport s'orientent dans trois directions générales. Tout d'abord, une efficacité économique ou budgétaire peut justifier la mise en place d'une taxe. Au-delà de l'alimentation des budgets

publics, cet instrument poursuit des objectifs de redistribution et d'équité distributive. Le plus souvent la taxation de la mobilité automobile est envisagée pour financer les transports publics ou les investissements en infrastructure. Enfin, la taxation intervient comme outils d'équité économique, dans le sens où elle vise à orienter les choix des individus de manière à préserver certaines ressources rares, en faisant payer au pollueur les nuisances engendrées par son activité. De manière plus générale, la tarification est un outil d'incitation des comportements et constitue un des leviers économiques classiques. Le cas de figure d'une taxation ayant pour but le financement des infrastructures, a souvent été dénoncé comme contre-productif dans l'objectif d'une réduction de l'usage automobile, puisque produisant deux signaux contradictoires : une hausse du coût de la mobilité et une amélioration des conditions de déplacement. Cependant, un usage optimal de l'infrastructure sera théoriquement atteint, puisque les individus acceptant le péage seront ceux pour lesquels la mobilité a le plus de valeur.

b) La réglementation de l'accès au centre-ville

Une série de mesures a été appliquée par certaines agglomérations afin d'interdire la circulation en ville à une partie des automobilistes. L'accès reste en général permis selon des critères arbitraires, écologiques ou économiques. Ainsi, à Athènes sur la base du numéro d'immatriculation, certains véhicules sont interdits de circulation certains jours. A Rome, une partie du centre-ville (zone bleue) est fermée à tous les véhicules qui n'ont pas un permis spécial entre 6h30 et 18h en semaine et entre 14h et 18h le samedi. A Singapour, des droits de circulation d'une validité de 10 ans sont vendus aux enchères. En France, les jours de pics de pollution, seuls les véhicules disposant de la pastille verte, accordée aux véhicules respectant certaines normes environnementales ont le droit de circuler en ville, etc.

c) La régulation par la congestion

Corollaire de la conjecture de Mogridge (1990), selon laquelle le développement de la voirie en milieu urbain ne réduit pas la congestion, la régulation de la mobilité par la congestion est avancée par les économistes. Les phénomènes de concentration de trafic automobile dissuadent une partie de la population de l'usage de l'automobile. Ainsi, les individus ayant une valeur du temps élevée préféreront se tourner vers d'autres modes de

transport, dont la vitesse sera relativement plus rapide. Cette politique du laisser-faire limite dans un premier temps la croissance des trafics automobiles, qui serait accrue par une amélioration des conditions de circulation. Dans un second temps, elle améliore implicitement la compétitivité des autres modes de transport.

d) L'amélioration du système de transport en commun

La concurrence modale peut être affectée au travers de politiques d'investissement en transports collectifs. En effet, une partie de la demande de transport détermine mode de déplacement en fonction des conditions tarifaires, des durées de déplacement porte-à-porte et des qualités de service, en termes d'accessibilité, de fréquence, de confort, etc. Ainsi au moyen de subventions et de politiques d'investissement, la compétitivité du système de transport en commun est susceptible d'être améliorée.

2. Les limites des politiques des transports urbains

Deux critiques majeures peuvent être formulées à l'encontre de ces différents outils. Tout d'abord la question de la définition des objectifs peut être soulevée, notamment pour les péages. Même si l'idée d'un péage ajusté dans le temps est un gage de fluidité et donc d'efficacité de la ville, il génère aussi un certain nombre d'ambiguïtés entre ses objectifs budgétaires, de régulation du trafic et d'équité, qui réduisent, de ce fait, la généralisation de son application. Ensuite, l'efficacité de la mise en œuvre de ces politiques peut être discutée. En dépit de l'exigence des données nécessaires à une analyse fine des impacts de ces outils, les résultats produits de la base MCD permettent de soulever un certain nombre d'interrogations.

Une première ambiguïté concerne l'opposition des objectifs du péage de congestion entre l'efficacité budgétaire et la régulation du trafic. En effet, en zone urbaine, même si le péage améliore un peu la fluidité, il ne peut s'agir, en heure de pointe, de retrouver les vitesses possibles lorsque l'infrastructure est quasiment vide. Sauf à hausser le prix à des niveaux très élevés, comme c'est le cas à Londres (5 livres par jour, soit 7,5 euros). Le péage urbain se trouve ainsi confronté à un dilemme. Soit le prix est bas et les effets en termes de fluidité sont modestes. Le péage ressemble alors à un octroi, à l'équivalent d'un droit d'entrée dans la zone urbaine, sans aucune garantie de vitesse. Soit le prix est élevé et donc réellement dissuasif.

D'autres modes de transport doivent alors être disponibles. Mais comme vient de le montrer l'exemple londonien⁴⁹, il ne faut plus dans ce cas compter sur le péage pour subventionner largement les transports publics.

Une deuxième ambiguïté surgit, en zone urbaine, entre l'objectif budgétaire et l'objectif d'équité, lorsque la tarification est destinée à financer de nouvelles infrastructures. Compte tenu du contexte, ces dernières sont très coûteuses (tunnels, isolations phoniques, indemnités aux riverains, etc.) et le péage atteint alors un niveau inacceptable pour la grande majorité des habitants. La tarification bute sur un « triangle d'incompatibilités » (Crozet, 2000) qui empêche d'avoir en même temps : un usage quasi quotidien et une forte tarification sans véritable itinéraire alternatif. Pour que le péage soit acceptable socialement, son niveau doit être abaissé. Il en résulte une insuffisance de recettes qui, non seulement rend impossibles les transferts financiers vers d'autres modes, mais oblige au contraire à des transferts publics massifs au profit du mode routier.

Enfin, une troisième ambiguïté réside entre l'objectif de régulation du trafic et l'objectif environnemental. Même si une réduction de la congestion est souvent associée à une réduction des externalités environnementales, le péage de congestion n'est pas le plus efficace en la matière. Un péage efficace pour réguler la congestion peut simplement se traduire par un report de trafic sur d'autres voies alternatives. En effet, le péage de congestion le plus efficace est le péage de pointe (modulé dans le temps). Mais, il ne génère qu'une très faible réduction du trafic, les automobilistes modifiant leurs horaires de déplacement. Le péage uniforme de congestion est peut être celui réduisant le plus les externalités environnementales, dans la mesure où il a un effet supérieur sur la répartition modale par rapport au péage de pointe (Mirabel, 2005).

Ainsi, un certain nombre d'outils sont mis en application dans le but de minimiser l'ensemble des coûts sociaux de la mobilité automobile urbaine (coûts individuels ou collectifs, monétaires, temporels, environnementaux, etc.). Afin de remplir ces objectifs

⁴⁹ A Londres, les recettes du péage sont très inférieures à ce qui était prévu, car le trafic a sensiblement diminué. Comme dans le même temps les coûts d'installation et de contrôle sont supérieurs à ce qui était escompté, le résultat financier de l'opération est décevant.

d'optimisation, un autre ensemble d'outils existe et s'oriente vers l'amélioration de la compétitivité des transports publics : les campagnes d'investissements (investissements en infrastructure pour répondre aux besoins de mobilité, à une demande sociale et à une nécessité environnementale, etc.) et les instruments de la tarification (taxation des carburants, péage de stationnement, péage des voies rapides, péage urbain, etc.).

Cependant, ces outils classiques ne semblent pas toujours efficaces. Ainsi, les résultats obtenus sur la base MCD ne parviennent pas toujours à illustrer les atouts et les effets de ces instruments. En effet, les deux exemples suivants illustrent au contraire certaines des limites des politiques d'investissements ou de tarification des transports. Ainsi, l'effort réalisé pour le développement du système de transport collectif ne semble pas être en mesure de réduire significativement le coût de la mobilité associée (figure 4-7). Enfin, la tarification du carburant ou les différentiels de vitesses ne semblent posséder qu'un pouvoir restreint sur le partage modal (figure 4-8).

figure 4-7 : Coût de fonctionnement des transports en commun (en dollars par pass.-km) et la part des dépenses de fonctionnement des transports en commun dans le PIB (%) en Europe occidentale, Amérique du Nord, Océanie et métropoles asiatiques.

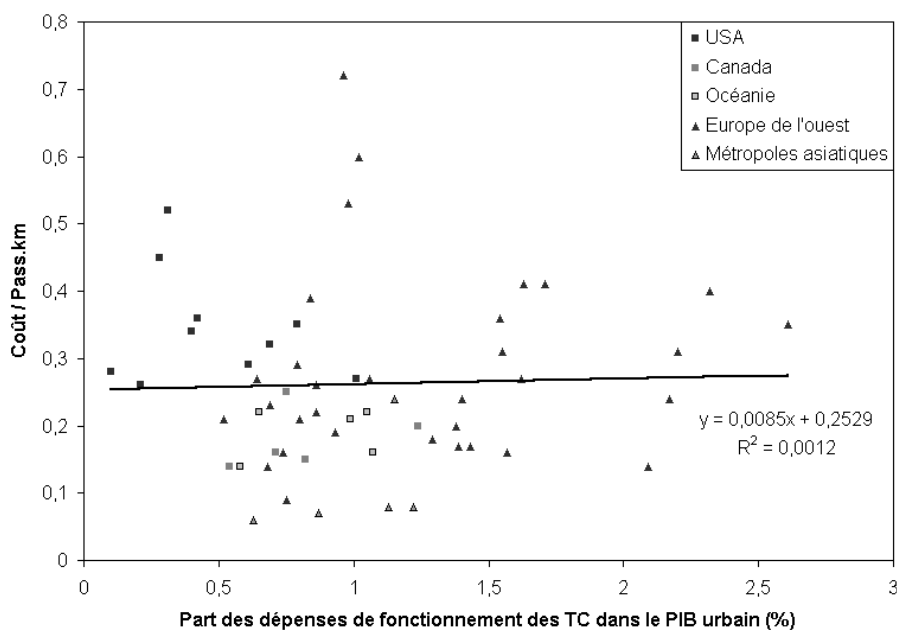
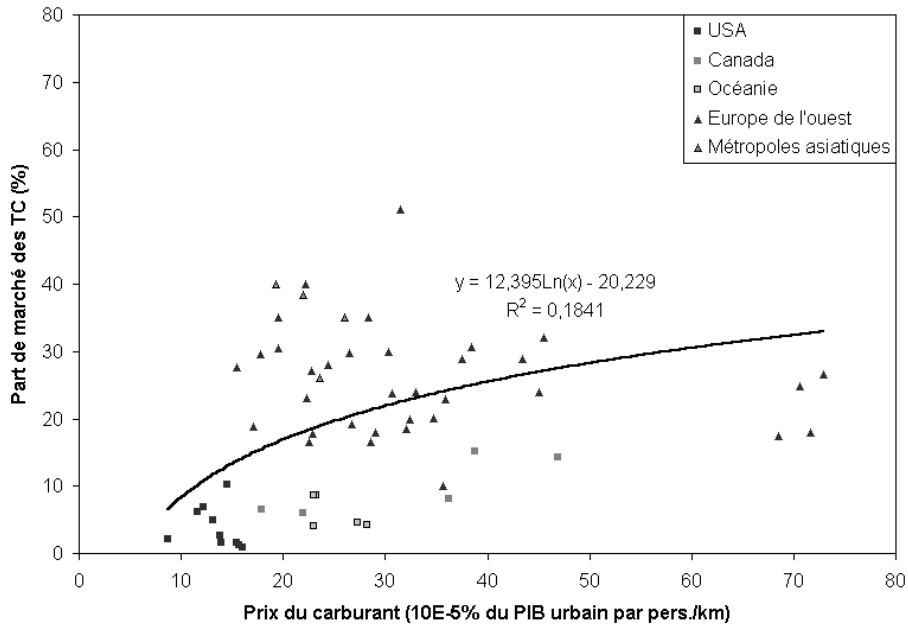


figure 4-8 : Part de marché des transports en commun (en %) et prix du carburant au km (en dollars US) en en Europe occidentale, Amérique du Nord, Océanie et métropoles asiatiques.



Les limites des instruments traditionnels des politiques de transport urbain, laissent envisager l'existence d'autres dimensions explicatives de la concurrence intermodale et plus généralement de la demande de mobilité. En effet, si les investissements consacrés aux transports collectifs ou les tarifications favorisant leur compétitivité n'ont qu'un impact réduit sur le partage modal et si de plus, l'objectif budgétaire ne peut être atteint, il faut alors rechercher d'autres leviers d'action en dehors des sphères relatives aux systèmes de transport ou aux comportements de mobilité. La vision de l'urbaniste, en proposant une compréhension de la dimension de long terme de la coproduction ville-transport oriente cette recherche vers la structure urbaine.

III. Les outils des politiques urbaines

Dans la vision de l'urbaniste, la coproduction ville-transport désigne la structure urbaine comme le cadre de réalisation de la mobilité et de fonctionnement du système de transport. Du fait de ce rôle, les politiques orientant les développements de la structure urbaine acquièrent des fonctions, d'une part, de régulation des mobilités (dont notamment les mobilités automobiles) et d'autre part, de mise en place des conditions favorables au

développement des transports collectifs et des autres modes alternatifs. Toutefois, la mise en évidence des leviers de la structure urbaine sur la mobilité et le partage modal rencontre un certain nombre de limites méthodologiques, de limites de généralisation des résultats et de limites d'acceptabilité des mesures par les populations.

1. La régulation de la mobilité

Une série de caractéristiques des structures urbaines à des niveaux plus ou moins agrégés ont été identifiées comme des leviers d'action potentiels sur la mobilité, notamment en termes de distances parcourues, d'usage automobile, et de consommations énergétiques (Steiner, 1994 ; Badoe et Miller, 2000 ; Crane, 2000 ; Cervero, 2002 ; Dieleman et al., 2002 ; Meurs et Van Wee, 2003 ; Van Wee et Maat, 2003).

1. La *distance entre le lieu de résidence et le centre-ville* se révèle être un facteur augmentant les distances parcourues (Næss et al., 1995) et les distances domicile-travail (Curtis, 1995 ; Spence et Frost, 1995). De plus, la distance au centre détient une part de responsabilité dans la hausse des consommations énergétiques et les émissions polluantes (Mogridge, 1985 ; Newman et Kenworthy, 1988 ; Næss et al., 1995 ; Kenworthy et Laube, 1999). Ce résultat est d'autant plus marquant que la fréquence des déplacements n'apparaît pas sensible à la distance au centre.
2. La *taille des agglomérations* affecte le volume d'emplois et de services qui peuvent être accumulés, ainsi que le niveau soutenable de transport public. De petites agglomérations ne peuvent proposer la variété d'emplois et de services requise par sa population. Cette dernière doit alors parcourir de plus grandes distances pour accéder aux services qu'elle désire. A l'opposée, les très grandes villes voient les distances parcourues par leurs résidents s'accroître en raison de la séparation croissante entre les localisations. Ce phénomène s'intensifie avec la spécialisation des zones urbaines. De plus, ces grandes agglomérations attirent d'autres populations par les niveaux d'emplois et de services qu'elles proposent. Orfeuil et Salomon (1993) concluent à un effet de taille d'agglomération sur les distances des déplacements défini par une relation en forme de U.
3. La *mixité des zones urbaines* est souvent calculée à partir du ratio entre le nombre d'emplois et le nombre de résidents de la zone ou de la proportion d'emplois de commerce de détail dans le total des emplois (Boarnet et Sarmiento, 1998 ; Chatman, 2003). Les

relations mises en évidence entre la mixité et les attributs de la mobilité sont ambiguës et moins fortes que celles observées avec la densité urbaine. Cervero (1989) obtient une légère relation négative entre le ratio d'emplois et la part de marché des modes non-motorisés. Stead (1999) montre l'association entre les ratios d'emplois élevés et des distances parcourues plus faibles.

4. Le *volume d'aménités locales* peut réduire les distances parcourues et augmenter la part des déplacements non-motorisés. Hanson (1982), Farthing et al. (1997), Winter et Farthing (1997) et Stead (1999) montrent la réduction des distances parcourues avec le niveau de services locaux, ainsi qu'une hausse moins prononcée du nombre de déplacements et un effet non-significatif sur la part de déplacements en modes non-motorisés.
5. La *densité urbaine*, mesurée en termes d'habitants ou d'emplois est une des variables affectant la mobilité de façon la plus significative. Tout d'abord, la densité urbaine peut influencer la mobilité en augmentant le volume d'opportunités accessibles, au niveau local. Elle réduit donc le besoin de parcourir de grandes distances, ainsi que le recours aux modes motorisés (Cervero, 1988). En rapprochant les localisations, telles que le domicile, le lieu de travail et les services, la densité réduit les distances parcourues. Enfin, la densité accroît la soutenabilité d'un système de transport collectif, ainsi que la pertinence d'un report modal au détriment de l'automobile (Barret, 1996 ; Fulford, 1996). De nombreuses études ont montré une telle relation décroissante entre d'une part, la densité urbaine et d'autre part, les distances parcourues, le partage modal, les fréquences des déplacements ou les consommations énergétiques (Newman et Kenworthy, 1989 ; Frank et Pivo, 1994 ; Handy, 1994 ; Ewing et al., 1996 ; Fouchier, 1997 ; Kitamura et al., 1997b ; Levinson et Kumar, 1997 ; Bagley et Mokhtarian, 1998 ; Sun et Wilmot, 1998 ; Kenworthy et Laube, 1999 ; Stead, 1999 ; Van der Waals, 2000 ; Badoe et Miller, 2000 ; Stead, 2001 ; Camagni et al., 2002 ; Cervero, 2003 ; Næss, 2003).
6. La *proximité au réseau de transport* influence la mobilité. Headicar et Curtis (1994) montrent l'effet positif de la proximité aux axes routiers majeurs sur les distances parcourues en automobile, ainsi que l'effet positif de la proximité d'une gare de chemins de fer sur la distance parcourue. Et la proximité au réseau de transport en commun affecte

le partage modal au profit de ceux-ci (Cervero, 1994 ; Kitamura et al., 1997b ; Stead, 1999).

7. *L'offre de stationnement* limitée semble pouvoir conduire à un usage plus rationnel de l'automobile en raison de la concurrence à l'espace de stationnement engendrée entre les automobilistes (Stead, 1999). Les automobilistes semblent ainsi réduire le nombre de déplacements automobiles et réaliser un plus grand nombre de déplacements en marche à pied ou en transports collectifs (Balcombe et York, 1993 ; Valleley et al., 1997).
8. *La forme du réseau routier* est susceptible d'affecter la mobilité. Cependant, les difficultés de définitions des types de réseaux et leur orientation vers un mode de transport ou un autre rendent difficile l'analyse. A Portland (Oregon), le pourcentage d'impasses, typique de l'urbanisation de l'après-guerre, influe négativement sur la part modale de la marche à pied (Rajamani et al, 2003). Les réseaux californiens maillés ou en grille influencent positivement l'usage automobile (Boarnet et Crane, 2001). En effet, le réseau maillé, en grille, accroît les distances parcourues en raison d'une hausse du détour moyen (Héran, 2003). Par ailleurs, il facilite la pénétration des transports collectifs et la connectivité des réseaux. Cependant, cette amélioration de la connectivité peut résulter en une hausse du nombre de déplacements (McNally et Ryan, 1993 ; Crane, 2000).

En définitive, deux voies d'action peuvent être identifiées. La première agit directement sur les stratégies de localisation des acteurs. Elle peut ainsi réduire le besoin de mobilité, en termes de distance parcourue et réduire le recours à l'automobile. La seconde voie se compose des actions affectant les déterminants des choix modaux. Ces actions au niveau de la structure urbaine ou du système de transport urbain peuvent améliorer la compétitivité des transports collectifs, mais aussi réduire les avantages comparatifs de l'automobile en ville.

La mise en œuvre des politiques urbaines comporte donc un double enjeu : celui de la régulation de la demande de mobilité, qui a été évoquée ci-dessus et celui de l'orientation des choix modaux, soulignée dans la partie suivante.

2. Des leviers de la part de marché des transports collectifs

Les éléments de restructuration de l'espace urbain ne peuvent être soutenables sans la mise en place de solutions de mobilité alternatives à l'automobile. Il convient alors d'étudier

les moyens de l'amélioration de la compétitivité des transports collectifs⁵⁰. Afin de permettre le report modal, le système de transport collectif doit assurer une mobilité dans des conditions proches de celles de la mobilité automobile, notamment en termes d'accessibilité, de temps de parcours, de sécurité, de confort, etc. La littérature a produit un certain nombre de recommandations relatives aux conditions du développement cohérent d'un système de transport et de la structure urbaine. La densification des zones urbaines semble alors pouvoir assurer ou faciliter certaines de ces conditions, comme par exemple, la constitution de zones d'emplois à forte densité bien desservies par les transports en commun (Webster et Bly, 1987 ; Franck et Pivo, 1994 ; Camagni et al., 2002), une organisation radiale du réseau de transport collectif ou la proximité résidentielle au réseau de transport en commun, déjà évoquées.

Plus particulièrement, nous avons pu montrer l'existence de certains leviers sur la part de marché des transports collectifs appartenant tant aux caractéristiques de la structure urbaine, qu'aux attributs des systèmes de transport urbain et des comportements de mobilité (Joly, Masson et Petiot, 2004). Cette étude propose une modélisation de la part modale des transports collectifs, à partir des données de la base MCD. L'existence des deux profils d'organisation urbaine (intensif et extensif) module l'amplitude des effets de certains outils des politiques de transport selon le profil d'agglomération. L'utilisation des variables croisées avec le profil montre que certaines variables ont un effet plus faible dans les agglomérations du profil intensif. Ainsi, à intensité équivalente des efforts mis en œuvre pour les transports collectifs, les gains de part de marché de ces derniers semblent plus élevés dans les agglomérations du profil extensif que ceux attendus dans les agglomérations du profil intensif. Il existerait donc une productivité marginale décroissante des efforts politiques consentis en faveur des transports collectifs. Cette décroissance de l'efficacité marginale des outils de politique de transport est ici captée par la forme fonctionnelle logarithmique

⁵⁰ Le choix est fait dans cette partie de nous concentrer sur les leviers des transports collectifs, en laissant de côté les leviers des autres modes alternatifs : la marche à pied et les deux roues non-motorisés. Le report modal de l'automobile vers les transports collectifs paraît plus probable que vers tout autre mode, notamment si l'on considère les distances parcourues. Les modes non-motorisés paraissent pertinents pour les déplacements de proximité. Les outils de politiques urbaines favorisant ce type de déplacements ont été évoqués dans la partie précédente.

appliquée dans le modèle plutôt que par une simple forme linéaire. Pour les trois régressions effectuées, les variables les plus significativement liées aux parts de marché des transports collectifs sont croisées avec l'indicatrice de profil, l'indicatrice de présence de métro et l'indicatrice de présence de train dans le système de transport (tableau 4-2). Les indicateurs pertinents relatifs à la structure urbaine et au contexte économique sont la proportion d'emplois au centre, la densité d'emplois et la part du PIB urbain investi dans les transports collectifs. Ces résultats recourent l'effet positif de la densité sur la part modale des transports collectifs, similaire à ceux constatés par Kenworthy et Laube (1996, 1999) et Giuliano et Narayan (2003). Plus précisément, la densité des emplois et la centralité des emplois améliorent la part modale des transports collectifs. Cela est renforcé par l'effort d'investissement dans les transports collectifs pour les agglomérations du profil extensif (il s'agit là d'un résultat lié à l'organisation spécifique de la concentration spatiale des emplois dans les agglomérations nord-américaines). S'agissant des agglomérations du profil intensif, l'effort d'investissement n'apparaît pas de manière significative mais les résultats soulignent l'impact de la notion plus générale de répartition des emplois dans la ville. Le système de transport comporte également des caractéristiques déterminantes, comme notamment : la longueur de voirie pour 1000 emplois, le nombre de places de parking pour 1000 emplois dans le centre, le rapport des prix des modes et la présence de train dans le système de transport. Ces variables agissent dans l'ensemble des agglomérations. Très classiquement, l'offre de stationnement et le rapport des prix ont un effet négatif sur la part modale des transports collectifs. Ce second effet de réduction de la part de marché avec les prix confirme notamment les travaux de Kenworthy et Laube (1999), De Jong et Gunn (2001) et Bresson et al. (2003, 2004). Il est aussi à rapprocher des fortes élasticités aux prix des carburants obtenues par Storchmann (2004) et Bresson et al. (2004). En revanche, la présence de train semble avoir un effet négatif. L'effet positif de l'offre de voirie ne peut être validé statistiquement qu'au niveau de confiance de 15%. Les vitesses des modes apparaissent comme des variables importantes de façon différenciée. De façon logique, la vitesse des transports collectifs agit positivement et de façon significative sur la part des transports collectifs dans les agglomérations au profil intensif. A contrario, la vitesse sur route agit significativement et de façon négative sur la part des transports collectifs dans les agglomérations au profil extensif. La part modale des transports collectifs dans les

agglomérations dotées d'un système ferroviaire urbain ou dans les agglomérations du profil intensif dotées de métro, paraît sensible au rapport des vitesses modales. Par contre, et de façon surprenante, le rapport de vitesses croisé avec la présence de métro et le rapport de vitesses croisé avec la présence de train et le profil se voient attribués des coefficients négatifs. Le signe contre intuitif de ce coefficient peut être ici révélateur d'un problème de spécification du modèle. Il est dans ce cas possible d'imaginer une relation de causalité inversée. Cependant, ce signe négatif peut être justifié de deux façons. D'une part, la mise en place de lignes de métro dans certaines villes peut s'expliquer par la volonté de rendre le système des transports collectifs plus compétitif et de développer une demande au départ très faible. D'autre part, le métro étant totalement déconnecté de la voirie urbaine, le réseau de surface peut ainsi être désengorgé, ce qui permet une meilleure fluidité du trafic. Deux effets conjoints peuvent en découler : une demande induite en automobile et un report modal des transports collectifs vers la voiture particulière. Enfin, concernant les caractéristiques de la mobilité, seules les distances ont un impact sur la part modale des transports collectifs. La distance moyenne parcourue quotidiennement a un coefficient négatif pour l'ensemble des agglomérations. Il s'agit là d'un résultat classique qui souligne l'effet contre-productif de la distance et donc de l'étalement urbain sur la part des transports collectifs. Il est intéressant de noter toutefois que cet effet ne semble pas s'exercer spécifiquement sur les agglomérations du profil intensif où, en revanche, la distance moyenne par déplacement réduit la part de marché des transports collectifs. La structure urbaine des agglomérations du profil extensif semble justifier l'impact particulièrement négatif des distances quotidiennes sur la part des transports collectifs. L'effet positif des distances moyennes par déplacement semble indiquer une pertinence plus prononcée de l'usage des transports collectifs pour des déplacements de portée plus longue.

tableau 4-2 : Régressions multiples du modèle log-log de la part modale des transports collectifs

Variable en log	Régression sur toutes les variables	Régression sur toutes les variables	Régression sur toutes les variables
	Toutes les agglomérations <i>Sélection Stepwise</i>	Profil intensif <i>Sélection Stepwise</i>	Profil extensif <i>Sélection Stepwise</i>
	Coefficient	Coefficient	Coefficient
Constante	7,85 ***	-0,84 *	8,75 ***
<i>Structure urbaine et contexte économique</i>			
Densité d'emplois	-	0,40 ***	-
Proportion d'emplois dans le centre	0,30 ***	-	0,59 ***
Part du PIB consacré aux investissements en transports collectifs	-	-	0,21 ***
Densité d'emplois CROISEE avec le profil	0,24 ***	-	-
<i>Système de transport</i>			
Vitesse sur le réseau routier	-	-	-1,35 ***
Vitesse des transports collectifs	-	0,58 ***	-
Longueur de voirie pour 1000 emplois dans le centre	0,15 *	-	-
Nombre de places de parking pour 1000 emplois dans le centre	-0,34 ***	-0,10 **	-
Rapport des prix des transports collectifs et des modes privés motorisés	-0,31 ***	-0,33 ***	-
Coût pour l'utilisateur des transports collectifs	-	0,18 **	-
Présence de train	-6,29 ***	-	-
Rapport des vitesses CROISE avec présence de métro	-0,90 ***	-0,26 **	-0,72 ***
Rapport des vitesses CROISE avec présence de métro et profil	0,46 *	-	-
Rapport des vitesses CROISE avec présence de train et profil	-0,70 **	-	-
Vitesse des transports collectifs croisé avec la présence de train	0,83 ***	-	-
<i>Pratiques de mobilité</i>			
Distance quotidienne	-0,91 ***	-	-1,64 ***
Distance moyenne par déplacement	-	0,19 *	1,16 **
R ²	0,96	0,83	0,92
R ² aj.	0,94	0,79	0,88
F	88,27	20,72	26,53

* coefficient significatif à 15 % ; ** à 10 % ; *** à 5 %

Source : Joly, Masson et Petiot, (2004)

Cette régression multiple met donc en avant les effets classiques de la densité, de l'offre de stationnement, des prix relatifs, des vitesses relatives et de la distance parcourue. Même si les résultats des modèles par profil d'agglomérations sont à considérer avec précaution en raison du nombre réduit d'observations, ils semblent toutefois indiquer des leviers spécifiques de la part de marché des transports collectifs selon le profil d'agglomérations (tableau 4-3). Nous retrouvons la majorité des variables liées aux budgets-temps de transport identifiées dans le chapitre 3.

tableau 4-3 : Les déterminants propres à chacun des profils d'agglomérations

	Déterminants propres au profil intensif	Déterminants propres au profil extensif
Structure urbain et contexte économique	Densité d'emplois	Proportion d'emplois dans le centre Part du PIB investi en transports collectifs
Système de transport	Vitesse des transports collectifs Offre de stationnement dans le centre Rapport des prix des modes Rapport des vitesses CROISE avec le métro	Vitesse sur le réseau routier Rapport des vitesses Rapport des vitesses CROISE avec le métro
Pratiques de mobilité	Distance moyenne par déplacement	Distance quotidienne Distance moyenne par déplacement

Source : Joly, Masson et Petiot, (2004)

En dépit des critiques et propositions, que nous évoquerons dans la partie suivante, formulées à l'encontre des diverses méthodes d'analyse de l'impact de la structure urbaine sur la mobilité et le partage modal, un « semi-concensus » semble se dégager. Certaines études ont inspiré de nombreuses politiques d'aménagement urbain, comme par exemple, en Angleterre où la *Planning Policy Guidance n°13* vise à créer un urbanisme dense et mixte autour des stations de transport public (Breheny, 1995 ; Fouchier, 1999) ; aux Pays-Bas avec la politique « ABC » orientant la localisation des entreprises pour maîtriser les déplacements domicile-travail (Van der Valk, 2002) ; et aux Etats-Unis, où le Nouvel Urbanisme recommande de favoriser le développement par densification plutôt que l'expansion périphérique. L'intensification de l'usage du sol, défini par une forte densité, une forte mixité, une structure propice aux déplacements pédestres et une plus grande qualité des transports collectifs, semble donc être un des leviers pouvant réduire l'usage de l'automobile. D'après

Dieleman et al. (2002), le niveau d'urbanisation ou d'usage du sol est, après la motorisation, le principal déterminant du choix modal.

Enfin, un bilan de l'application des politiques urbaines est dressé aux Pays-Bas après l'application des politiques successives menées depuis les années 1970 (Schawnen et al., 2004). Tout d'abord, la politique de « décentralisation concentrée », entre 1970 et 1980 vise à limiter le développement urbain à des centres urbains nouveaux, en dehors de la ville existante. Entre 1980 et 1990, une politique de « ville compacte » est appliquée et privilégie globalement la concentration du développement urbain vers les centres déjà existants. Puis, la politique « ABC » dirigeant les localisations des entreprises. Le bilan de l'application de ces politiques est relativement mitigé. En effet, les auteurs concluent à une faible réduction de la part de marché de l'automobile dans les centres denses. Les politiques ont stimulé l'usage des transports publics, mais n'ont pas eu d'effet significatif sur les modes non-motorisés.

IV. Les limites et lacunes de ces politiques

La mise en évidence de relations entre la structure urbaine et la mobilité rencontre un certain nombre de limites. D'une part, d'un point de vue méthodologique, la démonstration d'un schéma causal est particulièrement critique, notamment en raison des colinéarités entre les variables. Cette démonstration se limite le plus souvent à une interprétation causale des systèmes de corrélations multiples révélés par l'étude empirique. De plus, les données disponibles ne permettent pas toujours l'utilisation de définitions des indicateurs similaires entre les jeux de données. La transférabilité des résultats s'en trouve alors réduite.

D'autre part, certaines politiques sont susceptibles de rencontrer des difficultés pour leur mise en application et leur acceptabilité. Tout d'abord, les politiques nécessaires au développement de solutions alternatives de transport à l'automobile et à la restructuration urbaine vers une redensification, représentent des investissements particulièrement lourds. En parallèle des questions de financement de ces politiques, leur acceptation peut être problématique. L'abandon de l'automobile ne pourra être aisément mené ni de manière directive, ni autoritaire. A court terme, les comportements de mobilité, et à plus long terme, ceux de localisation, devront s'adapter aux nouvelles données urbaines. Pour cela, les politiques mises en œuvre devront être accompagnées des mesures et des signaux incitatifs conduisant à une « rééducation » des comportements.

En ce sens, la compréhension des comportements est nécessaire. Pourtant, les fondements des effets espérés de ces politiques sont constitués d'études quantitatives, forcément réductrices. *De notre point de vue, l'interaction entre structure urbaine, système de transport et comportement de mobilité ne saurait être considérée sans tenir compte des aspects temporels* de la mobilité. Nous verrons justement que les résultats relatifs aux budgets-temps de transport sont susceptibles d'amener à reconsidérer l'impact de certaines de ces politiques, ou du moins, à les accompagner d'outils incitatifs relatifs à la gestion des temps de transport.

1. Les limites méthodologiques

Malgré leur cohérence par rapport à une certaine « logique économique », les outils de régulation avancés par ces études doivent être considérés avec précaution. L'ensemble des limites de ces études conduit uniquement à « ...conclure que ces « fragments d'évidence » ou « semblants d'évidence » supportent la conclusion que les densités élevées réduisent les distances parcourues (Ewing, 1997 ; Burchell et al., 1998). »⁵¹. Tout d'abord, un certain nombre d'autres études montrent l'absence ou le faible effet des structures urbaines sur les comportements de transport à un niveau individuel ou agrégé (Handy, 1996a ; Kitamura et al., 1997b ; Boarnet et Sarmiento, 1998 ; Crane et Crepeau, 1998).

Ensuite, l'étude de cette coproduction se heurte à un certain nombre de limites, parmi lesquelles, la difficulté d'établir le schéma de relations existantes entre les indicateurs utilisés. Pour établir une relation entre la structure urbaine et la mobilité, il est nécessaire de pouvoir maintenir les autres variables constantes. Cette tâche est d'autant plus complexe, que les différences de caractéristiques urbaines sont aussi, le plus souvent, associées à des différences de caractéristiques socio-économiques, qui affectent les mobilités (Stead, 2001 ; Gorham, 2002). Par ailleurs, Stead et Marshall (2001) identifient onze types d'attributs socio-économiques influents : le revenu, la motorisation et la possession du permis de conduire, la disponibilité d'une automobile, le statut professionnel, le type d'emploi, le sexe, l'âge, la composition et la taille du ménage, le niveau d'études, l'attitude et le type de personnalité. Les variables de la forme urbaine n'affectent pas de la même façon les mobilités des hommes et des femmes ou d'autres groupes socio-économiques (Badoe et Miller, 2000). De plus, ces

⁵¹ Boarnet et Crane, (2001), p. 825.

variables peuvent être considérées comme influentes à travers le « style de vie » (Kaufmann et al., 2001). Par ailleurs, leur interconnectivité génère une multicollinéarité statistique rendant particulièrement difficile la séparation des effets de ces variables. Les individus ayant une disposition particulière pour l'usage des transports collectifs ne choisissent-ils pas des zones plus denses et mieux desservies ? Et ceux préférant l'automobile, des zones plus accessibles en automobile ? Pour de nombreux auteurs, le choix de localisation résidentielle n'est pas exogène au couple usage du sol et comportement de mobilité (Handy, 1996a ; Boarnet et Crane, 2001 ; Sermons et Seredich, 2001 ; Cervero et Duncan, 2002 ; Srinivasan et Ferreira, 2002 ; Van Wee et al., 2003 ; Schwanen et Mokhtarian, 2005). Par exemple, Schwanen et Mokhtarian (2005) montrent, pour la région de San Francisco, que les attributs physiques de la structure urbaine et les préférences en termes de type de zones de résidence interagissent simultanément. Ils parviennent à distinguer les résidents selon la conformité entre leurs types de zones résidentielles préférés (urbain/suburbain) et leur localisation effective. Il apparaît que les urbains « de cœur » ont une mobilité plus orientée vers des transports collectifs que les « vrais » suburbains. Et de façon intermédiaire, les suburbains qui subissent leur localisation résidentielle utilisent plus l'automobile que les urbains qui subissent leur localisation. De plus, comme le suggèrent les premiers modèles théoriques (Wingo, 1961 ; Alonso, 1964), les choix de localisation des individus font intervenir l'arbitrage entre les dépenses de transport, les coûts de logement et le niveau d'accessibilité. L'observation d'une motorisation plus faible et d'un usage accru des transports collectifs et de la marche à pied en zones denses trouve alors très certainement une explication supplémentaire par les niveaux de revenu. La difficulté de distinction des effets est accrue par le caractère évolutif de la mobilité et de la structure urbaine au fil du temps. Enfin, la transférabilité spatiale des résultats de ces études est conditionnée par la comparabilité des données internationales.

De façon plus précise, la définition de certains indicateurs peut être problématique. Par exemple, ces études utilisent des variables décrivant des unités spatiales non-homogènes. D'autres ne considèrent aucune variable relative au système de transport. De plus, le calcul des distances parcourues est souvent déterminé à partir de distances entre les centres des zones de départ et de destination des déplacements. La qualité de cette mesure est alors dépendante de la taille de la zone et de la structure du réseau de transport.

De plus, les comparaisons entre ces analyses apparemment contradictoires sont difficilement possibles. En effet, une grande majorité des études produisent des simulations, des analyses descriptives ou des modèles multivariés, dans lesquels la distance par déplacement est expliquée par la densité (Crane, 2000). Comme le montrent de nombreux auteurs (Crane 1996 ; Dunphy et Fisher, 1996 ; Handy, 1996b ; Myers et Kitsue 1999), cette approche n'est pas la plus adaptée. Tout d'abord, l'indicateur de la densité urbaine, qui est le plus utilisé, est un indicateur vague et souvent mal utilisé (Fouchier, 1997). Il n'atteint pas l'objectif de représentation de l'ensemble de la structure de l'espace urbain, qui est trop complexe pour être représentée en un seul indicateur (Crane, 2000). Et il ne constitue pas un outil satisfaisant pour décrire les attributs urbains qui affectent le plus les comportements de mobilité (Gorham, 1996 ; Handy, 1996a). Il regroupe en fait, un grand nombre d'autres attributs urbains, tels que la mixité des zones urbaines, la qualité des services de transport, les contraintes de stationnement, etc. (Meurs et Van Wee, 2003). Kockelman (1997) montre, par exemple, que des indicateurs synthétiques mesurant l'accessibilité, le degré de mixité ou d'intensité de la structure urbaine sont, au moins, d'aussi bons leviers sur la mobilité. De plus, la densité est elle-même une variable fortement corrélée avec d'autres, non considérées, comme par exemple les caractéristiques socio-économiques des populations. De façon plus générale, les éléments comportementaux ne sont pas suffisamment intégrés pour permettre la généralisation des résultats sur d'autres jeux de données (Boarnet et Crane, 2001).

Enfin, il est nécessaire de garder à l'esprit que « ...densités, indices d'entropie ou ratios emploi/résidence n'induisent pas les comportements de transport. Ils sont de simples outils et méthodes que la profession possède et développe pour essayer de mesurer les phénomènes auxquels nous croyons que les individus réagissent lorsqu'ils font leurs choix de transport et de mode de vie. »⁵².

Ainsi, les différents résultats contradictoires obtenus peuvent difficilement être confrontés. C'est finalement la récurrence du résultat malgré les différences des zones géographiques étudiées, qui soutient la conclusion suivant laquelle la densité réduit la mobilité.

⁵² Gorham (2002), p. 238.

2. Les limites d'acceptabilité et de transférabilité

A ces difficultés de validation des politiques urbaines s'ajoutent les questions de mise en œuvre, de faisabilité et d'acceptabilité des politiques proposées.

Tout d'abord, l'organisation urbaine, n'est pas la simple résultante d'un choix politique. Elle résulte en grande partie, des choix de localisation des firmes et des résidents et de l'interaction entre ces choix et le système de transport. Et étant donnés les coûts et la technologie de transport, il n'y a *a priori* aucun fondement soutenant l'acceptation par les ménages d'un retour à la densification (Crane et Crepeau, 1998). Au contraire, un grand nombre de ménages ne semblent pas désirer vivre dans des zones denses (Breheny, 1997). Certaines prédictions envisagent une fuite des villes par les populations aisées et seules les populations captives resteront en ville (Williams et al., 1996). De la même façon, les firmes rechercheront des zones foncièrement moins coûteuses et contraintes (Knight, 1996 ; Breheny, 1997). De plus, la volonté de revitalisation des centres devra, très certainement, être accompagnée d'incitations et d'aides financières (Lever, 1993 ; Breheny, 1997).

Ensuite, les gains potentiels de ces politiques urbaines de densification et d'investissements dans les transports publics risquent de rester sans effet significatif, comme cela semble être le cas dans certaines agglomérations nord-américaines, comme Philadelphie et Toronto (Altshuler, 1979 ; Gordon et Richardson, 1997). Il semble même possible dans certains cas, selon les préférences et les comportements de la population, que certaines de ces mesures aient un effet contraire à celui attendu. Concernant l'accessibilité accrue ou le rapprochement des zones d'emplois, de résidences et de services, l'effet de réduction des mobilités est fondé sur l'hypothèse d'un changement des comportements de mobilité et une adaptation des localisations conduisant à une réduction des distances parcourues (Cervero, 1988). Mais, le changement de comportement n'est pas garanti, une hausse de la mobilité pourrait alors apparaître (Kitamura et al., 1997b ; Crane, 1998). C'est notamment possible si nous considérons un réinvestissement des gains monétaires et temporels réalisés ou l'existence d'une demande latente. Schwamen et al. (2004) prolongent ce raisonnement en observant des temps de déplacement en automobile à destination du travail plus élevés dans les zones urbanisées. D'une part, cette hausse des temps de déplacement, qui est aussi associée à une réduction de l'usage de l'automobile peut être interprétée comme une amélioration de la situation au niveau environnemental. Mais cette hausse des temps de

déplacement peut aussi avoir un effet secondaire important en intensifiant les choix de localisation en périphérie des ménages (Priemus et al., 2001). Il a été montré que les ménages préfèrent des localisations en périphérie bénéficiant d'un bon accès ou de temps de déplacement réduits vers leur lieu de travail (Brun et Fagnani, 1994 ; McDowell, 1997), ou vers leur lieu d'achat (Lerman, 1976) ou encore leurs activités de loisir (Guo et Bhat, 2004). En définitive, la péri-urbanisation des ménages pourrait aussi être un des effets de long terme des politiques des villes compactes et donc réduire les bénéfices des réductions des distances parcourues attendues à court terme.

Ces dernières études montrent le manque de considération de l'impact de la structure urbaine sur la composante temporelle des comportements de mobilité⁵³. Elles se concentrent principalement sur les kilomètres parcourus ou le nombre de déplacements (Van Wee et Maat, 2003).

Pourtant une des limites importantes des effets de ces politiques réside, très certainement, dans la gestion des temps de la mobilité. De la même façon que la demande latente neutralise les politiques de réduction de la congestion par l'investissement en infrastructure (conjecture de Morigridge, 1986), le probable réinvestissement des gains de temps, révélé par la conjecture de Zahavi, peut amener à reconsidérer les interactions entre structure urbaine, système de transport et comportement de mobilité.

L'introduction d'indicateurs de mobilité plus proches d'une caractérisation du comportement que la distance parcourue, semble donc nécessaire, notamment dans l'objectif de considérer le transport comme une demande dérivée. Ainsi, malgré leurs nombreuses limites, les résultats de l'analyse du chapitre 3 relatifs au temps alloué au transport motorisé peuvent être interprétés dans le sens d'une recherche de l'impact de la structure urbaine sur la gestion des temps alloués au transport motorisé.

⁵³ Quelques études font exceptions et analysent l'impact de la structure urbaine sur les temps de la mobilité (Giuliano et Small, 1993 ; Ewing et al., 1994 ; Gorham, 2002). Par exemple, Giuliano et Small (1993) montrent l'existence d'une légère influence entre la densité d'emplois et le temps de déplacement à destination du lieu de travail.

Ainsi, à partir des données très agrégées disponibles dans la base MCD, d'une part, nous retrouvons des relations comparables aux études réalisées à des niveaux agrégés sur les distances parcourues ou les dépenses énergétiques de la mobilité (Joly, 2003). D'autre part, l'introduction du temps de transport apporte un nouvel éclairage sur la dimension temporelle de la coproduction ville-transport. Cependant, en raison de la disponibilité des données, notre étude ne se soustrait pas à un grand nombre des problèmes évoqués relatifs à l'introduction des caractéristiques socio-économiques ou à une description des attributs des zones urbaines plus fine que la simple densité urbaine. Toutefois, les différences observées entre les dépenses temporelles de mobilité révèlent un certain nombre de mécanismes comportementaux d'autant plus probables que la relation entre les temps de transport et les vitesses de déplacement sont au cœur de la dynamique du système urbain.

Les questions soulevées par ces résultats conduisent alors à reconsidérer les politiques agissant sur la relation de coproduction ville-transport. A la lumière d'une éventuelle remise en cause de la stabilité des temps de transport et de la causalité sous-jacente du réinvestissement systématique des gains de temps, en faveur d'un effet cliquet à la baisse des budgets-temps de transport, il convient de réexaminer l'efficacité prédite des politiques de régulation de la mobilité et leurs effets sur les conditions de déplacement au travers des dépenses temporelles de transport.

Section III - Vers une politique de gestion des temps de transport : la vitesse, clé de l'organisation urbaine

Dans la relation de coproduction entre l'organisation urbaine et le transport, le budget-temps de transport et la vitesse détiennent des rôles clés dans la compréhension de l'évolution des structures urbaines. Ce passage de la « ville pédestre à la ville automobile » décrit par Wiel (1999) conjugué avec la conjecture de Zahavi, conduit à porter un nouveau regard sur les coûts temporels de la mobilité et indique un levier supplémentaire de régulation de la mobilité : la vitesse de déplacement. Enfin, l'effet de cliquet à la baisse des budgets-temps de transport mis en lumière par l'analyse précédente incite à abandonner la vision mécaniste du réinvestissement des gains de temps et nous conduit à porter un nouveau regard sur les politiques urbaines traditionnelles.

I. Budget-temps de transport et vitesse : un couple qui fait et défait la ville

La tendance au développement du transport automobile et de ses corollaires, tels que l'étalement urbain, la consommation énergétique et les émissions polluantes, attisent les inquiétudes. La ville automobile ne cesse en effet de s'étendre et, avec elle, les distances effectuées chaque jour croissent. Cette phase du développement urbain, orienté vers l'automobile, s'inscrit dans le cadre d'analyse proposé par Schaeffer et Sclar (1975), repris par Dupuy (1995), Newman et Kenworthy (1998), et Wiel (1999). Cette présentation synthétique des phases du développement urbain est maintenant classique. Prenant appui sur un raisonnement que nous pouvons considérer comme découlant de « l'hypothèse forte » de Zahavi, l'analyse historique du développement urbain distingue trois « âges », selon le mode de transport dominant. La ville des transports en commun, le second âge, repousse les frontières de la ville et étend la surface urbanisée au-delà du périmètre défini par la ville pédestre, le premier âge. Le troisième âge, celui de l'automobile comble les vides interstitiels résultant de l'organisation en « doigt de gants » de la ville du second âge et continue le mouvement d'extention des frontières de l'agglomération.

Tout d'abord, les vitesses faibles, durant le premier âge de la ville, justifient la recherche d'économies d'agglomération. Les budgets-temps de transport et les vitesses faibles ont fait la ville. Dans un second temps, les nouvelles vitesses acquises par la motorisation semblent défaire la ville. Enfin, nous serons conduits à nous interroger sur les politiques urbaines et leurs objectifs en matière de mobilité et sur les implications en termes de gestion des temps de la mobilité.

1. Le budget-temps de transport fait la ville

Il y a maintenant près de deux siècles qu'à la suite de Von Thünen, les économistes et les géographes ont souligné que la vitesse et le temps de déplacement étaient des facteurs clés de la distribution spatiale des localisations. Ausubel et al. (1998) établissent le parallèle entre l'évolution des vitesses caractérisant chaque époque et l'étendue des zones d'activités des populations, au cours de l'histoire. Ainsi, la marche à pied procure une vitesse de 5 km/h et permet une portée de 2,5 km en un aller-retour, soit une surface couverte de 20 km² (un cercle

de 2,5 km de rayon). Ce sont les distances et surfaces qui définissent un village ou encore la zone protégée par les remparts de la ville. L'extension de la ville en dehors de ses murs se fait parallèlement au développement des vitesses. Les régions se dessinent autour des axes de transport (fleuves, routes, voies ferrées, aéroport, etc.). L'automobile en proposant une vitesse 10 fois plus élevée donne accès à une surface de 2000 km² en une heure. Les villes nous semblent alors « avaler » l'espace grâce aux vitesses.

Le rôle premier de la ville : constituer une « place de marché » justifie une grande part des stratégies de localisations inter-urbaines et intra-urbaines. Les économies d'agglomérations d'un tel lieu d'échanges où acheteurs et vendeurs se rencontrent aisément et régulièrement, se composent notamment de la réduction des coûts de transaction et de collecte d'informations sur les produits disponibles et leur prix.

D'une part, la logique d'optimisation des temps de transport a permis de dessiner une armature-type des villages, disposés de façon à mailler l'espace autour des « grandes villes ».

D'autre part, la ville apparaît comme définie par la superficie qui peut être traversée en une heure avec les modes de transport dominants. La ville pédestre ne peut s'étaler sur de vastes espaces. Il en résulte une densité de population relativement forte, que rend possible la construction d'immeubles de plusieurs niveaux, déjà présents dans la Rome Antique.

La forme du réseau viaire dépend aussi du mode dominant. Longtemps, les villes ont été construites de façon à optimiser les temps de déplacement fondés sur la marche à pied. C'est pourquoi, comme l'a montré F. Héran, les constructions ne sont pas disposées de façon anarchique. Le temps de déplacement entre deux points de la ville va dépendre, à vitesse donnée, du rapport entre la distance parcourue en utilisant le réseau viaire et la distance à vol d'oiseau. L'existence de constructions fait que ce rapport, le détour moyen⁵⁴, est strictement supérieur à 1. Mais, il est possible de le comparer en tenant compte des différentes morphologies urbaines possibles. Ainsi, le détour moyen est un outil simple pour établir un premier diagnostic de la qualité d'un réseau viaire pour un mode donné. Si ce détour moyen est excessif (plus de 30 %), il est très probable que les mailles du réseau soient insuffisantes, que la forme du réseau soit peu pratique ou qu'il existe des coupures importantes. Dans le cas

⁵⁴ Le détour moyen est calculé comme la moyenne de tous les détours correspondant aux n déplacements dans la ville.

du réseau de centre-ville, irrégulier mais bien maillé, typique de nombreuses villes européennes, les rues entourent le plus souvent des îlots en forme de rectangle, parallélogramme, triangle ou, très rarement, hexagone. Dans une telle ville (Paris en est un bon exemple), on peut calculer un détour moyen d'environ 15 à 25 %. Ainsi, malgré un réseau viaire apparemment désordonné, ou plutôt grâce à cela, les villes européennes anciennes ont un détour moyen nettement meilleur que celui des villes américaines. En effet, dans le cas du réseau régulier, en damier ou en forme de grille, typique des villes américaines et de quelques quartiers de villes européennes, le détour moyen est d'environ 30 %, voire un peu plus si les îlots sont particulièrement grands.

Il semble donc que les villes modernes, en tenant compte de la vitesse automobile, n'ont pas hésité à allonger le détour moyen. La distance accrue étant plus que compensée par la vitesse. Mais, dans le cas du réseau irrégulier et peu maillé, typique des périphéries de nombreuses villes françaises et européennes, les usagers non-motorisés sont pénalisés. Ainsi, le couple budget-temps de transport-vitesse, ayant fait la ville, peut aussi la défaire.

2. La vitesse défait la ville

Plus récemment, avec la généralisation de la motorisation, les flux de mobilité se sont transformés et rendent compte de l'existence de nouvelles formes d'organisation des localisations au sein des agglomérations, où les pôles périphériques concurrencent de plus en plus les centres dans leurs fonctions commerciales, de loisir, etc. Ainsi, en France, une réorganisation des flux et des localisations a été opérée. En effet, entre 1982 et 1994, une réduction du poids des trajets internes au centre et à la périphérie est observée au profit de ceux qui s'exercent entre le centre et la banlieue, le centre et la périphérie, ainsi que la banlieue et la périphérie (tableau 4-4).

tableau 4-4 : Répartition des déplacements locaux par type de liaison (jour de semaine)

Déplacements	1982	1994
Centre-Centre	33,6%	29%
Centre-Banlieue	8,2%	11,4%
Centre-Périphérie	4,5%	7,1%
Banlieue-Banlieue	25,7%	25,8%
Banlieue Périphérie	2,5%	3,4%
Périphérie- Périphérie	26,5%	23,2%
Ensemble	100%	100%

Source : Aguilera et Mignot, (2003)

Parallèlement, sur la même période, une augmentation des distances moyennes des déplacements quotidiens est observée. Cette hausse des distances moyennes de 30% apparaît compensée par une hausse équivalente des vitesses générales, laissant ainsi un budget-temps de transport quotidien particulièrement stable (tableau 4-5).

tableau 4-5 : Evolution de la mobilité depuis 1982

	1994	Evolution 1982/1994
Distance quotidienne parcourue (km)	22,9	+30%
Budget-temps de transport	55	-1%
Vitesse générale (km/h)	25,3	+34%

Source : Orfeuil, (2000)

Comme l'a montré Julien (2003), en France, l'emprise spatiale de la mobilité ne cesse de s'étendre depuis la fin des années 1960. L'auteur définit les couronnes périurbaines (d'un pôle urbain) selon la part des déplacements domicile-travail à destination du pôle urbain. Parallèlement à la croissance du nombre d'aires urbaines, le nombre de communes périurbaines progresse fortement (tableau 4-6). Cette progression traduit l'effet d'attraction croissant des pôles urbains.

tableau 4-6 : Composition des aires urbaines

Année	Nombre d'aires urbaines	Nombre de communes appartenant ...		
		à un pôle urbain	à une couronne périurbaine	et donc à une aire urbaine
1968	319	2098	1440	3538
1975	347	2398	3764	6162
1982	359	2601	5710	8311
1990	361	2793	7892	10685
1999	354	3100	10808	13908

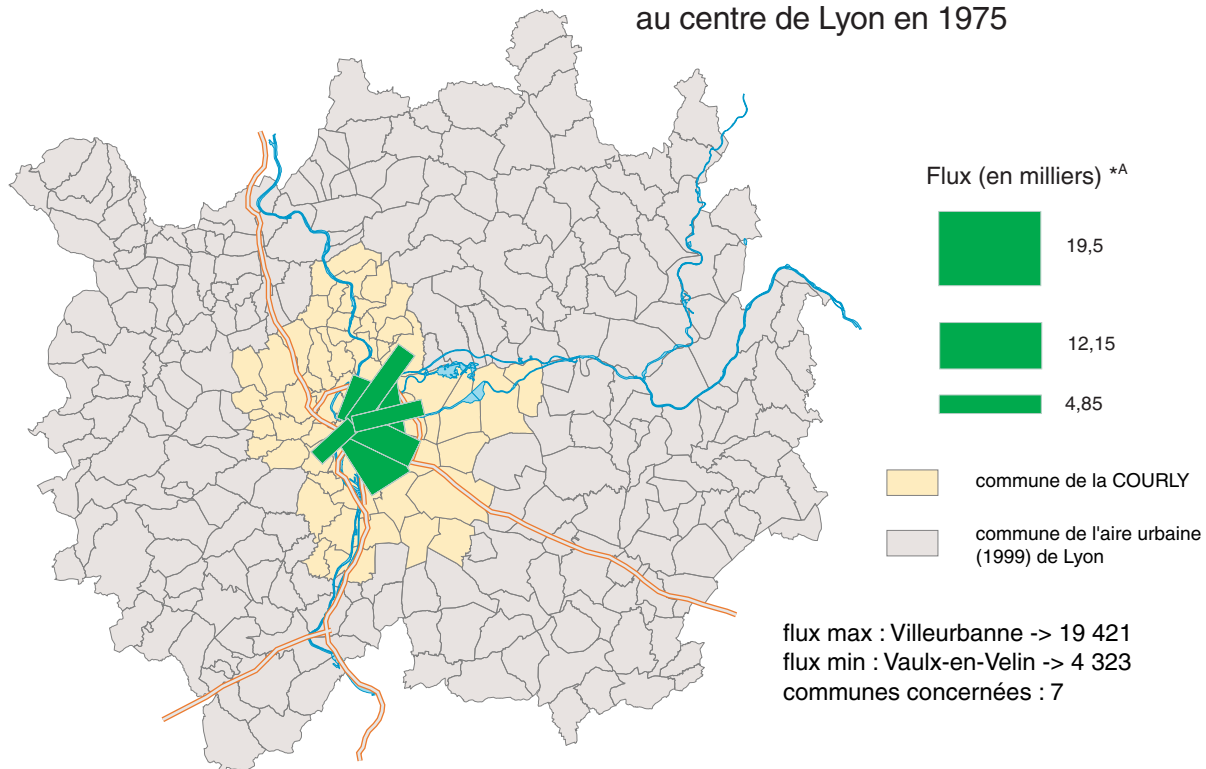
Source : Julien, (2003)

Nous illustrons ce phénomène pour l'agglomération de Lyon avec les cartes suivantes, extraites d'une recherche menée au Laboratoire d'Economie des Transports (figure 4-9 à figure 4-12). Elles montrent l'accroissement de l'aire d'attraction des deux communes centres de l'agglomération lyonnaise : Lyon et Villeurbanne. Alors que lors du recensement de 1975, 50% des migrants quotidiens provenaient de 7 communes seulement, toutes relativement proches du centre-ville et desservies par les transports en commun, il n'en est plus de même en 1999. La diversification des communes d'origine est manifeste. Elle l'est plus encore si l'on s'intéresse au troisième quartile de migrants quotidiens, qui provient d'un nombre encore plus élevé de communes. L'accroissement de la portée quotidienne des déplacements est ici manifeste.

A l'échelle nationale, les travaux de Talbot (2001) sur les personnes qui travaillent dans une commune différente de la commune de résidence, illustrent l'expansion spatiale des mobilités. En comparant les recensements de 1990 et de 1999, il apparaît que la distance totale parcourue par les migrants intercommunaux est passée de 165 à 211 millions de kilomètres par jour, soit une progression de près de 28 % en moins de dix ans. Cette croissance provient pour partie de l'allongement des distances moyennes parcourues quotidiennement (+7 %), notamment grâce à l'accroissement des vitesses, mais aussi du nombre de personnes se déplaçant (+ 20 %). La combinaison de ces deux mouvements est au cœur de la dynamique de l'étalement urbain, dont la forme la plus emblématique a été qualifiée de « ville californienne » (Bieber et al., 1994), laquelle est associée aux problèmes de durabilité de la mobilité quotidienne.

Les migrations domicile-travail dans l'aire urbaine de Lyon

Figure 4-9 : Les communes contribuant à 50% du nombre total des actifs entrants au centre de Lyon en 1975



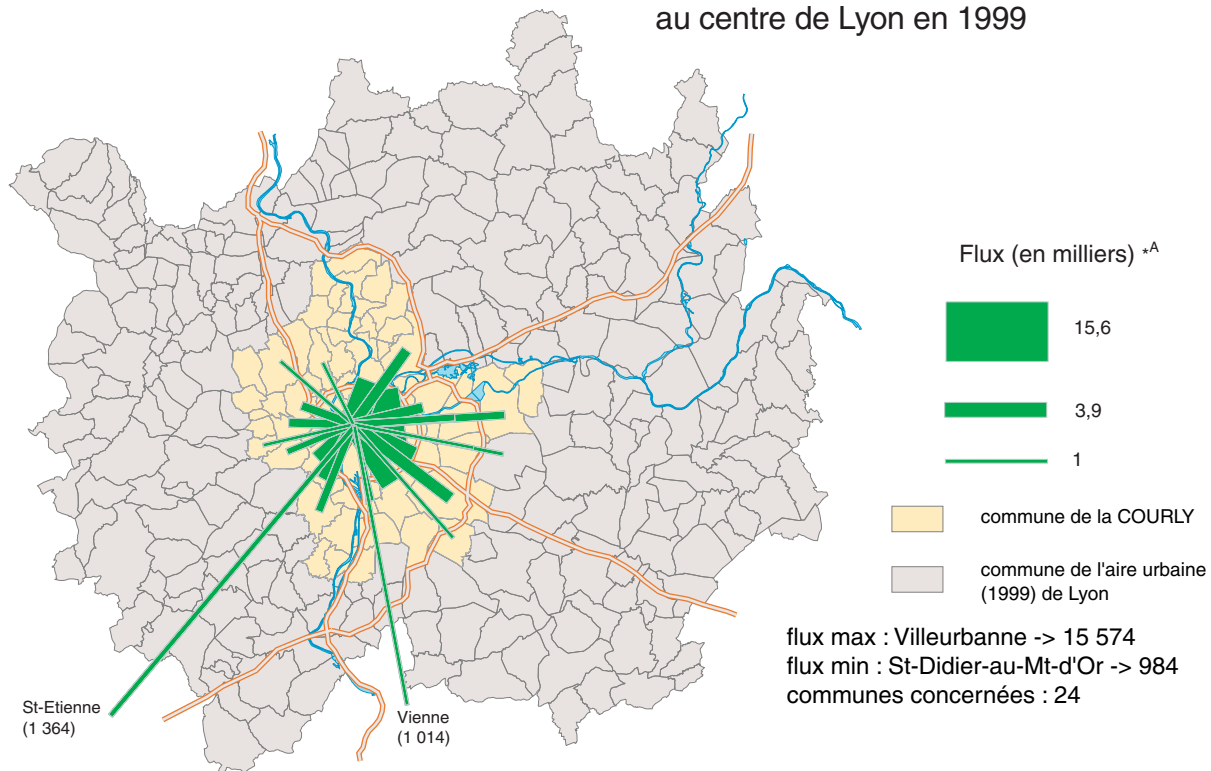
Source données INSEE

Réalisation : N. OVTRACHT, D. BLOY - Laboratoire d'Economie des Transports

^{*A} - Ces cartes possèdent la même échelle proportionnelle

0 25 km

Figure 4-10 : Les communes contribuant à 50% du nombre total des actifs entrants au centre de Lyon en 1999



Source données INSEE

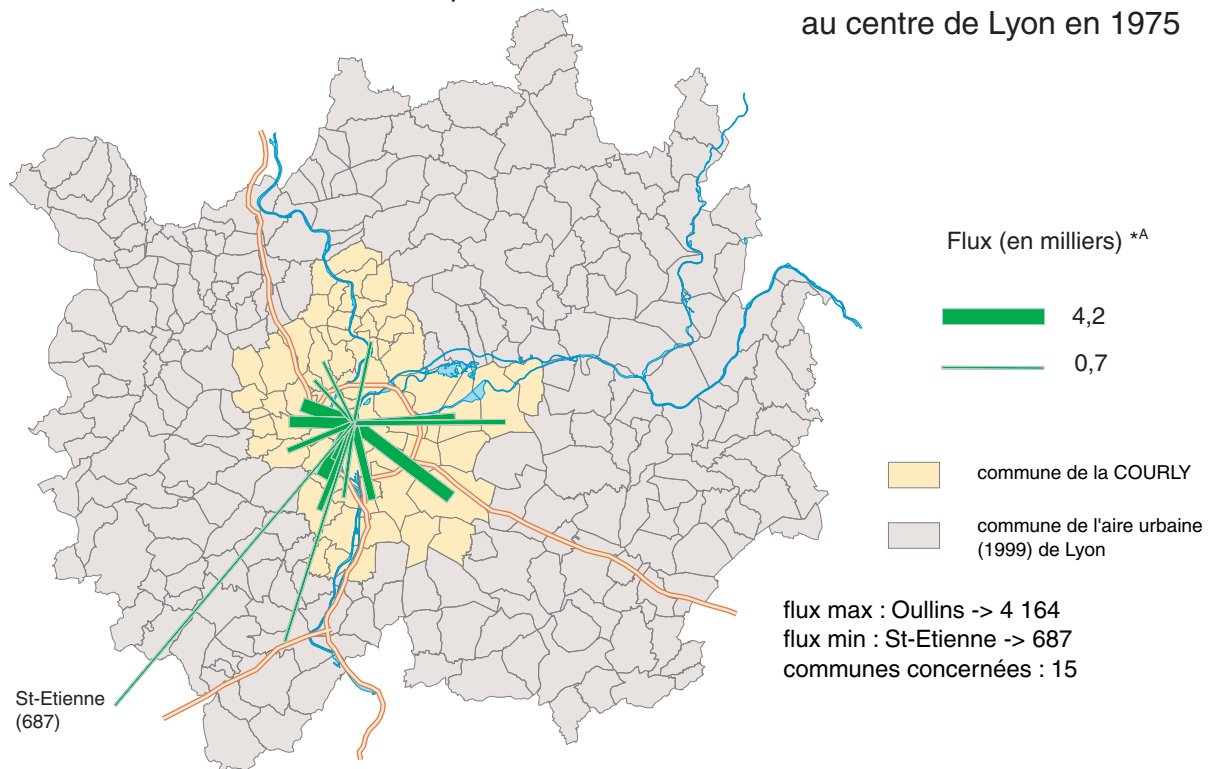
Réalisation : N. OVTRACHT, D. BLOY - Laboratoire d'Economie des Transports

^{*A} - Ces cartes possèdent la même échelle proportionnelle

0 25 km

Les migrations domicile-travail dans l'aire urbaine de Lyon

Figure 4-11: Les communes contribuant à la part 50% - 75 % du nombre total des actifs entrants au centre de Lyon en 1975

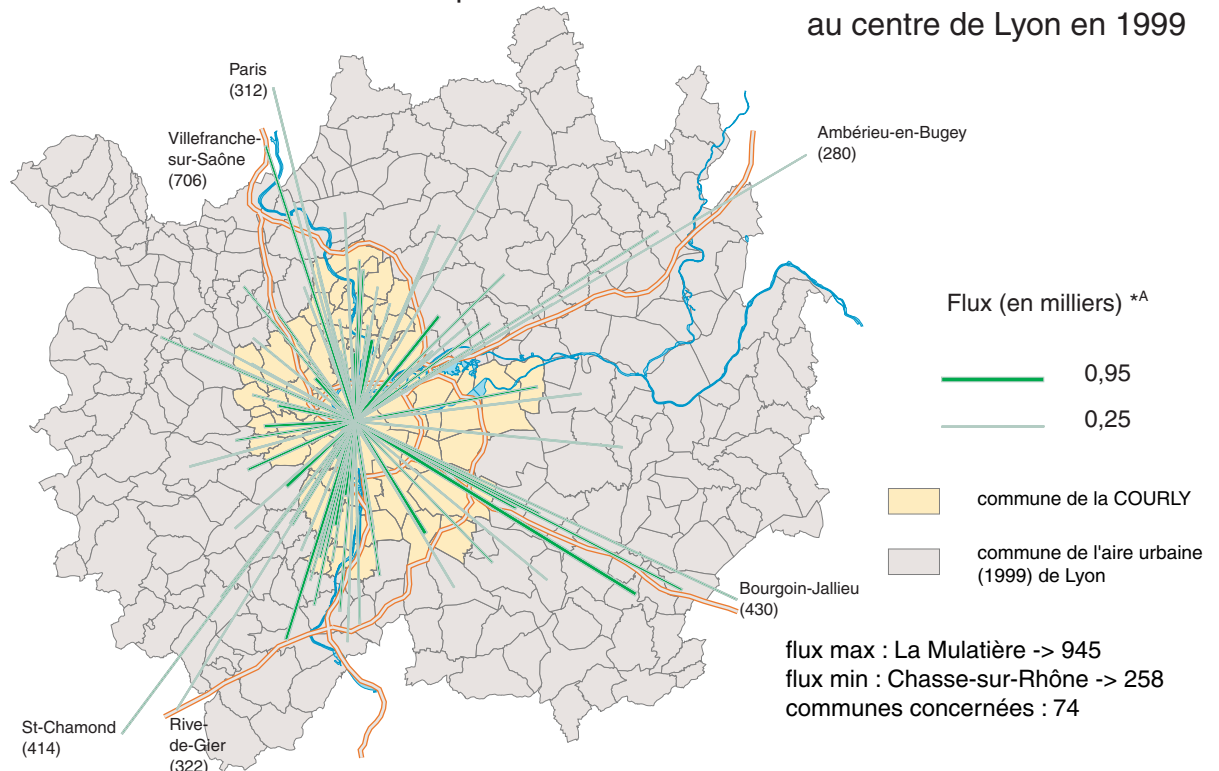


Source données INSEE

Réalisation : N. OVTRACHT, D. BLOY - Laboratoire d'Economie des Transports

Ces cartes possèdent la même échelle proportionnelle

Figure 4-12 : Les communes contribuant à la part 50% - 75 % du nombre total des actifs entrants au centre de Lyon en 1999



Source données INSEE

Réalisation : N. OVTRACHT, D. BLOY - Laboratoire d'Economie des Transports

^{*A} - Ces cartes possèdent la même échelle proportionnelle

En définitive, alors même que le scénario de la ville californienne est toujours présenté comme un repoussoir, les mêmes comportements de mobilité, et de fait, le même accroissement tendanciel des distances de déplacement semblent être à l'œuvre dans les zones urbaines, comme dans les zones rurales. La distinction entre l'urbain et le rural est de plus en plus floue. L'accroissement des vitesses a donc complètement bouleversé la donne urbaine. La seule amélioration des vitesses de déplacement a donné naissance à une pratique complètement différente de l'espace en général et de l'espace urbain en particulier. La nécessité de l'accessibilité automobile a remis en cause les fondements de la morphologie et de l'armature urbaines. Pour favoriser l'accroissement des vitesses, les politiques de transport ont abandonné les formes urbaines traditionnelles. La ville n'est plus cet ensemble compact et bien délimité facilitant les déplacements pédestres.

II. Une politique de restriction des vitesses

La position centrale de la gestion des temps de transport dans la dynamique urbaine révèle le rôle structurant de la vitesse, à la fois des comportements et de l'espace urbain. En effet, la vitesse intervient comme une réduction du coût de la mobilité dans la formation de la demande de mobilité. De plus, elle étend l'espace accessible des individus et donc l'espace d'activité de la ville. La coproduction ville-transport est alors abordée sous l'angle de sa relation de long terme, dans laquelle les caractéristiques de la mobilité (comme la vitesse) affectent le développement urbain et donc transforment les attributs de la ville.

Jusqu'à présent, les politiques traditionnelles de régulation de la mobilité que nous avons évoquées se sont orientées, soit vers des outils appartenant à la seule sphère des transports urbains, tels que les outils de la tarification de l'usage automobile ou des infrastructures qui lui sont dévolues, soit vers les leviers de la structure urbaine et du système de transport identifiés comme déterminant des comportements de mobilité.

Or la gestion paradoxale des temps de transport, caractérisée par l'effet cliquet à la baisse des budgets-temps de transport avec une hausse des vitesses, soulève la question de la prise en compte de l'aspect temporel des choix de mobilité et de l'organisation de l'espace urbain. Comme en témoigne la création de « bureaux des temps » dans de nombreuses villes d'Europe, les temporalités de la ville et les rythmes sociaux constituent des angles nouveaux de la compréhension des comportements de mobilité.

En conséquence, il convient tout d'abord de réexaminer les politiques de régulation de la mobilité et de questionner leur efficacité. Ensuite, nous explorerons les mécanismes temporels de la mobilité et de la coproduction ville-transport afin de rechercher de nouveaux instruments de gestion de la mobilité.

1. Les politiques de régulation de la mobilité et la gestion des temps de transport

Les outils de la politique de transport urbain interviennent en majorité directement sur les conditions de réalisation des déplacements et essentiellement sur les coûts du déplacement automobile ou sur la compétitivité des transports collectifs. Cependant, la tarification des déplacements automobiles est susceptible dans certains cas d'être sans effet. C'est le cas, par exemple, pour les individus, peu contraints, d'un point de vue monétaire, et qui peuvent en accédant à la voiture particulière ou aux infrastructures dédiées, s'assurer une vitesse de déplacement accrue. Le péage de congestion en est un bon exemple. Le péage en contrepartie d'une certaine fluidité du trafic attire les individus dont la valeur du temps est plus élevée. La garantie de cette vitesse explique alors l'apparition d'une demande latente.

Ces actions sont susceptibles de modifier le partage modal, mais n'altèrent pas le niveau de demande de mobilité. Elles ne réduisent pas le nombre total de déplacements effectués. Au contraire, la hausse des coûts de la mobilité peut aboutir à un mécanisme de substitution entre les ressources monétaires et temporelles individuelles. En reprenant, la proposition de Zahavi selon laquelle l'individu maximise sa mobilité sous les deux contraintes monétaire et temporelle, il est possible de distinguer deux groupes d'individus : ceux dont la contrainte budgétaire est saturée avant la contrainte temporelle et ceux dans la situation inverse. Sous l'effet d'une hausse du coût d'accès à une vitesse accrue et en l'absence de mode alternatif, deux cas de figure apparaissent. Soit, les individus ayant un temps de transport peu contraint et un budget monétaire de transport contraint choisissent un autre itinéraire, sur lequel les vitesses sont plus faibles. Ils accroissent ainsi leur temps d'usage de l'automobile et maintiennent stable et saturé leur budget monétaire de transport. Soit les individus ayant un budget monétaire de transport peu contraint, mais un temps de transport contraint, acceptent le péage et parviennent à maintenir ou à augmenter la distance qu'ils parcourent en s'assurant une vitesse plus élevée.

Il est intéressant de noter que la stabilité du budget-temps de transport autour d'une heure permet de savoir précisément le niveau de distance supplémentaire parcourue en fonction des gains de vitesse. Mais plus généralement, le mécanisme de substitution est valable quel que soit ce niveau de temps de transport quotidien, tant qu'il est déterminé rationnellement par l'individu.

Ainsi, en considérant le temps comme une ressource à côté de la contrainte budgétaire et le temps de transport comme un coût, il résulte que le niveau de mobilité individuelle se détermine par un arbitrage faisant intervenir les ressources temporelles et monétaires. Une substitution est alors possible entre les deux ressources permettant aux individus de conserver, voire d'augmenter leur niveau de mobilité. En définitive, toute politique visant à réguler la mobilité automobile par l'outil tarifaire doit alors envisager ce mécanisme et tenter de le bloquer pour parvenir à une réduction de l'usage automobile. Il en est de même pour les actions, qui directement ou indirectement permettent à certains individus un accès à une vitesse supérieure. En parallèle, le développement de transports alternatifs est nécessaire afin de maintenir une voie de satisfaction des besoins de mobilité et d'éviter une réduction de l'accessibilité des individus.

Par ailleurs, les politiques urbaines recherchent une organisation de la ville assurant une réduction de la mobilité automobile grâce à la densification, la mixité des zones urbaines. Globalement, c'est une proximité des activités qui est recherchée, en densifiant et diversifiant un ou plusieurs centres de la ville. La mobilité correspondante devrait donc réduire les besoins de mobilité, notamment en termes de distances parcourues et assurer une plus grande compétitivité des modes alternatifs. Cependant, en conservant des vitesses de déplacement équivalentes, la proximité produira des gains de temps. Là encore, la réduction du coût temporel de la mobilité est susceptible de faire naître une demande latente, qui pourra s'orienter vers de nouvelles opportunités, dont éventuellement certaines ne seront pas offertes par la zone de proximité.

Les mécanismes caractéristiques de la gestion des temps de transport (substitution des ressources monétaire et temporelle ; réinvestissement des gains de temps ; effet de cliquet à la baisse des budgets-temps de transport) sont susceptibles d'induire une relative incertitude des résultats des politiques de transport et de la ville. En conséquence, il convient de rechercher

les instruments permettant d'enrailer ces mécanismes, voire ceux permettant de détourner leurs effets afin d'agir directement sur la mobilité.

2. La régulation de la mobilité par la gestion des temps de transport

L'ensemble d'interactions entre la ville et le transport, définit ce que Wiel (1999) appelle la coproduction entre la ville et la mobilité. Dans sa dimension de long terme, l'impact de l'orientation de la mobilité vers l'automobile explique l'étalement urbain par la mise à disposition de vitesses de déplacement accrues. L'opposition des modèles intensif et extensif renforce cette conviction selon laquelle la vitesse ne doit pas être recherchée. Au contraire, la remise en cause de la vitesse automobile pourrait conduire à une mobilité durable en stoppant l'accroissement de la portée des déplacements quotidiens. Ce renversement apparaît même comme nécessaire, dans la mesure où, la fuite en avant que constitue le « toujours plus » de mobilité et de vitesse en zone urbaine, semble se traduire, à terme par un accroissement des budgets-temps de transport eux-mêmes.

Le symétrique de cette vision propose alors d'utiliser la régulation des vitesses comme un frein à l'expansion spatiale des villes. Les gains de vitesse ont permis l'extension des accessibilités. La réduction des vitesses devrait réduire la zone d'accessibilité et inciter l'ensemble des acteurs urbains à modifier leurs localisations en les contraignant à se rapprocher des centres d'activités (anciens comme nouveaux). Une redensification devrait donc avoir lieu.

Cependant, l'action sur les vitesses à elle seule ne peut prétendre résoudre la fuite en avant de la mobilité urbaine, à moins de risquer de contraindre fortement certains individus ne pouvant se relocaliser. Tout d'abord, cette réorganisation des vitesses n'est pas pertinente sur l'ensemble de l'espace urbain. Alors que la réduction des vitesses automobiles semble acceptable dans les centres-villes, son application devient plus difficile à mesure que l'on s'éloigne du centre. Dans les centres-villes, un système de transport alternatif peut se substituer à l'automobile pour répondre au besoin de mobilité. Les instruments tels que les parkings relais et des lignes de transports collectifs rendent opérationnelles les réductions de vitesses des voitures particulières en centre-ville. D'une certaine façon, les réductions de vitesse imposées au centre assurent l'avantage comparatif de la vitesse des transports collectifs et conduisent à des reports modaux depuis l'automobile vers les modes alternatifs.

En revanche, la substitution modale opérée ne peut être envisagée dans les zones éloignées du centre-ville, où l'automobile est le mode le plus performant en termes de vitesse. En effet, si dans les centres-villes, les vitesses moyennes des déplacements automobiles ne dépassent pas les 16 ou 18 km/h, en périphérie elles sont plus proches des 60 km/h et donc nettement supérieures à celles des transports collectifs. De plus, étant donnée la couverture en transport collectif des zones périphériques, la réduction des vitesses et la substitution modale peuvent uniquement être envisagées sur les voies pénétrantes pour les déplacements en direction du centre. En dehors, une telle mesure perturberait fortement les déplacements de périphérie à périphérie.

Cette nouvelle donne sur les vitesses nécessite donc des mesures d'accompagnement comme le développement de lignes de transports collectifs, des aménagements urbains et une offre de logements proches des lignes de transport en commun. Mais leur financement proviendra difficilement de la substitution des investissements destinés à la voiture particulière vers ceux pour les transports en commun. En effet, parallèlement à la réduction des vitesses en centre-ville, il sera nécessaire d'assurer un niveau de service en transports collectifs adapté, alors que les besoins financiers des voiries en périphérie ne déclinèrent pas.

L'organisation de la proximité, qui caractérise la ville, devient alors autant temporelle que spatiale. Pour que la ville continue à produire ses effets d'agglomération, la mobilité quotidienne doit être aisée, sans forcément être rapide. Il n'est plus question de faciliter un déplacement, mais de faciliter l'accès à une activité. En définitive, l'accès à la zone centrale, traditionnellement plus attrayante, se paiera par une vitesse automobile réduite. Une sélection des consommateurs-voyageurs s'opérera en fonction des valeurs du temps et de la valeur des opportunités offertes par les zones à vitesses réduites. Pour reprendre l'expression de Crozet et Joly (2004), « le signal envoyé aux usagers de ces espaces est qu'une lenteur relative est le prix à payer pour utiliser ce bien collectif que représente le « parc d'attraction urbain » ».

Enfin, la possible révision des budgets-temps de transport à la hausse est susceptible d'apparaître comme une réponse à la dégradation voulue des vitesses automobiles. En cas d'échec de la mise en place de systèmes de transports collectifs substituables à l'automobile, les captifs de l'automobile n'auront d'autres choix que d'allonger leur temps de transport. Il en est de même si la dépendance l'automobile ne s'explique pas uniquement par le gain de vitesse relative.

Conclusion de la Partie II

L'observation internationale des budgets-temps de transport motorisé à partir de la base MCD produit de solides éléments de discussion de la conjecture de Zahavi. En effet, au niveau agrégé d'analyse, l'envergure internationale des données et la richesse de l'information compensent, comme pour de nombreuses études, l'absence de prise en compte de la marche à pied. L'intervalle des budgets-temps de transport internationaux qui apparaît est comparable à ceux des analyses antérieures et semble alors indiquer une relative stabilité des budgets-temps de transport au niveau mondial. Toutefois, les attributs de la distribution de l'échantillon indiquent une dispersion relativement importante. En conséquence, la stabilité ne semble pouvoir être soutenue qu'à la condition de considérer des situations urbaines caractérisées par des contextes géographiques, historiques, économiques, culturels très diversifiés.

L'analyse des budgets-temps de transport à un niveau plus fin que le niveau mondial nécessite plus de précautions. Les différences entre deux agglomérations peuvent très certainement s'expliquer par des erreurs de mesure et l'absence de la marche à pied. De ce fait, nos conclusions doivent se limiter à la proposition d'hypothèses. D'une part, l'identification de quelques variables influentes soutient l'hypothèse faible de régularité des budgets-temps de transport. Cependant, des précautions sont nécessaires, même pour les relations les plus significatives, comme par exemple l'effet négatif de la densité urbaine. Comme nous l'avons déjà évoqué les relations identifiées se heurtent aux limites de l'analyse en séries croisées, tant pour les questions de causalité entre les variables, que pour celles relatives à la robustesse des résultats. De nombreuses relations sont le résultat de la juxtaposition des deux profils urbains et peuvent se révéler non pertinentes pour des situations locales. D'autre part, le mécanisme du réinvestissement des gains de temps est remis en question par l'observation des budgets-temps de transport les plus élevés associés aux systèmes de transport offrant les meilleures vitesses. Or, il paraîtrait logique de constater une réduction des budgets-temps de transport ou comme le suggère la conjecture de Zahavi d'observer une compensation entre les gains de vitesse et l'extension des distances

parcourues. Nos résultats nous amènent au contraire à supposer que le réinvestissement des gains de temps peut dépasser la frontière des budgets-temps de transport.

L'intérêt de la conjecture de Zahavi est qu'elle nous a conduit à remettre en cause l'idée selon laquelle les individus cherchaient à réduire de façon absolue le temps passé dans les transports. Mais la façon dont est présentée cette conjecture, comme une « loi » de constance des budgets-temps de transport doit être contestée. Ce qui doit être retenu des travaux de Zahavi est l'idée selon laquelle il existe un effet de cliquet des budgets-temps de transport puisqu'ils ne s'orientent pas à la baisse, même et surtout si les vitesses augmentent. Cet effet de cliquet fonctionne à la baisse, mais pas à la hausse. Les budgets-temps de transport peuvent augmenter :

- Soit pour profiter d'une vitesse accrue offrant des opportunités nouvelles de « conquête de l'espace » et des activités qui s'y inscrivent. Le gain de vitesse augmente alors la portée et les occasions de déplacement.
- Soit pour compenser le ralentissement des vitesses dans une zone urbaine donnée. Ainsi, en Suisse, les budgets-temps de transport moyens sont plutôt supérieurs à ce qu'ils sont dans les villes européennes de même taille, du fait d'une proportion un peu plus forte de déplacements en transports en commun. Dans le même ordre d'idées, en région parisienne, la dégradation des conditions de circulation automobile au cours des années 1990 pourrait expliquer un accroissement des budgets-temps de transport des automobilistes se déplaçant sur certains axes.

En d'autres termes, la réduction des vitesses n'est pas une garantie de la réduction des distances parcourues et de la mobilité. Lorsque Wiel (2001) promeut la réduction des vitesses automobiles, il ne soutient pas qu'elle est une solution garantissant un retour à la ville compacte. En revanche, c'est un moyen de reconnaître que la fuite en avant dans l'étalement urbain place la ville « en état de panique »⁵⁵. Par une politique qui, explicitement ne cherche plus à offrir des gains de temps, il s'agit de mettre fin à cette course au besoin de vitesse pour proposer des programmes cohérents de mobilité durable. Quand bien même cela conduirait à

⁵⁵ Wiel (2003), p. 1.

un accroissement des budgets-temps de transport, ce qui importe n'est pas en soi la vitesse, la distance, la taille de l'agglomération ou sa compacité.

Héran (2001) rappelle ainsi les visions classiques des relations entre système de transport et structure urbaine. D'une part, l'efficacité du système automobile et la réduction des coûts de la mobilité ont profondément transformé la ville (Wiel, 1999). Et d'autre part, la nouvelle donne urbaine a entretenu la dépendance automobile (Newman et Kenworthy, 1989 ; Dupuy, 1999). Mais, les avis sont partagés quant aux politiques à mettre en œuvre afin de réduire l'usage de automobile. Pour Newman et Kenworthy, la réduction de cet usage passe par une organisation urbaine dense et mixte, qui semble être un facteur déterminant. Pour Dupuy et Héran, il convient d'agir sur le système de transport, notamment au travers d'une réduction des performances relatives de l'automobile.

De notre point de vue, il apparaît qu'afin d'éviter le détournement des effets de ces mesures, des actions doivent être menées sur les deux plans : celui de la structure urbaine et celui du système de transport. En effet, réduire les avantages comparatifs de l'automobile sans proposer de solutions alternatives en termes de système de transport ou de localisations des opportunités, ne semble pas soutenable sans réduire l'accessibilité d'une part importante de la population. Par ailleurs, la pérennité d'un nouvel agencement urbain privilégiant la densité et la mixité n'est possible qu'à condition d'empêcher le « hold-up » des gains de temps, donc en bloquant leur probable réinvestissement, pouvant découler de l'hypothèse de stabilité des budgets-temps de transport ou d'un simple goût pour l'accumulation d'activités hors-domicile.

Nous devons donc rechercher « ...une approche pour développer un cadre intégré, basé sur des études microéconomiques et comportementales recherchant la source de chaque action ou activité (préférence, contrainte, etc.) au lieu de ses effets (déplacement, consommation et localisation). »⁵⁶.

Nous pouvons, pour conclure, généraliser cette remarque. Ce que les politiques de la mobilité urbaine doivent réussir dans les années à venir ne se résume pas à un indicateur, qu'il

⁵⁶ Martinez (2002), p. 262.

s'agisse de la densité, du budget-temps de transport, de la vitesse ou de la distance moyenne parcourue quotidiennement. Nous devons au contraire nous garder de tout simplisme, de toute polarisation sur une variable clé. Le fait que le réductionnisme méthodologique propre à la microéconomie nous ait conduit à nous concentrer sur la question des budgets-temps de transport, puis sur celle de la vitesse ne doit pas nous induire en erreur. La démarche analytique qui cherche, par simplification, à faire émerger les causalités les plus significatives ne doit pas être confondue avec les décisions politiques, qui doivent prendre en compte de multiples dimensions. Mais en nous concentrant sur certains mécanismes méconnus, comme le réinvestissement en transport du temps gagné par les améliorations de la vitesse, nous apportons de nouvelles logiques possibles pour les politiques urbaines.

PARTIE III

L'hypothèse faible de régularité des budgets-
temps de transport

Chapitre 5 - La modélisation des budgets-temps des activités

L'approche par les déplacements (*trip-based approach*) et l'approche par les activités (*activity-based approach*) constituent les deux principales orientations de la modélisation de la mobilité, et donc des temps de transport. La différence fondamentale entre ces approches réside dans la compréhension et la représentation du temps (Pas, 1996 ; Pas et Harvey, 1997). Dans l'approche par les déplacements, le temps est réduit au simple coût d'un déplacement. L'approche par les activités considère le temps comme une entité à part entière, une dimension particulière du comportement intervenant dans les choix individuels en matière de participation aux activités et de déplacements (Kurani et Lee-Gosselin, 1997). L'idée centrale de cette approche est que le programme d'activités de l'individu résulte de ses décisions en termes d'usage du temps. Les individus disposent de 24 heures par jour et décident comment les utiliser entre les activités et le transport en fonction d'un ensemble de plusieurs contraintes relatives à l'organisation de la coprésence des individus en un même lieu et un même moment ou relatives à des contextes socio-économiques, aux localisations des opportunités et au système de transport. Dans ce cadre, « *le transport est l'un des multiples attributs d'une activité* »⁵⁷.

Cette approche postule donc que le transport est une demande dérivée du besoin de participer à des activités dispersées dans l'espace. Les approches par les activités « partagent une perspective commune, où l'approche conventionnelle de l'analyse des comportements de mobilité [...] est remplacée par un cadre plus riche et holistique, dans lequel le transport est compris comme le résultat quotidien, ou sur une plus longue période, des comportements liés et dérivés des différences dans la population en termes de styles de vie et de programmes d'activités »⁵⁸. « Les choix de mobilité sont donc fondés sur les activités, et la compréhension

⁵⁷ McNally, (2000), p. 56.

⁵⁸ Jones et al. (1990), p. 34.

des comportements de mobilité est secondaire par rapport à une compréhension fondamentale du comportement d'activité. »⁵⁹.

Cette approche a pour objectif de résoudre une partie des déficiences des modèles traditionnels fondés sur les déplacements qui ne reflètent pas : a) les liens entre déplacements et activités, b) les contraintes temporelles et les dépendances vis-à-vis de l'organisation des activités, c) le comportement d'activités sous-jacent qui génère la mobilité (Pas, 1996 ; McNally, 2000).

Malgré les liens indiscutables entre la demande de participation aux activités et la demande de transport, une grande partie des modèles de choix de transport supposent que la plupart des aspects de la demande d'activités est exogène. Or, dans la mesure où elles constituent les motivations des déplacements, on ne peut supposer qu'elles resteront stables et n'interviendront pas dans les choix de transport. C'est pourquoi les modèles conventionnels basés sur les déplacements ne parviennent pas à intégrer la hausse de la demande de mobilité générée par l'amélioration de l'accessibilité ou du niveau de service des systèmes de transport (Golob, 1998). Pour les mêmes raisons, ces modèles semblent inappropriés pour évaluer l'impact, par exemple, des télécommunications sur les niveaux de transport (Kitamura, 1991).

La croyance fondamentale de l'approche par les activités est que les choix de transport sont dictés par une collection d'activités qui forment un emploi du temps et qui, de fait, ne peuvent être analysés sur la seule base des déplacements. Le processus de choix associé à une décision de transport spécifique ne peut être comprise et modélisée sans tenir compte du contexte de l'ensemble de l'emploi du temps. Dans cette perspective, les modèles conventionnels fondés sur les déplacements sont des cas particuliers de l'approche par les activités.

En plus de la nature dérivée du transport, d'autres thèmes caractérisent les recherches des approches par les activités, parmi lesquels : l'organisation ou l'enchaînement des activités, les contraintes spatio-temporelles et interpersonnelles intervenant dans les choix d'activités et de transport, les interdépendances entre décisions d'activités et celles de transport sur une journée ou une période plus longue, comme entre les personnes et la structure du ménage et les rôles joués par les membres du ménage (Pas, 1985 ; Jones et al., 1990).

⁵⁹ McNally, (2000), p. 57.

L'orientation de la recherche sur les activités a procuré un rôle nouveau au temps, puisque la participation aux activités peut être vue comme une question d'allocation de temps. Le temps devient alors la variable dépendante de nombreux modèles. Tout d'abord, parallèlement au développement du rôle attribué au temps dans les analyses et les modélisations de la demande de transport, le temps a aussi gagné un rôle important dans la théorie microéconomique du consommateur. Comme le souligne Juster (1990), la théorie classique du consommateur a peu à peu glissé d'une vision où l'utilité provenait uniquement de la consommation de biens et de services, vers une théorie où les consommateurs font des choix d'allocation de temps (Juster, 1990 ; Ettema, 1996 ; Jara-Diaz, 2000). Ensuite, les économistes et les analystes des emplois du temps ont exploré la relation entre l'utilité ou la satisfaction procurée par une activité et sa durée. Des relations systématiques ont ainsi été révélées selon les types d'activités et les contextes de réalisation. Par exemple, Kitamura et al. (1996) montrent que les individus travaillant plusieurs jours par semaine allouent une plus grande proportion de leur temps hors-domicile aux activités discrétionnaires, que les individus travaillant seulement quelques jours par semaine. Ils montrent aussi que le temps alloué aux activités à domicile est croissant avec la durée du déplacement domicile-travail. Par ailleurs, Kraan (1996) et Bhat et Misra (1999) ont montré que le temps alloué aux activités discrétionnaires est affecté par les caractéristiques socio-économiques et démographiques du ménage et des individus. Pour une revue de la littérature concernant le développement des approches par les activités, le lecteur pourra consulter Jones (1990), Pas (1996), Ettema et Timmermans (1997), Bhat et Koppelman (1999).

De façon générale, les études des emplois du temps s'orientent dans deux directions : a) les études de l'allocation du temps aux activités et b) l'analyse des « épisodes » d'activités (Bhat et Koppelman, 1999). Une activité est constituée de l'ensemble des épisodes (ou réalisations) d'une même activité sur une période de temps donnée (par exemple sur une journée ou une semaine). Et chaque réalisation discrète d'une activité correspond à un épisode d'activité. Les études de l'allocation des temps aux activités classent ces dernières selon plusieurs grandes catégories et examinent l'allocation de temps à ces types d'activités selon les caractéristiques socio-économiques du ménage ou des individus. Pour la plupart, elles ignorent le contexte de réalisation des activités. A l'opposé, les analyses des épisodes d'activités considèrent l'horaire de réalisation de l'activité, la séquence dans laquelle elle

s'inscrit, la durée de chaque épisode, la localisation de l'activité et les personnes rencontrées ou non durant l'épisode.

Selon cette distinction, la suite de notre analyse des budgets-temps de transport quotidien s'oriente, de fait, vers l'analyse des activités et l'allocation des temps. Dans un premier temps, nous reviendrons sur les difficultés rencontrées pour intégrer la notion de demande dérivée qui caractérise la demande de mobilité dans les modèles microéconomiques. Les éléments essentiels constituant ces modèles théoriques seront comparés et discutés afin de déterminer les voies d'introduction possibles de la nature particulière de la demande de transport, dans ces éléments théoriques. Nous verrons, notamment, l'impact des spécifications des programmes des consommateurs sur la définition de la valeur du temps. Par la discussion de cette dernière, nous proposerons une voie de développement du modèle classique le plus abouti vers la nature dérivée de certaines activités, telles que le transport.

Dans un second temps, les analyses économétriques développées pour l'analyse de l'allocation des temps au transport, ainsi qu'aux autres activités seront présentées. Elles s'orientent dans deux directions. Tout d'abord, une partie de ces modèles articulent les notions microéconomiques et les outils économétriques. Dans cet objectif, nous verrons que de nombreuses directions et méthodologies sont proposées par la littérature pour atteindre les objectifs de l'analyse quantitative fine et ceux de la représentation des comportements par les éléments théoriques. L'apport essentiel de ces modèles est qu'ils permettent la confrontation aux observations et les tests d'hypothèses théoriques comportementales. De plus, l'intérêt des interprétations des résultats est largement soutenu par les fondements théoriques de ces modèles. Ensuite, les méthodes économétriques déployées pour l'exploration des programmes d'activités et l'analyse des comportements d'allocation des temps aux activités seront abordées. De nombreuses méthodes ont été appliquées à la modélisation des temps d'activités et des temps de transport. La présentation exhaustive de ces applications est en dehors du champ de notre étude. En conséquence, nous évoquerons rapidement les principales méthodes possibles pour la modélisation des durées. Dans l'objectif de modéliser les budgets-temps de transport quotidiens, l'une des méthodes les plus adaptées est le modèle de durées. Nous en présenterons les champs d'applications en matière d'analyse des programmes d'activités.

Section I - Le développement microéconomique de l'analyse des programmes d'activités

L'analyse des programmes d'activités nécessite la considération des aspects temporels et géographiques des programmes d'activités. Ce sont précisément les deux dimensions privilégiées par les approches géographiques et urbanistiques (Ettema et Timmermans, 1997). L'approche économique offre un autre point de vue en proposant de considérer les choix d'activités comme des choix d'allocation des ressources monétaires et temporelles pour une période donnée aux différentes activités, dont le transport. En ce sens, l'approche microéconomique propose une représentation mathématique de la relation entre les besoins des individus et leurs aspirations et leurs consommations de biens et services (Ben-Akiva et Lerman, 1985).

Comme nous le verrons de nombreux modèles fondent leur analyse sur le principe microéconomique de la maximisation de l'utilité. La diversité de ces modèles, nous conduit dans un premier temps à mener une réflexion sur les éléments constituant ce cadre de références microéconomiques. Ainsi, la revue des cadres conceptuels de l'allocation des temps proposés par les auteurs précurseurs conduit à interroger plus précisément les différents composants des outils microéconomiques déployés. Cette revue de la littérature s'organise en trois temps correspondant aux éléments définis dans chaque programme de maximisation du consommateur : a) les arguments de la fonction d'utilité ; b) les contraintes réduisant l'univers de choix individuel ; c) les relations (ou contraintes technologiques) existant entre les éléments considérés dans l'utilité et les contraintes.

Par ailleurs, le retour sur les modèles théoriques d'allocation des temps aux activités soulève certains questionnements, qui méritent une attention plus particulière. Au travers de cet exposé, le rôle de l'activité travail est discuté. Pour partie développés par l'économie de l'emploi, les modèles d'allocation des temps considèrent l'arbitrage individuel entre la participation au marché du travail et le temps consacré aux loisirs. Ils intègrent alors naturellement, le temps de travail dans leur champ. Cependant, l'analyse des temps dans l'objectif d'explorer les relations entre les activités et la mobilité associée privilégie les décisions de court terme. Une première voie de l'analyse des temps d'activités orientée

transport semble résider dans le cas simplifié de court terme, dans lequel le temps de travail peut être supposé exogène au problème quotidien d'allocation de temps aux activités discrétionnaires. Néanmoins, si le temps quotidien travaillé ne peut être choisi par chaque individu, il constitue malgré tout une variable structurante des programmes d'activités individuels. Le temps de travail constitue aussi, pour une partie de la population, une variable d'ajustement des programmes d'activités, en termes d'horaires, de durée ou de jours travaillés. Enfin, le travail est le générateur d'une part importante de la mobilité quotidienne ce qui implique sa présence dans l'analyse des temps d'activités.

La question des types d'activités considérés renvoie à la nature des relations qui lient ces activités. La question de 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 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 en tant que source de satisfaction (ou d'insatisfaction) propre (Mokhtarian et Salomon, 2001). *Le transport semble dépasser le rôle de simple attribut d'une activité.* En ce sens, il convient de traiter le budget-temps de transport comme une activité et de rechercher une voie d'analyse de la concurrence pour la ressource temporelle à l'œuvre entre les multiples activités.

Enfin, la dernière partie de la revue de littérature présente une décomposition des sources d'utilité et des coûts d'opportunité des temps d'activités présents dans les modèles. Il en résulte que les éléments identifiés jusqu'à présent dans la valeur du temps (la valeur du temps en tant que ressource, la valeur des gains de temps et la valeur de la consommation associée) sont dépendants de la structure du modèle théorique considéré et de ses composants.

I. L'approche microéconomique classique

Sous les hypothèses classiques de complétude, de transitivité et de réflexivité, qui définissent un préordre complet des préférences, et sous les axiomes de continuité et de non-saturation (ou monotonie) des préférences, la théorie microéconomique postule que l'ordre défini par les préférences individuelles est représentable par une fonction d'utilité. Cette fonction d'utilité donne une représentation ordinale de la satisfaction individuelle générée par

la consommation de certaines quantités de biens et services. La maximisation de l'utilité est supposée représenter le choix de l'individu, sous l'hypothèse de sa rationalité.

En fonction de ses ressources, l'individu peut accéder à certaines quantités de biens et services. Les contraintes budgétaires de l'individu définissent son univers de choix. Ainsi, les quantités consommées (x_i) sont décrites par le programme de maximisation de la fonction d'utilité U dans l'espace de choix défini par les contraintes budgétaires. Ce programme d'optimisation est alors défini par :

$$\underset{x_1, \dots, x_n}{Max} U = U(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

sous la contrainte budgétaire :

$$\sum_{i=1}^n p_i x_i = R = W + V$$

avec x_i les biens, p_i les prix des biens sur le marché, R le revenu de l'individu qui peut être décomposé en un revenu salarial W et d'autres revenus V . Dans ce cadre, la résolution de la maximisation de l'utilité sous contraintes permet de déterminer les fonctions de demande, qui en fonction des prix et des revenus, donnent les quantités de chaque bien qui garantissent l'utilité maximale.

Ce modèle peut aisément être adapté à l'allocation d'une autre ressource, telle que le temps. Par substitution d'éléments temporels aux notions monétaires, ce modèle « canonique » peut aisément être adapté à la représentation des choix d'allocation de temps.

II. Les théories de l'allocation des temps

Les premiers modèles microéconomiques relatifs à l'allocation des temps proviennent de l'économie de l'emploi. L'analyse de l'offre de travail sur le marché de l'emploi a conduit à introduire les aspects temporels dans le schéma classique d'allocation de ressources aux consommations de biens. Ainsi, les trois auteurs fondateurs de la théorie de l'allocation des temps, Becker (1965), DeSerpa (1971) et Evans (1972) se concentrent sur une approche très généraliste de l'analyse des temps. Par la suite, Johnson (1966), Oort (1969), Train et McFadden (1978), Small (1982), Truong et Hensher (1985), Gronau (1986) et d'autres s'appliquent à intégrer des considérations relatives au transport dans les schémas théoriques précédents.

Plus récemment, cette voie de recherche en transport s'est développée selon les deux principales directions suivantes :

- La définition d'une formalisation microéconomique des choix d'allocation de temps aux activités (Kraan, 1996 ; Kockelman, 1998 ; Jara-Diaz, 2000, 2003 ; Chen et Mokhtarian, 2005).
- Le développement d'une modélisation des choix discrets de transport basée sur la notion de fonction d'utilité conditionnelle indirecte (Train et McFadden, 1978 ; McFadden, 1981 ; Jara-Diaz et Farah, 1987 ; Jara-Diaz et Guevara, 2003).

Le lien entre ces deux approches repose, d'une part sur le fait que les modèles de choix d'allocation permettent de déduire la spécification de la fonction d'utilité conditionnelle indirecte. D'autre part, ce lien est renforcé par la littérature sur la notion de valeur des gains de temps de transport. Jara-Diaz et Guevara (2003) montrent, notamment que la réunion des modèles microéconomiques de choix d'activités avec ceux des choix de transport apporte une information importante en proposant une décomposition et une identification des termes composant la valeur du temps.

Au travers de la présentation de la progression de ces théories, nous soulignerons dans un premier temps, l'importance de la spécification des arguments des fonctions d'utilité. Dans un second temps, la revue des contraintes considérées dans les programmes d'optimisation des fonctions d'utilité permettra de conduire l'identification des éléments constituant la valeur du temps. Le tableau 5-1 synthétise les éléments des formalisations discutées dans les parties suivantes.

Notations du tableau 5-1 :

a_i : unités de temps nécessaires à la consommation de X_i	\bar{T} : temps total disponible hors travail
B : bien transport	t : temps de transport exogène
c : coût unitaire de transport	tt : temps de transport
$c(s)$: coût de la consommation selon l'horaire s	$t(s)$: temps de consommation selon l'horaire s
G : bien non-transport	U : fonction d'utilité
I : revenu non-salarial fixe	W : temps de travail
J : matrice des liens entre activités	X_i : bien de consommation i
L : temps de loisir	X_W : biens consommés durant le travail (garderie, etc.)
P_i : prix du bien X_i	Z_i : bien basique i
P_W : prix des biens associés au travail	X, T, Z : vecteurs des biens de consommation, des temps et des biens basique
Q : matrice des correspondances des durées en quantités de biens : $X=QT$	τ : temps total disponible
s : horaire	ω : salaire horaire
T_i : temps de l'activité i	

tableau 5-1 : Formalisations de l'allocation de temps

	Modèle classique du consommateur	Becker (1965)	Johnson (1966)	Oort (1969)
<i>Utilité</i>	$U(X)$	$U[X, T]$	$U(B, G, W, L)$	$U(W, L, tt, I)$
<i>Contrainte budgétaire (λ)</i>	$P'X \leq I$	$\sum_i P_i X_i = \omega W + I$	$G + cB = \omega W$	$I = \omega W$
<i>Contrainte temporelle (μ)</i>	-	$\sum_i T_i = \tau - W$	$W + L + tB = \tau$	$W + L + tt = \tau$
<i>Contrainte technique (κ_i et ψ_i)</i>	-	-	-	-
<i>Valeur du temps</i>	-	$\frac{\mu}{\lambda} = \omega$	$\frac{\mu}{\lambda} = \omega + \frac{\partial U / \partial W}{\lambda} = \frac{\partial U / \partial L}{\lambda}$	$\frac{-dU/dtt}{\lambda} = \omega + \frac{\partial U / \partial W}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial tt}{\lambda}$ $\frac{\mu}{\lambda} = \frac{\partial U / \partial L}{\lambda}$

	DeSerpa (1971)	Evans (1972)	Small (1982)	Gronau (1986)
<i>Utilité</i>	$U(X, T)$	$U(T)$	$U(W, L, G, s)$	$U(Z)$
<i>Contrainte budgétaire (λ)</i>	$P'X \leq I$	$P'QT = 0$	$G + c(s) = I + \omega W$	$\sum_i P_i X_i + P_W W = I(Z_W) + I_f$
<i>Contrainte temporelle (μ)</i>	$\sum_i T_i = \tau$	$\sum_i T_i = \tau$	$L + t(s) = \tau - W$	$\sum_i T_i + W = \tau$
<i>Contrainte technique (κ_i et ψ_i)</i>	$T_i \geq a_i X_i \quad i=1, \dots, n$	$JT \leq 0 \quad (\text{et } X = QT)$	$F(s, W; \omega) = 0$	$Z_i = f_i(X_i, T_i)$ et $Z_W = f_W(X_W, T_W)$
<i>Valeur du temps</i>	$\frac{\mu}{\lambda} = \frac{\partial U / \partial L}{\lambda}$ $\frac{\kappa_i}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial T_i}{\lambda}$	$\frac{\mu}{\lambda} = \frac{\partial U / \partial L}{\lambda} + \omega$ $\frac{\kappa_i}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial T_i}{\lambda} - \omega_i$	$\frac{\mu}{\lambda} = \omega + \frac{\partial U / \partial W}{\lambda} - \kappa_i \frac{\partial F / \partial W}{\lambda}$	$\frac{\mu}{\lambda} = \omega + \frac{\partial U / \partial W}{\lambda} - p_W \frac{\partial X_W}{\partial W}$ Avec $Z_W = W$ et $I(Z_W) = \omega W$

Source : d'après Jara-Diaz, (1998, 2000)

1. Les arguments de la fonction d'utilité

a) La fonction de production du ménage

Dérivée de la théorie classique du consommateur, évoquée ci-dessus, l'allocation des temps introduit aux côtés des consommations d'unités de biens, les consommations d'unités de temps. Dans cet objectif, un nouveau bien est constitué : le « bien basique⁶⁰ » ou « bien final ». Il est composé de deux arguments ou deux inputs : les unités de biens et les unités de temps nécessaires à sa production. La définition d'un « bien basique » est introduite par Becker (1965) et reprise, par la suite, dans les travaux de Lancaster (1966), DeDonnea (1972), Michael et Becker (1973), Pollak et Wachter (1975), Dalvi (1978) et Gronau (1986).

Ces études considèrent les ménages comme des unités de production. Une fonction de production du ménage est définie et transforme les quantités de biens (X_i) et de temps (T_i) en un bien final : $Z_i=f_i(X_i, T_i)$. Cette fonction décrit les ressources temporelles et monétaires nécessaires à la production d'un bien basique. Cette notion de fonction de production évoluera par la suite pour finalement décrire les activités (DeSerpa, 1971 ; Evans, 1972 ; Gronau, 1986)⁶¹. Sous l'hypothèse que la fonction de production $Z_i=f_i(X_i, T_i)$ est connue et bijective, le bien final, Z_i , peut être directement converti en unités de temps et en unités de biens nécessaires à sa production. Par exemple, Becker suppose que cette fonction est de la forme : $T_i=a_iZ_i$ et $X_i=b_iZ_i$. Ce qui permet d'exprimer la fonction d'utilité directement à partir des temps et des biens consommés : $U = U(Z_1, \dots, Z_n) \equiv U(f_1, \dots, f_n) \equiv U(X_1, \dots, X_n; T_1, \dots, T_n)$.

Par la présence des quantités de biens et de temps dans la fonction d'utilité, Becker introduit la possibilité de convertir le temps en biens. En travaillant plus longtemps, la contrainte budgétaire est réduite et la dépense monétaire en biens peut être plus importante.

b) La valeur subjective du travail

L'absence du temps de travail dans la fonction d'utilité constitue une des principales limites du modèle de Becker. Notamment, dans la perspective de modéliser les choix de

⁶⁰ Le terme de « *basic commodities* » est introduit en 1965 par Becker.

⁶¹ DeSerpa et Evans qualifient les durées présentes dans leur fonction d'utilité de temps d'activités, Gronau qualifie d'activité, la combinaison de temps et de bien qui constitue le bien basique de Becker.

mobilité, il apparaît nécessaire d'intégrer les aspects, tels que le statut professionnel, les horaires de travail et la localisation du travail. De même, les attributs de l'activité travail ne doivent pas être omis en raison de l'effet potentiel du travail sur les mobilités des autres activités ou de l'éventuelle rétroaction de la mobilité sur le travail ou encore de l'effet probable de la localisation de l'emploi (travail à domicile ou un autre lieu) sur la mobilité, (Golob, 1998).

De façon plus générale, le fait que le temps dédié au travail soit absent dans l'utilité, mais présent dans les contraintes est problématique. En effet, le temps de travail intervient à la fois dans les contraintes budgétaires et les contraintes temporelles, de telle sorte qu'il devient possible pour un individu de choisir librement le temps alloué au travail afin de déterminer son niveau de ressource et donc sa consommation de biens du marché. Ainsi, le temps peut librement être converti en biens de consommation.

Toutefois, cette conversion libre peut mener à une « solution en coin ». L'individu peut dans un cas extrême choisir de passer tout son temps au travail afin de maximiser son utilité uniquement grâce aux biens du marché. L'absence du temps de travail comme argument de la fonction d'utilité et la libre conversion du temps en monnaie ne sont alors pas des hypothèses réalistes et posent des problèmes d'interprétation des résultats du modèle.

Notamment, Johnson (1966) et Oort (1969) dénoncent le résultat trop réducteur du modèle néoclassique de Becker (1965) relatif à la valeur du temps, selon lequel : la valeur du temps dans le modèle de Becker se réduit au coût d'opportunité du temps non-travaillé et égale alors simplement le salaire horaire. Ce résultat provient du fait que l'exclusion du temps de travail de la fonction d'utilité implique, par définition, que son utilité marginale est nulle. Or rien n'indique que l'individu n'attache pas une valeur subjective à son travail en plus de son seul coût d'opportunité : le salaire horaire.

De plus, il peut être montré par la contrainte temporelle du modèle classique ($L+W=T$), que ce modèle implique une utilité marginale du loisir nulle elle aussi. En effet, l'utilité $U=U(X,L)$ peut s'écrire : $U=U[X,(T-W)]$. Ce qui conduit à une utilité marginale du temps travaillé égale à l'opposé de l'utilité marginale du temps de loisir : $\partial U/\partial W = (\partial U/\partial L)(dL/dW) = -\partial U/\partial L$, et qui est donc, par définition nulle.

Pour remédier à l'absence de considération pour le temps de travail et adapter ce premier modèle d'allocation des temps aux considérations relatives aux transports, Johnson (1966) et

Oort (1969) adaptent le modèle de Becker. Ils introduisent le temps de travail dans la fonction d'utilité aux côtés des biens consommés et des temps de consommation, ainsi que des arguments relatifs au transport. Johnson distingue dans la fonction d'utilité, le temps de loisir et le temps de travail et deux catégories de biens : les biens transport (les déplacements) et les biens non-transport. Les premiers ont un coût monétaire et un coût temporel. Alors que les biens non-transport sont consommés durant le temps de loisir. Johnson montre ainsi, que la présence simultanée des temps de loisir et de travail dans la fonction d'utilité permet de réintroduire la valorisation subjective de ces deux activités. Le coût d'opportunité du temps de loisir est donc ajusté de l'utilité subjective du travail. Il en résulte que les valeurs du temps de loisir et du temps de transport sont toutes deux inférieures au salaire horaire.

La fonction d'utilité de Oort a pour arguments, le revenu et deux temps : le temps de travail et le temps de loisir. Cette spécification lui permet de se concentrer sur la valeur monétaire des gains de temps, générés par une amélioration des systèmes de transport, dans le but de l'intégrer à l'analyse coût-bénéfice des choix d'investissement. Il réintroduit la valeur subjective du travail dans l'arbitrage entre temps de loisir et temps de travail. Par ailleurs, il propose comme première approche des gains de temps de transport, de les considérer comme une simple hausse du temps total disponible. Il suppose pour cela que le temps de transport n'est pas choisi par l'individu. Il parvient alors à la même conclusion que Johnson : les coûts d'opportunité des temps de loisir et de transport s'écartent tous deux du salaire horaire du montant de l'utilité subjective du travail (tableau 5-1).

c) Les temps d'activités

DeSerpa (1971) est le premier auteur à considérer les temps en tant qu'activités. Il considère comme sources de satisfaction les biens et les différents temps, sans imposer de relation fixe entre les deux. Il s'écarte alors du modèle de Becker dans deux directions. Tout d'abord, il montre que le travail peut être intégré parmi les activités par l'introduction dans la

contrainte budgétaire d'un prix négatif associé au temps de travail⁶². Ensuite, il introduit une nuance dans la définition des temps considérés. La contrainte temporelle définit les temps minimums nécessaires à la consommation des biens. Les temps choisis par l'individu peuvent donc excéder ces minimums. Il nommera finalement ces durées : les temps d'activités. Et les durées supérieures aux minimums nécessaires seront identifiées comme les temps de loisir. Il abandonne donc la notion de biens basiques de Becker.

Par ailleurs, Evans (1972) postule que la seule source directe de satisfaction est le temps alloué aux activités, qui devient donc le seul argument de la fonction d'utilité. Son modèle d'allocation de ressources est alors complètement tourné vers l'allocation de temps aux activités. Il introduit le temps de travail dans la fonction d'utilité, de la même façon que DeSerpa. Les biens de consommation sont réintroduits au travers des contraintes. Ce modèle constitue une étape importante, dans la mesure où il souligne l'importance des temps d'activités dans les comportements. D'une part, il met en avant l'utilité procurée par les durées d'activité. Il considère, comme l'ont suggéré Johnson et Oort, les temps de travail et de transport en tant que source d'utilité (ou désutilité). D'autre part, les liens entre les temps d'activités sont envisagés. Et de façon équivalente à DeSerpa, qui définit dans une contrainte technologique des temps minimums de consommation, Evans définit des temps minimums pour certaines activités en fonction des durées d'autres activités.

L'inclusion ou l'exclusion d'une activité dans la fonction d'utilité a une incidence sur la forme des conditions d'optimalité de premier ordre de la résolution du programme de maximisation. La cohérence doit être préservée entre le comportement représenté et la présence de l'utilité marginale du temps alloué à une certaine activité dans ces conditions d'optimalité. Certaines activités affectent la satisfaction de l'individu, au travers de la contrainte temporelle par les transferts entre activités. Ainsi, la réduction du temps de transport libère du temps pour les loisirs et donc améliore indirectement l'utilité. Mais, elle

⁶² DeSerpa propose notamment deux solutions pour intégrer le travail : tout d'abord, en associant au travail un bien X_w , dont le prix P_w est négatif. Ainsi, dans la contrainte budgétaire, $P_w X_w$ augmente le revenu et $T_w = a_w X_w$ diminue le temps disponible dans la contrainte temporelle. Ensuite, le travail peut être considéré comme une activité consommatrice uniquement de temps, W . En intégrant cette variable dans la fonction d'utilité et la contrainte temporelle, le raisonnement reste inchangé.

affecte aussi directement la satisfaction, dans le sens où elle procure directement un plaisir ou un mécontentement dans le cas du transport de loisir. Jara-Diaz (1998) dénonce les divergences des modèles théoriques avec cette condition. En effet, traditionnellement les modèles intègrent dans la fonction d'utilité les sources de satisfaction, comme par exemple les biens et le temps de loisir. Mais, les activités qui apportent au contraire du déplaisir sont omises, alors qu'elles affectent directement l'utilité individuelle.

En suivant ce raisonnement, seules les variables ayant un effet direct (positif ou négatif) sur l'utilité doivent être introduites comme arguments de cette dernière. En conséquence, le temps de travail et le temps de transport doivent être considérés. A l'inverse, les biens de consommation pourraient ne pas figurer dans la fonction d'utilité, dans la mesure où le plaisir qu'ils procurent provient du temps de leur utilisation. Pour Jara-Diaz (1998), même les biens acquis uniquement pour le plaisir de leur possession (par exemple, une œuvre artistique) affectent indirectement l'utilité, dans le sens où le plaisir provient de l'acte d'achat ou du temps d'usage (de contemplation pour une œuvre d'art). Toutefois, Jara-Diaz (2000) réintroduit les biens dans la fonction d'utilité. Il montre ainsi leur effet sur l'utilité, notamment au travers de leur relation avec les temps d'activité. En effet, la présence des biens de consommation dans la fonction d'utilité peut être justifiée s'ils permettent de décrire l'activité considérée et le niveau de satisfaction correspondante. L'intensité de la satisfaction générée par une activité dépendrait du niveau de biens consommés. L'utilité marginale d'une activité serait donc dépendante du niveau de biens consommés : $\frac{\partial U(T, X)}{\partial T_i} / \partial X_i \neq 0$.

d) Les coûts de transport et le choix modal

Train et McFadden (1978) reprennent la définition de la fonction d'utilité du modèle de Becker et ne modifient que les contraintes du programme de maximisation afin d'intégrer les coûts monétaires et temporels selon les modes de transport. Ils proposent un modèle célèbre de choix discret reposant sur la fonction d'utilité indirecte conditionnelle, qui représente l'utilité maximale accessible selon les choix de transport, étant donné que les autres variables sont fixées à leur optimum. Ils proposent les expressions de la fonction d'utilité indirecte conditionnelle et des optimums des variables de décision non-transport, comme des fonctions

des seuls attributs des modes de transport. Ainsi, le choix modal peut être résolu en comparant les niveaux d'utilité atteints selon le mode choisi.

Truong et Hensher (1985) incluent le temps et le coût de transport selon le mode utilisé dans les modèles de Becker et de DeSerpa. Dans le premier, les arguments de l'utilité restent le temps de loisir et les biens de consommation. Le temps et le coût de transport sont alors introduits dans les contraintes. Dans le second, la fonction d'utilité incorpore le temps de transport. Les coûts de transport sont présents dans la contrainte budgétaire et une contrainte technologique lie les biens consommés et les temps d'activité. Ils montrent ainsi que les différentes valorisations du temps entre les modèles de Becker et de DeSerpa proviennent de la valeur subjective du temps transféré d'une activité à une autre. Ainsi, dans le modèle de DeSerpa, la réallocation du temps de transport entre deux modes peut résulter en une hausse ou une réduction d'utilité due, d'une part, à la variation quantitative du temps de transport (le gain de temps net) et d'autre part, à la variation qualitative du transport (la valorisation différente du transport selon le mode utilisé).

2. Le type de contrainte considérée

a) Les contraintes budgétaires et temporelles

La considération de l'allocation des temps, avec la perspective d'analyser l'offre sur le marché du travail a nécessité l'introduction de la contrainte temporelle aux cotés de la contrainte budgétaire (Becker, 1965 ; Johnson, 1966 ; Oort, 1969). Ainsi, de façon très classique la somme des dépenses monétaires ne doit pas excéder la somme des revenus et la somme des durées de consommation ou d'activité ne peut excéder le temps total disponible. Ces deux relations sont communes à l'ensemble des modélisations. En revanche, des différences apparaissent dans les définitions des termes. Par exemple, le temps total disponible est considéré, d'une part, comme la totalité du temps quotidien (24 heures) (Johnson, 1966 ; Oort, 1969 ; DeSerpa, 1971 ; Evans, 1972 ; Truong et Hensher, 1985 ; Jara-Diaz, 1998, 2000), et d'autre part, comme le temps disponible après déduction du temps de travail (Becker, 1965 ; Train et McFadden, 1978) ou après déduction des temps physiologiques, etc. Mais, l'exclusion de certains temps de la contrainte temporelle implique alors que ces temps ne doivent pas intervenir dans le comportement d'allocation des temps.

Ensuite, les temps qualifiés de loisir n'ont pas tous la même signification selon les auteurs. Par exemple pour Becker (1965), le temps de loisir est le « temps de la consommation » et est défini comme le temps non-travaillé. Et pour DeSerpa, il correspond aux durées des activités pour lesquelles l'individu accorde plus de temps que le minimum nécessaire.

Dans le modèle de Becker (1965), la présence du temps de travail dans les deux contraintes permet de l'utiliser comme pivot pour réduire l'ensemble des contraintes à une seule équation. Le temps peut alors être converti librement en biens de consommation, par la substitution entre le temps de consommation et le temps de travail. Ce dernier génère alors le revenu nécessaire à une nouvelle consommation de biens. La contrainte résultante est exprimée en termes monétaires et fait apparaître le prix généralisé de chaque bien basique (Z_i). Ce prix généralisé est composé du prix des biens de consommation nécessaires et du coût d'opportunité du temps nécessaire et non-travaillé, défini par le salaire horaire.

Johnson (1966) et Oort (1969) distinguent les deux contraintes monétaire et temporelle. Dans leurs deux modèles, le temps travaillé est présent dans chacune des deux contraintes et ne peut être utilisé en tant que pivot du fait de sa présence simultanée dans la fonction d'utilité. Comme nous l'avons évoqué, cela permet aux deux auteurs d'obtenir des valeurs du temps différentes du salaire horaire et intégrant les utilités marginales des temps de travail et de transport.

Depuis les travaux fondateurs de Becker (1965), ces deux contraintes monétaire et temporelle sont la base des ensembles de contraintes des programmes d'optimisation représentant les comportements d'allocation des temps. Le plus souvent, les modèles développés ultérieurement ajoutent de nouvelles contraintes dans l'objectif de réduire le poids des hypothèses de ce modèle néoclassique. Ces nouvelles contraintes précisent les interrelations potentielles entre les biens, les temps et les différents types de temps.

b) Les contraintes technologiques - Relations entre activités et biens

Relations générales – Frontières et iso-courbes

Les relations technologiques entre les temps et les biens de consommation sont introduites par DeSerpa (1971). Il propose la relation selon laquelle le temps minimum alloué à la consommation d'un ensemble de biens (T_i) est dépendant de la quantité de biens consommée (X_i) :

$$T_i \geq a_i X_i$$

ou de façon plus générale :

$$T_i \geq f_i(X)$$

où les coefficients a_i correspondent à l'intensité temporelle de la consommation de chaque unité de bien X_i . Cette relation peut aussi être interprétée comme le niveau maximum de consommation de biens qui peut être atteint, étant donnée la structure des temps. La même inégalité peut donc s'écrire :

$$X_i \leq T_i / a_i$$

ou de façon plus générale :

$$X_i \leq f_i^{-1}(T)$$

Une fonction, f_i , peut être définie pour représenter ces relations entre temps et biens. Pour simplifier le raisonnement, elle est supposée bijective.

Le double sens de lecture de cette contrainte inégalitaire fonde les définitions des notions introduites par Jara-Diaz (2003) : la frontière des consommations possibles et la courbe d'iso-consommation.

La *frontière des consommations possibles* donne pour chaque vecteur de temps T_0 , les niveaux de consommations accessibles. Cette relation est représentée dans l'espace à deux dimensions (deux biens, X_1 et X_2) dans la figure 5-1.

La *courbe d'iso-consommation* associe à chaque niveau de consommation X_0 , les temps d'activités minimums nécessaires. La figure 5-2 représente les combinaisons de temps des deux activités (T_1, T_2) permettant de consommer X_0 .

figure 5-1 : Frontière des consommations possibles pour un vecteur de temps d'activité donné, T_0

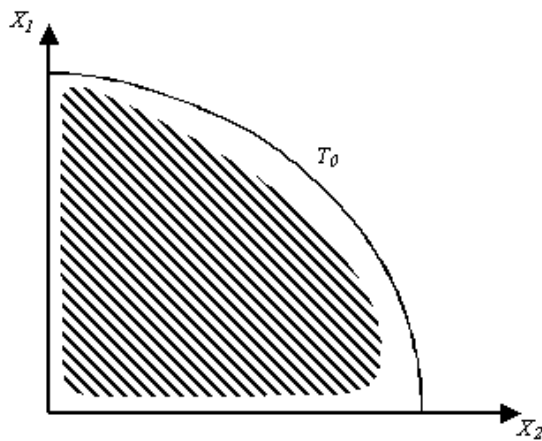
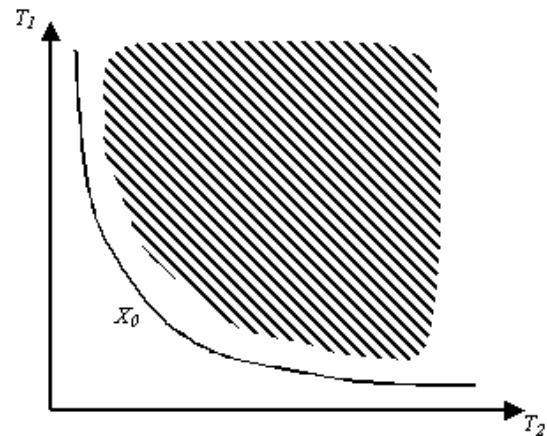


figure 5-2 : Courbe d'iso-consommation



De façon similaire, une relation peut être construite afin de définir le niveau minimal de biens nécessaires à la poursuite d'un certain niveau d'activités :

$$X_i \geq b_i T_i$$

ou de façon plus générale

$$X_i \geq g_i(T)$$

Elle associe à chaque programme d'activités T_0 , les combinaisons de biens nécessaires. Jara-Diaz (2003) qualifie cette relation de courbe d'iso-activité.

Symétriquement, cette relation peut être écrite :

$$T_i \leq X_i / b_i$$

ou de façon plus générale

$$T_i \leq g_i^{-1}(X)$$

Elle définit la frontière des activités possibles et associe à chaque niveau de consommation X_0 , les combinaisons d'activités qui peuvent être atteintes.

La figure 5-3 et la figure 5-4 représentent dans les espaces à deux dimensions (les deux biens X_1 et X_2 , et les deux activités T_1 et T_2), la *courbe d'iso-activité* et la *frontière des activités* possibles.

figure 5-3 : Frontière des activités possibles pour un niveau de biens donné, X_0

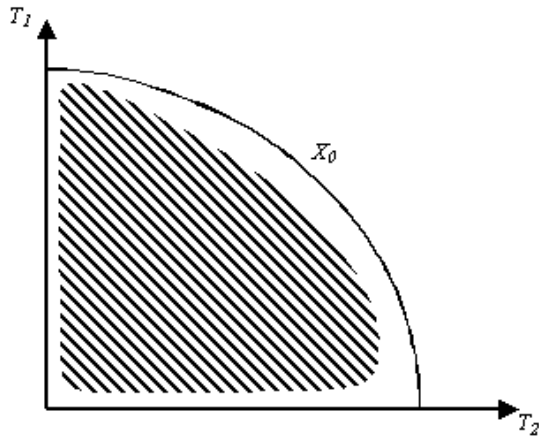
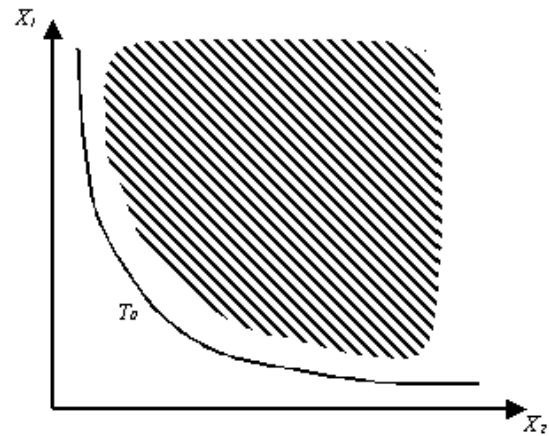


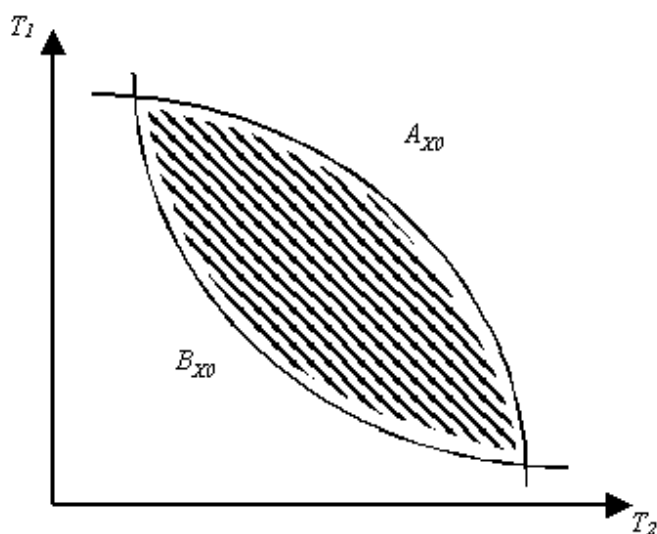
figure 5-4 : Courbe d'iso-activité



Ainsi les relations entre les biens de consommation et les temps des activités peuvent être décrites par les quatre fonctions présentées ci-dessus. Pour chaque vecteur activités, le niveau minimal de biens de consommation nécessaire doit être considéré. Et de la même façon, les temps minimums nécessaires à la consommation de chaque vecteur de biens doivent être définis. Ce couple de relations définit à la fois le niveau minimal nécessaire et le niveau maximal accessible de biens selon le vecteur des temps d'activités. Symétriquement, à chaque vecteur de biens de consommation, il correspond un niveau minimal de temps d'activités nécessaire à la consommation et un niveau maximal de temps d'activité pouvant être atteint. Il résulte de la symétrie de ces relations, qu'il est possible de définir un encadrement des quantités de biens et un encadrement des temps d'activités.

En considérant un cas simple, décrivant les relations entre deux types d'activités et le seul bien de consommation X_0 , nous pouvons définir un encadrement des combinaisons des temps. En effet, les combinaisons pouvant être atteintes, étant donné le niveau de consommation X_0 , sont données par la frontière des activités possibles ; et les temps minimums nécessaires à la consommation de X_0 sont donnés par la courbe d'iso-consommation. Les deux ensembles ainsi définis (les temps nécessaires et les temps accessibles) sont représentés dans la figure 5-5.

figure 5-5 : Lentille des temps nécessaires et accessibles étant donné le niveau de bien X_0

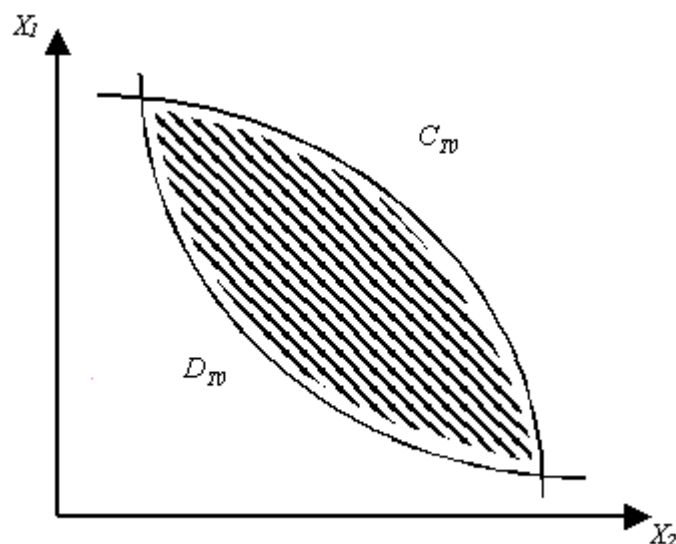


La fonction $A = A(T_1, T_2, X)$ définit la frontière des temps accessibles étant donné X et la fonction $B = B(T_1, T_2, X)$ définit les temps nécessaires pour atteindre X , la courbe d'iso-consommation. La lentille des temps nécessaires et accessibles est définie par : $\{ (T_1, T_2) \text{ tels que } B(T_1, T_2, X=X_0) \geq 0 \}$, pour les temps minimums nécessaires et $\{ (T_1, T_2) \text{ tels que } A(T_1, T_2, X=X_0) \leq 0 \}$, pour les temps maximums accessibles.

Si aucune contrainte ne lie T_1 et T_2 , sachant un niveau de bien de consommation fixé ($X=X_0$), le choix de T_1 et T_2 se détermine en fonction des préférences sur les temps d'activité et l'allocation optimale se situe sur la frontière des activités accessibles, au point de tangence avec la courbe d'indifférence. Selon les formes des courbes d'indifférence et des courbes de transformation entre les biens et les activités, il est possible que ce point de tangence ne soit pas dans la lentille. Le choix optimal se situe alors à l'une des extrémités de la frontière des activités accessibles, dans la lentille, mais il correspond à une utilité inférieure.

Un raisonnement symétrique peut être développé en fixant un temps d'activité et en observant l'allocation entre deux biens de consommation (figure 5-6). La fonction $C = C(X_1, X_2, T)$ définit la frontière des biens accessibles étant donné T et la fonction $D = D(X_1, X_2, T)$ définit les biens nécessaires pour atteindre T , la courbe d'iso-activité.

figure 5-6 : Lentille des biens nécessaires et accessibles étant donné le niveau de temps d'activités T_0



Les relations techniques définies entre biens et temps d'activités par les différents auteurs sont des applications de l'une des relations précédentes. Les premiers auteurs intégrant ce type de relation technique (DeSerpa, 1971 ; Evans, 1972 ; Collings, 1974) parviennent ainsi, à identifier d'autres dimensions dans la valeur du temps que la seule valeur monétaire du coût d'opportunité.

Exemple de courbe d'iso-consommation

DeSerpa (1971) introduit une contrainte technologique définissant les temps minimums nécessaires à la consommation d'un vecteur de biens : $T_i \geq a_i X_i$. Comme nous l'avons vu cette relation peut aussi être interprétée comme le niveau maximal de consommation étant donnée la structure des temps d'activités. Cette relation linéaire est un cas particulier de la courbe d'iso-consommation à laquelle correspond une expression linéaire de la frontière des consommations possibles : $X_i \leq T_i / a_i$.

Avec cette relation, il n'est alors plus possible de convertir l'intégralité du temps libre en travail afin d'accéder uniquement à des biens. L'introduction de ces contraintes technologiques introduit la concurrence entre le temps travaillé et le temps de la consommation. En effet, dans le modèle de Becker le temps de loisir et le temps de travail ont le même *shadow price* : le salaire horaire. L'introduction de la contrainte technologique réduit

la substitution entre ces deux temps. Leur *shadow price* diffère du salaire horaire et intègre les aspects qualitatifs des temps.

Cette définition permet l'une des premières définitions des activités de loisirs, comme étant les activités qui apportent de la satisfaction à l'individu et auxquelles les individus allouent plus de temps que le minimum nécessaire.

Exemples de courbe d'iso-activité

Symétriquement, les contraintes définies par Collings (1974) introduisent une restriction sur les quantités maximales consommées durant une activité : $T_i \leq b_i X_i$. Il s'agit là aussi du cas particulier de relations linéaires entre les biens et les temps. Elles définissent la courbe d'iso-activité et la frontière des activités possibles.

Evans (1972) présente une théorie du consommateur basée uniquement sur les choix des temps d'activités. La contrainte budgétaire est $P'QT \leq 0$. Où P est le vecteur des prix des biens. Q la matrice de transformation des durées T en quantités de biens nécessaires aux activités. Le vecteur T inclut le temps de travail auquel correspond un prix négatif dans le vecteur des prix, P . Ainsi, la matrice Q définit une fonction de transformation des activités en biens nécessaires, dont les coefficients sont fixes : $X = QT$ ⁶³. Jara-Diaz (2003) étend l'interprétation de cette contrainte égalitaire à une contrainte inégalitaire. Ainsi, les niveaux de biens correspondent aux minimums nécessaires aux activités. Sous l'hypothèse que la relation de transformation des temps d'activités en biens de consommation peut s'interpréter en termes de niveaux de biens minimums nécessaires, alors les contraintes définies par Evans correspondent à la définition de courbes d'iso-activité et de frontière des activités possibles.

Enfin, Small (1982) et Gronau (1986) introduisent des contraintes techniques entre arguments de l'utilité. Ces fonctions de transformation, par exemple, entre durée et horaire ou temps et biens, amènent à distinguer un nouvel élément dans la valeur du temps : l'effet de la variation de temps sur l'utilité au travers de la contrainte de transformation. Ces travaux inspirent notamment la notion de valeur des consommations associées, introduite dans la valeur du temps de façon rigoureuse par Jara-Diaz (2003).

⁶³ Sous cette contrainte égalitaire liant les biens et les temps, les iso-courbes et les frontières sont confondues. L'ensemble des choix représenté par les lentilles définies ci-dessus n'est alors composé que des allocations de la courbe définie par l'égalité.

Ainsi, les différentes relations techniques présentes dans les travaux fondateurs de la théorie de l'allocation des temps sont des cas particuliers des relations générales $A = A(T_1, T_2, X)$ et $B = B(T_1, T_2, X)$ définissant les temps accessibles et les temps nécessaires, et réciproquement les biens accessibles et minimums définis par les relations $C(X_1, X_2, T)$ et $D(X_1, X_2, T)$.

Une application de ces deux contraintes définissant la frontière des consommations possibles et la frontière des temps d'activités possibles est proposée dans le modèle de Jara-Diaz (2003), qui est présenté dans la partie consacrée à l'expression de la valeur du temps. A l'aide de ce modèle d'allocation des temps Jara-Diaz propose une valeur du temps et des gains de temps qui intègre les éléments obtenus par les auteurs fondateurs (Becker, 1965 ; DeSerpa, 1971 ; Evans, 1972).

c) Interrelations entre les temps d'activités

Un dernier type de contrainte a été introduit qui définit les relations entre les temps d'activités, T_i . En construisant son raisonnement uniquement sur les temps d'activité, Evans (1972) met en évidence l'importance des relations entre les durées d'activités. Il ajoute à la relation technologique entre les biens et les temps, une relation d'interdépendance entre les durées des activités. Il définit notamment ce type de lien entre les durées de transport et les durées des autres activités. Ainsi, les durées des activités définissent un niveau minimal de temps de transport. Et, le coût temporel que représente le transport intervient dans la détermination des durées des autres activités.

En dépit de leur apparente adaptation pour représenter les relations potentielles entre durées de transport et durées d'activités, les contraintes technologiques liant les temps d'activités sont très peu utilisées dans la littérature. Jara-Diaz et Guevara (2003) intègrent une seule contrainte de ce type pour définir le temps de transport minimum du trajet pour le travail. Seul le temps de transport pour le travail est considéré, mais il n'est relié à aucune autre durée d'activité. La fonction d'utilité dépend de tous les temps d'activité et des consommations de biens. Le transport est introduit dans ce modèle par le temps et par le coût monétaire du déplacement pour le travail. Cependant, aucune relation n'est considérée entre les temps et les biens. L'un des rares modèles intégrant une relation technique entre les temps des activités est celui de Chen et Mokhtarian (2005). Elles définissent le temps de transport

quotidien minimum à partir d'une combinaison linéaire des durées des autres activités et d'un vecteur d'intensité en transport de chaque activité. Les coûts des activités peuvent être redéfinis : d'une part, le coût monétaire de l'activité, composé du coût de l'activité et du coût de transport associé, d'autre part, le coût temporel de l'activité est composé du temps de l'activité et du temps de transport associé. Ce modèle est détaillé dans la partie suivante.

En conclusion, l'extension des fonctions proposées par Jara-Diaz (2003) conduit à la définition d'un univers des choix individuels en termes de biens et de temps d'activités. De la même façon que l'espace des accessibilités définit les localisations accessibles selon le choix modal, ou les horaires des déplacements, ces lentilles des biens et activités accessibles ou nécessaires définissent une partie des dimensions contraintes qui pèsent sur les choix individuels. Trois types de contraintes sur le comportement de mobilité individuel peuvent donc être distinguées :

- Les contraintes définissant l'espace des accessibilités de l'individu. Selon les modes de transport auxquels a accès l'individu, selon les localisations des opportunités socio-économiques dans l'espace urbain, etc., un espace peut être défini qui représente les destinations accessibles.
- Les contraintes pesant sur les ressources individuelles. Selon les revenus et les temps disponibles individuels et étant donné un système de prix, un univers de choix peut être défini parmi l'ensemble des biens de consommation et des activités, qui sont en concurrence pour ces ressources.
- Les contraintes liant les biens de consommation et les activités, ou les activités entre elles. Ces contraintes technologiques définissent les frontières de biens et temps minimums nécessaires et maximums accessibles.

L'étude des relations entre activités et biens conduira à une meilleure définition de ces ensembles contraints, notamment en quantifiant les relations, mais surtout en orientant la réflexion sur un ordre de priorités des activités et un ordre de préférence.

3. L'allocation des temps et les valeurs des temps

Les différents modèles présentés déterminent différentes définitions des valeurs du temps. Peu à peu chaque modèle intègre les éléments de ces prédécesseurs et en ajoute de nouveaux. La valeur du temps correspond pour l'essentiel à la notion de coût d'opportunité du temps. Ainsi, l'analyse de l'évolution des contraintes considérées dans les modèles éclaire une partie du développement de la notion de valeur du temps. En effet, dans la modélisation microéconomique, les multiplicateurs de Lagrange qui découlent du programme d'optimisation de la fonction d'utilité sont interprétables en termes de variation de la fonction objectif évaluée à l'optimum, correspondant à une réduction à la marge de la contrainte correspondante⁶⁴. Ainsi, la majorité des multiplicateurs de Lagrange peuvent être interprétés comme des utilités marginales de l'argument de l'utilité contraint.

Comme l'indique le tableau 5-1, en début de partie, l'introduction de nouvelles contraintes et d'arguments dans la fonction d'utilité permet de détailler la valeur du temps. En introduisant le temps de travail et le temps de transport aux côtés des loisirs et des biens, Oort (1969) définit la valeur des gains de temps par le coût d'opportunité du temps, représenté par le travail (le salaire horaire et l'utilité du temps de travail), auquel il ajoute l'utilité du temps de l'activité. Il améliore le modèle de Becker, en abandonnant l'idée que la valeur du temps est fixée au salaire horaire. Et il se distingue de Johnson (1966) en ajoutant dans l'utilité un temps contraint supplémentaire (le temps de travail), ce qui lui permet de distinguer les valeurs du temps des activités contraintes des valeurs du temps des activités non-contraintes (ou de loisir).

A partir de cette interprétation des multiplicateurs de Lagrange, DeSerpa (1971) définit trois des premiers éléments de la valeur du temps : la valeur du temps comme une ressource, la valeur des gains de temps sur une activité et la valeur du temps assignée à une activité.

La *valeur du temps en tant que ressource* correspond à la valeur intrinsèque du temps, elle est définie par le quotient de l'utilité marginale du temps avec l'utilité marginale du revenu. La *valeur du temps assignée à une activité* peut être associée à la valeur du temps alloué à une activité particulière. Elle est définie par le quotient de l'utilité marginale de cette activité et l'utilité marginale du revenu. Enfin, DeSerpa introduit la notion de *valeur des gains de temps*

⁶⁴ cf. le théorème de l'enveloppe, Mas-Colell et al. (1995), p. 964

pour les activités dont la contrainte technologique est saturée. Ainsi, la réduction du temps minimum nécessaire associé à un bien possède une valeur qui est définie par le *shadow price* de la contrainte technologique, lorsqu'elle est saturée. DeSerpa montre que pour une activité dont la contrainte technologique est saturée, la valeur des gains de temps est égale à la différence des deux valeurs du temps précédentes. En effet, la réduction d'une heure de la durée d'une activité contrainte va permettre de poursuivre une autre activité (valeur du temps en tant que ressource), mais elle va aussi correspondre à la perte de l'utilité associée à l'activité qui est réduite (valeur du temps assignée à une activité).

Par la suite, Small (1982) et Gronau (1986) introduisent des contraintes technologiques entre temps et biens et parviennent à distinguer un nouvel élément dans la valeur du temps : la valeur des consommations associées, qui représente la valeur de la variation du temps de la consommation associée aux activités.

L'étude des relations existant entre les temps et les biens de consommations présentée précédemment, a conduit Jara-Diaz (2003) à formaliser et introduire ces relations dans un modèle théorique. Ainsi, il définit un ensemble de contraintes reprenant les contraintes budgétaire et temporelle introduites par Becker et ajoute la formalisation des contraintes technologiques liant les biens aux temps avancées par DeSerpa (1971), Evans (1972), Small (1982), et Gronau (1986).

Dans le modèle de Jara-Diaz (2003), la fonction d'utilité a deux arguments : le vecteur des biens X et le vecteur des temps T , qui inclut le temps de travail. Ainsi le revenu est endogène et déterminé par le temps de travail librement choisi : T_w . Le vecteur des temps d'activités distingue, au moyen des contraintes technologiques, les activités dont les temps sont contraints et les activités non-contraintes (ou de loisir). Ainsi, le transport est considéré comme un cas particulier des activités contraintes⁶⁵.

⁶⁵ Ce modèle théorique propose une formalisation de la valeur du temps faisant intervenir deux des trois types de contraintes identifiés précédemment. En effet, les liens entre les durées d'activités ne sont pas considérés dans ce modèle. Il en résulte, que le temps de transport n'est pas considéré comme une demande dérivée directement des durées des autres activités.

Le programme d'optimisation est le suivant :

$$\underset{X,T}{\text{Max}} U(X,T)$$

sous les contraintes :

$$\begin{aligned} wT_w - \sum_{i=1}^G P_i X_i &\geq 0 & (\lambda) \\ \tau - \sum_{j=1}^A T_j &= 0 & (\mu) \\ T_j - f_j(X) &\geq 0 & (\kappa_j) \quad \forall j = 1, \dots, A \\ X_i - g_i(T) &\geq 0 & (\psi_i) \quad \forall i = 1, \dots, G \end{aligned}$$

où les paramètres λ , μ , κ_j et ψ_i sont les multiplicateurs de Lagrange associés à chaque contrainte. Ils indiquent la variation positive d'utilité lorsque la contrainte correspondante est relâchée d'une unité. Ainsi :

- λ est l'utilité marginale du revenu,
- μ est l'utilité marginale du temps disponible, τ .
- κ_j est l'utilité marginale de la réduction de la contrainte temporelle correspondant à la consommation de biens associée à l'activité j .
- ψ_i est l'utilité marginale de la réduction de la contrainte définissant le niveau minimum de bien i nécessaire.

La valeur du temps se décompose alors en trois éléments : la valeur du temps en tant que ressource, la valeur du temps économisé sur une activité et la valeur du bien économisé associé au temps d'activité.

a) La valeur du temps en tant que ressource

Le quotient μ/λ est défini dès lors que les deux contraintes temporelle et budgétaire sont introduites dans le modèle. Becker (1965) définit la valeur du temps par ce quotient. Dans son modèle, aucune contrainte supplémentaire n'est considérée. Et le temps de travail n'est pas un argument de la fonction d'utilité. De ce fait, la valeur du temps qu'il obtient, par le quotient μ/λ égale le salaire horaire w . Elle correspond au coût d'opportunité du temps non-travaillé. En 1971, DeSerpa interprète ce quotient comme l'un des trois éléments à considérer dans la valeur du temps : la valeur du temps en tant que ressource (μ est le multiplicateur de Lagrange

associé à la contrainte temporelle). Elle correspond à la valeur d'un supplément de temps disponible (une 25^{ème} heure dans la journée).

Dans le modèle de Jara-Diaz (2003), la *valeur du temps en tant que ressource* peut être déduite à partir des conditions d'optimalité de premier ordre. De plus, sous les hypothèses que la consommation de biens varie avec le temps travaillé et que le travail n'est pas contraint par la consommation minimale de biens ($T_w > f_w(X)$, i.e., $\kappa_w = 0$), la valeur du temps en tant que ressource est :

$$\frac{\mu}{\lambda} = w + \frac{\partial U / \partial T_w}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_w}$$

Ainsi, la valeur du temps comme une ressource décompose le coût d'opportunité du temps non-travaillé en, d'une part, un terme monétaire : le salaire horaire, qui intervient au travers de la contrainte budgétaire. Et d'autre part, la valeur utilitaire du travail, qui apparaît directement au travers de l'impact du temps de travail sur l'utilité et indirectement au travers de l'utilité de la consommation de biens nécessaires au travail ($\partial g_i / \partial T_w$).

b) La valeur du temps économisé sur une activité

Le quotient κ_j / λ est alors la *valeur du temps économisé sur une activité i* (DeSerpa, 1971). Le temps gagné sur une activité n'est valorisé que si cette activité est d'une durée contrainte, supérieure à ce qui est désiré par l'individu. Dans ce cas, la contrainte temporelle est saturée ($T = f(X)$), l'individu consacre le temps minimum obligatoire à l'activité et le multiplicateur de Lagrange associé est positif ($\kappa_j > 0$). Le quotient κ_j / λ prend alors une valeur positive des gains de temps sur les activités contraintes, et une valeur nulle dans les autres cas : lorsque l'individu alloue plus de temps à l'activité que le minimum nécessaire ($\kappa_j = 0$).

Le gain de temps sur une activité est utilisé pour une autre activité. Il y a donc un transfert temporel d'une activité à l'autre. Ce transfert a une valeur : la valeur des gains de temps. Par les conditions d'optimalité de premier ordre, par rapport au temps d'une activité non-travaillée, T_k , la valeur des gains de temps sur l'activité k est :

$$\frac{\kappa_k}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial T_k}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_k}$$

Ce quotient décompose la valeur du temps économisé sur une activité contrainte en trois éléments :

1. La valeur du temps en tant que ressource. Elle correspond à un indicateur de la valeur du temps transféré à une nouvelle activité.
2. La valeur de la variation directe de l'utilité. La réduction du temps de l'activité k génère une perte d'utilité.
3. La valeur de la variation de consommation.

Dans le cas des activités non-contraintes, définies par DeSerpa (1971) comme les activités de loisir, si le temps alloué excède le minimum requis, $\kappa=0$, la valeur monétaire de l'utilité marginale du temps des activités de loisir $((\partial U/\partial T_k)/\lambda)$ diverge de la valeur du temps en tant que ressource (μ/λ) . Or, DeSerpa (1971) omettait la contrainte relative à la consommation associée au multiplicateur ψ , et obtenait en conséquence une valeur du temps pour les activités de loisir identique, égale à μ/λ . Ce résultat n'est plus valide dès lors que les activités de loisir nécessitent des consommations de biens, dont le minimum est affecté par la durée d'activité $((\partial g_i/\partial T_k) \neq 0)$ et dont la consommation de biens est saturée $(\psi \neq 0)$.

En introduisant l'expression de la valeur du temps en tant que ressource dans la valeur du temps gagné sur une activité contrainte, on obtient alors :

$$\frac{\kappa_k}{\lambda} = w + \frac{\partial U/\partial T_w}{\lambda} - \frac{\partial U/\partial T_k}{\lambda} + \sum_{i=1}^G \frac{\psi_i}{\lambda} \left(\frac{\partial g_i}{\partial T_k} - \frac{\partial g_i}{\partial T_w} \right)$$

La valeur des gains de temps ou la disposition à payer pour la réduction d'une activité contrainte est la différence entre le coût d'opportunité du temps non-travaillé (exprimé relativement au temps de travail, T_w) et la valeur du temps d'activité réduit. Ainsi, le quotient (κ_k/λ) est composé :

- de la variation monétaire : le salaire,
- de la variation utilitaire : la différence des utilités marginales du travail et de l'activité réduite,
- de la variation en termes de valeurs des consommations de biens imposées par les contraintes technologiques (intuitivement cette valeur est positive car l'activité nécessite un minimum de bien dont l'individu veut réduire la consommation).

c) La valeur du bien économisé associé au temps d'activité

Le quotient ψ_i/λ est la *valeur du bien économisé associé au temps d'activité*. Cette quantité de bien économisée a une valeur positive lorsque la consommation choisie est égale au minimum nécessaire. Dans ce cas, la contrainte de bien est saturée et ψ_i est positif.

$$\frac{\psi_i}{\lambda} = P_i - \frac{\partial U / \partial X_i}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \kappa_j \left(\frac{\partial f_j}{\partial X_i} \right)$$

Cette valeur est composée du prix des biens économisés, de la perte d'utilité associée à ces biens non-consommés et de la valeur de la relaxe de la contrainte temporelle (κ_j/λ) qui est associée à la réduction de la consommation de ces biens ($\partial f_j / \partial X_k$) lorsque la contrainte temporelle est saturée pour cette activité (κ_j est positif). Enfin la valeur de la consommation économisée lorsque la durée de l'activité k est réduite est :

$$\sum_{i=1}^G \frac{\psi_i}{\lambda} \frac{\partial g_i}{\partial T_k}$$

Cette valeur intervient positivement dans les valeurs des gains de temps, puisque plus elle est élevée, plus le consentement marginal à payer pour une réduction de l'activité contrainte est fort.

4. L'introduction des relations entre les durées d'activités

Il existe un lien étroit entre les contraintes intégrées et les composants de la valeur du temps. Le coût d'opportunité de chaque unité de temps consacrée à une activité est défini par l'ensemble des contraintes. Les contraintes budgétaires font ressortir le coût d'opportunité du temps en tant que générateur de revenu. Les contraintes temporelles introduisent la valeur du temps en tant que ressource. Toute unité de temps supplémentaire peut être utilisée pour générer du revenu ou pour tirer satisfaction d'une activité. Enfin, les relations entre les biens et les temps introduisent les valeurs des temps et des biens économisés sur les activités et les consommations. Chaque gain de temps sur une activité contrainte possède une valeur en tant que ressource, en tant qu'activité et en tant que consommation de biens nécessaire. Les économies de biens consommés sont valorisées au travers du prix des biens, de l'utilité qu'ils génèrent et de la contrainte temporelle correspondante.

Le développement de ce champ théorique permet de préciser la définition de la valeur du temps. Toutefois, les relations entre les temps d'activités sont absentes de la valeur du temps

proposée. Or les durées d'activités et les durées de déplacement associées sont fortement liées (chapitre 2). De ce fait, cette valeur du temps ne semble pas intégrer la notion de demande dérivée en termes temporels qui caractérise le transport.

Dans ce modèle, le temps de transport contraint peut être défini directement en fonction du niveau de biens de consommation et de façon indirecte en fonction des durées d'activités. En effet, une contrainte peut être définie afin de préciser le montant minimum de bien-transport nécessaire ($X_i - g(T) \geq 0$) auquel correspond un temps de transport plancher ($T_i - g(X_i) \geq 0$). Toutefois, selon cette relation indirecte entre les temps d'activité et de transport, les gains de temps n'affectent l'allocation de temps aux activités qu'au travers de la relation entre les biens nécessaires et les durées d'activités.

Une contrainte supplémentaire peut être introduite dans le modèle afin de relier les différentes durées d'activités au temps de transport. :

$$T_j - h_j(T_j) \geq 0 \quad (\varphi_j, \text{ le multiplicateur de Lagrange associé})$$

où T_j est le vecteur de durées d'activités différentes de j . L'hypothèse simplificatrice est faite que la durée minimale requise d'une activité est uniquement dépendante des durées des autres activités (elle ne s'affecte pas elle-même).

Cette contrainte supplémentaire modifie les éléments de la valeur du temps de la façon suivante (annexe VI) :

- La valeur du temps en tant que ressource :

$$\frac{\mu}{\lambda} = w + \frac{\partial U / \partial T_w}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_w} - \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \varphi_j \frac{\partial h_j}{\partial T_w}$$

Cette valeur du temps fait intervenir le coût monétaire d'opportunité et la valeur utilitaire du travail. Cette dernière est modifiée par la contrainte liant les durées d'activités. La valeur d'une heure supplémentaire est le coût d'opportunité d'une heure de travail : le salaire horaire, l'utilité du travail, celle de la consommation associée au travail et celle des temps d'activités associés au travail sont affectées.

- La valeur du temps économisé sur la consommation de biens :

$$\frac{\kappa_k}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial T_k}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_k} + \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \varphi_j \frac{\partial h_j}{\partial T_k}$$

La réduction d'un temps contraint génère un gain de temps en tant que ressource et affecte l'utilité de trois façons. Tout d'abord au travers de l'utilité de la durée de l'activité réduite. Puis, par l'économie de biens associés. Enfin, par l'économie de temps associés.

Par substitution de la valeur du temps en tant que ressource, la valeur du temps économisé sur la consommation s'écrit :

$$\frac{\kappa_k}{\lambda} = w + \frac{\partial U / \partial T_w}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial T_k}{\lambda} + \sum_{i=1}^G \frac{\psi_i}{\lambda} \left(\frac{\partial g_i}{\partial T_k} - \frac{\partial g_i}{\partial T_w} \right) + \sum_{j=1}^A \frac{\varphi_j}{\lambda} \left(\frac{\partial h_j}{\partial T_k} - \frac{\partial h_j}{\partial T_w} \right)$$

Cette expression ajoutée dans la décomposition de la différence entre le coût d'opportunité du temps non-travaillé et la valeur du temps d'activité réduit, le dernier terme relatif à la variation en termes d'utilité des temps associés à la durée d'activité réduite.

- La valeur de la consommation économisée associée au temps d'activité reste inchangée:

$$\frac{\psi_i}{\lambda} = P_i - \frac{\partial U / \partial X_i}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \kappa_j \left(\frac{\partial f_j}{\partial X_i} \right)$$

- La valeur du temps économisée associée au temps d'activité :

$$\frac{\varphi_k}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} + \frac{\partial U / \partial T_k}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_k} + \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \varphi_j \frac{\partial h_j}{\partial T_k}$$

Dans ce nouvel élément de la valeur du temps nous retrouvons, la valeur du temps en tant que ressource, la valeur utilitaire de la durée d'activité réduite, la valeur utilitaire des consommations associées et la valeur utilitaire des temps associés.

L'exposé des modèles théoriques de l'allocation des temps souligne les nombreuses difficultés rencontrées par la représentation des comportements d'allocation de temps aux activités. La difficulté majeure est la définition d'une activité et donc des arguments à considérer dans la fonction d'utilité. Jara-Diaz (2000) avance que les temps d'activités sont la première source d'utilité. Ils doivent donc être considérés en priorité. Les biens de

consommation sont aussi nécessaires en raison de leur effet sur l'utilité des temps d'activités. Dans ce cadre, de nombreuses interactions entre les arguments de la fonction d'utilité doivent être prises en compte pour déterminer l'univers de choix des individus. Ce dernier est tout d'abord défini par les contraintes de ressources monétaires et temporelles. Ensuite, plusieurs contraintes technologiques sont envisageables entre les biens et les temps, ainsi qu'entre les différents temps d'activités. Tout d'abord, les contraintes entre les temps et les biens définissent l'ensemble de biens nécessaires et accessibles étant donnés les temps d'activités, et symétriquement, l'ensemble des temps nécessaires et accessibles étant donnés les biens de consommation. Le modèle de Jara-Diaz (2003) considère ce type de relation pour la formalisation de l'allocation de temps et la détermination des composants de la valeur du temps. L'introduction de ces relations permet la valorisation des consommations associées aux temps contraints, ainsi que la valorisation des temps associés aux consommations contraintes.

Cependant, dans l'objectif de modéliser les temps de transport et de représenter la concurrence entre les différents temps, il semble nécessaire de tenir compte des relations entre les temps d'activités. L'introduction de l'activité de transport que nous proposons diffère de celle de Jara-Diaz, dans la mesure où il considère le temps de transport nécessaire déterminé par le niveau de consommation. L'extension de son modèle que nous proposons considère l'activité transport comme définie à la fois par une quantité de bien et un temps d'activité. Deux types de contraintes sont définies, d'une part, entre les biens et les temps, et d'autre part entre, les différents temps d'activités. Elles permettent ainsi de définir les demandes de biens transport et de temps de transport comme dérivées de la demande pour les autres activités. La valeur du temps se compose de la valeur du temps en tant que ressource, de la valeur du temps économisé sur une consommation, de la valeur des biens de consommation économisés sur une durée d'activité et de la valeur du temps économisée sur une durée d'activité.

La définition plus précise des contraintes technologiques nécessite une meilleure connaissance des processus qui régissent la concurrence entre les activités pour la ressource temporelle. Plusieurs modèles de l'allocation des temps ont été proposés et confrontés aux données. Les modèles présentés dans la partie suivante disposent d'un fondement microéconomique qui permet l'analyse de certains mécanismes de l'allocation des temps.

Section II - Les modèles d'allocation du temps

Les modèles théoriques précédents ont énoncé un certain nombre de recommandations relatives à la modélisation des comportements d'allocation des temps. Plusieurs recherches en transport ont proposé des versions applicables de ces concepts microéconomiques. Une proposition essentielle appliquée est l'introduction des éléments temporels dans les variables de choix individuels. Dans cet objectif, au début des années 1980, la recherche en transport s'oriente vers les budgets monétaire et temporel de transport (Goodwin, 1981 ; Golob et al., 1981 ; Zahavy et McLynn, 1983 ; Van der Hoorn et al., 1983 ; Downes et Emmerson, 1985). La compréhension et la prévision de ces choix sont vues comme des solutions au besoin de la compréhension plus générale des comportements de la mobilité. La mise en évidence de stabilité ou de régularité de ces budgets permettrait de réduire la représentation des comportements de mobilité à un simple problème d'affectation des budgets de transport entre les attributs des déplacements, par exemple entre les modes. Ces modèles sont qualifiés de modèles à budgets de transport fixes.

Mais dans ces approches, le transport est considéré indépendamment du programme d'activités. Le temps consacré aux autres activités n'est pas considéré, de même que la consommation de biens et services. De ce fait, ils paraissent inefficaces à intégrer les deux mécanismes essentiels suivants :

- l'arbitrage temps-argent qui peut être représenté par l'allocation de temps au travail au détriment du temps de loisir et qui consitue le premier élément de la valeur du temps,
- l'interaction entre le transport et les autres activités, par l'allocation possible des gains de temps de transport à d'autres activités.

Devant ce constat, la recherche en transport s'est peu à peu orientée vers les déterminants des niveaux de budgets de transport et notamment vers les comportements d'adaptation de ces budgets. Ces modèles sont dits à budgets de transport flexibles. De façon générale, la modélisation de la mobilité, faisant intervenir les budgets de transport se compose de deux approches :

- Les modèles à budgets de transport fixes : le temps total de transport et le coût total de transport sont supposés relativement constants. Ainsi, tout gain de temps ou d'argent est alloué à du transport supplémentaire.

- Les modèles à budgets de transport flexibles : les gains de temps et d'argent peuvent être alloués aux activités ou aux biens.

Les modèles à budgets de transport flexibles sont dans la continuité des modèles théoriques précédents. Ces modèles prennent appui sur des fondements microéconomiques et proposent, pour la plupart, une modélisation innovante de l'allocation des temps.

Le premier groupe de modèles présenté par la suite considère que les choix de transport sont endogènes aux choix de participation aux activités. Par exemple, dans le modèle *UMOT Project* de Zahavi, les coûts monétaires et temporels de transport sont déterminés comme des proportions des ressources disponibles. Dans les modèles suivants, les choix de transport sont réalisés simultanément avec les choix relatifs aux autres activités. L'ensemble de ces modèles estime simultanément les fonctions de demande des temps d'activités et de transport. Ainsi, la concurrence entre les activités est mieux retranscrite, mais au détriment d'une réduction de la précision de la description du transport.

Le premier modèle, le modèle théorique à la base du *UMOT Project*, est proposé par Zahavi en 1979 et est présenté dans *Transportation Research Part B* en 1981. UMOT ouvre la voie aux modèles dits « à budgets de transport endogènes », qui considèrent les dépenses monétaires et temporelles de transport rationnellement déterminées et donc prévisibles. Dans ce cadre, le réinvestissement total des gains temps de transport est un cas particulier du modèle théorique d'allocation des temps de Zahavi. La reproduction à l'identique des budgets de transport permet une projection de la mobilité qui ne dépend que des coûts de transport (prix et vitesse).

L'avancée essentielle de ce modèle, qualifiée de « révolution copernicienne »⁶⁶, réside dans l'attribution d'une utilité positive à la mobilité (mesurée par la distance parcourue) en tant qu'indicateur de l'utilité des activités poursuivies. Le rôle nouveau attribué à la distance parcourue renverse le schéma établi de représentation du comportement de mobilité. La distance parcourue ne constitue plus un coût à minimiser. La mobilité et la distance parcourue donnent accès à des opportunités valorisées par les individus. En conséquence, ils tendent à maximiser leur mobilité, afin d'atteindre un plus grand nombre d'opportunités.

⁶⁶ Orfeuil (2000), p. 38.

Bien plus tard, le modèle de Kraan (1997) étend le modèle théorique de Zahavi à l'allocation de temps aux différents types d'activités. En définissant pour le ménage une fonction de production des activités (à l'image du bien basique de Becker (1965)), elle parvient à donner une forme fonctionnelle à l'utilité des activités. En réécrivant les contraintes, notamment à l'aide des coûts de transport, elle détermine un système d'équations estimables composé de la demande de temps à domicile, du taux de participation aux activités et du temps de transport quotidien. Ce dernier est une proportion du temps total disponible déterminée par les coefficients caractérisant les préférences de l'individu dans la fonction d'utilité des activités.

Les modèles présentés ensuite définissent autant de voies de modélisation des comportements d'allocation de temps aux activités orientées transport. Bhat et Misra (1999) développent un modèle fondé sur les parts du temps disponible alloué aux activités. Le programme d'activités individuel est décomposé en plusieurs activités, dont les parts relatives dans le temps total discrétionnaire définissent l'utilité totale du programme d'activités. En spécifiant une forme fonctionnelle particulière des parts pour chaque activité, les auteurs obtiennent un système d'équations linéaires simultanées à partir du logarithme du ratio des parts ; le modèle peut alors être estimé. Il produit les élasticités des proportions de temps alloué à chaque type d'activité par rapport aux variables exogènes.

Reprenant le cadre général dressé par McFadden (1974, 2001), Kitamura (1984) et Kitamura et al. (1996) définissent une fonction d'utilité aléatoire décomposant l'utilité individuelle en un élément connu dépendant des durées d'activités et un élément stochastique. Un modèle de type Tobit (Tobin, 1958) peut alors être défini pour exprimer le comportement d'allocation de temps. Ce modèle de choix discret-continu traite simultanément le choix du type d'activités et le temps alloué à cette activité.

Kockelman (2001) déduit au moyen de l'identité de Roy appliquée à la fonction d'utilité indirecte définie pour les choix de programme d'activités, un système de fonctions de demande de chaque activité exprimée par le taux de participation (nombre de réalisations d'une activité). En supposant une forme fonctionnelle de l'utilité indirecte de type translog, les taux de participation peuvent être estimés par un modèle de Poisson. Les paramètres estimés renseignent sur les élasticités de la fonction de demande et permettent de tester

certaines hypothèses sur les comportements de mobilité, telle que la stabilité des temps de transport.

Enfin, Chen et Mokhtarian (2005) définissent un programme d'allocation de temps à partir duquel une fonction de coût peut être obtenue en fonction des prix temporels des activités (*full time prices*). Chaque prix temporel des activités est composé de la durée de l'activité et du temps de transport. Enfin, un modèle *Almost Ideal Demand System* peut être déduit. Il donne, à partir d'une approximation de la fonction de coût, les fonctions de demande pour chaque activité en termes de parts relatives de la ressource temporelle. L'estimation de ce modèle, par la méthode *Seemingly Unrelated Regression Equations*, produit les élasticités des fonctions de demande et permet de tester certaines hypothèses relatives aux comportements d'allocation de temps.

Le tableau de l'annexe VI présente les différentes formalisations discutées par la suite.

I. Les modèles à budgets-temps flexibles

1. Le modèle UMOT

Après son développement en 1979 par Zahavi, le modèle théorique du UMOT⁶⁷ est repris et présenté dans *Transportation Research Part B*, par Golob, Beckmann et Zahavi (1981). Fondé sur la théorie du consommateur, le modèle UMOT de Zahavi s'appuie sur un modèle microéconomique de représentation des choix de transport du ménage (distances parcourues, modes utilisés, niveau d'équipement des ménages). La fonction d'utilité du ménage est supposée additive et séparable. Les utilités du transport (x), de la consommation non-transport (c) et du loisir (L) sont représentées respectivement par les fonctions $\phi(x)$, $\varphi(c)$ et $\xi(L)$. Chacune est la représentation des préférences que le ménage exprime face aux alternatives qui

⁶⁷ Le modèle UMOT proposé par Zahavi en 1979 est composé de deux parties. Un premier modèle théorique développe l'hypothèse de proportionnalité des budgets de transport aux ressources individuelles. Ensuite, un modèle de prévision de la mobilité urbaine au niveau de l'agglomération suppose sur la prédictabilité théorique des budgets de transport, afin de déterminer les demandes de mobilité par mode en répartissant les budgets monétaires et temporels de transport aux différents modes. Ces budgets de transport sont estimés comme une fonction inverse de la vitesse, pour le budget-temps de transport et une proportion du revenu disponible pour le budget monétaire de transport.

composent chacun des trois groupes (x, c, L) . Ces fonctions sont par conséquent monotones, croissantes et concaves.

$$u(x, c, L) = \phi(x) + \varphi(c) + \xi(L)$$

L'hypothèse d'additivité revient à supposer que les taux marginaux de substitution à l'intérieur d'un des groupes de biens $(x, c$ ou $L)$ sont indépendants de ceux d'un autre groupe. Cependant, entre chaque groupe persiste une dépendance au travers de la répartition des ressources parmi les trois groupes (x, c, L) qui dépend des indices de prix généraux de chacun des groupes⁶⁸.

Les choix du ménage sont contraints par les deux contraintes monétaire et temporelle suivantes :

$$\begin{cases} p_x x + p_c c \leq M \\ t_x x + L \leq \bar{T} \end{cases}$$

où, M est le revenu disponible du ménage, p_x et p_c sont les prix respectifs du transport et des biens de consommation et t_x est le temps par unité de distance parcourue⁶⁹. Enfin, \bar{T} est le temps total disponible pour le ménage net du temps de la consommation, qui est supposé fixé. L'épargne n'est pas valorisée dans ce modèle, de fait, les contraintes sont saturées à l'équilibre. A l'aide des contraintes et par substitution, le programme de maximisation peut alors s'écrire :

$$\text{Max}_x U = u\left(x, \frac{M}{p_c} - \frac{p_x}{p_c} x, \bar{T} - t_x x\right) = \phi(x) + \varphi\left(\frac{M}{p_c} - \frac{p_x}{p_c} x\right) + \xi(\bar{T} - t_x x)$$

où l'utilité intègre les deux contraintes monétaire et temporelle.

A partir des hypothèses sur les fonctions d'utilité (monotonie, croissance, concavité) et de l'étude des signes des dérivées premières et secondes et des différentielles totales de la

⁶⁸ Mas-Colell et al. (1995), p. 99

⁶⁹ Le bien transport est décrit par la distance parcourue. Ce choix pour décrire la mobilité permet de considérer une utilité positive et croissante avec la distance parcourue et constitue une variable pivot entre l'offre et la demande de transport. Le choix de l'indicateur de mobilité se fait le plus souvent entre la distance parcourue et le nombre de déplacements. La distance facilite le calcul des coûts de déplacement. Mais, contrairement au nombre de déplacements, elle ne peut être reliée aux activités poursuivies.

fonction d'utilité, Zahavi déduit une série de propriétés et de relations théoriques, qui révèlent les caractéristiques fondamentales du modèle :

- Le bien « transport » est un « bien supérieur », l'effet revenu est positif, la quantité de transport consommée à l'optimum est croissante quand le revenu croît. $dx/dM > 0$
- La quantité de transport consommée à l'optimum est croissante lorsque le temps total disponible croît. L'effet de la ressource temporelle est positif. $dx/d\bar{T} > 0$
- La quantité de transport consommée à l'optimum est décroissante quand les coûts de transport augmentent. L'effet prix est négatif. $dx/dp_x < 0$
- La quantité de transport consommée à l'optimum est croissante en réponse à une amélioration de la vitesse. L'effet du prix temporel est négatif. $dx/dt_x < 0$

D'après cette dernière relation, sous les hypothèses de ce modèle, les gains de temps qui résultent d'une amélioration des vitesses « allègent » la contrainte de temps pesant sur la consommation de transport. Cependant, les gains de temps ne sont pas tous directement réinvestis dans du transport. Le consommateur réalise un arbitrage entre le transport et les autres postes de consommation afin d'allouer le gain de temps qui apparaît.

Zahavi propose un modèle général du comportement de mobilité, fondé sur les hypothèses classiques de la microéconomie, dans lequel l'hypothèse de stabilité des budgets-temps de transport constitue un cas particulier. En effet, le modèle permet le réinvestissement des gains de temps, mais ne lui impose aucune forme particulière. La part de temps réinvesti reste dépendante des coefficients du modèle. Ainsi, le réinvestissement total des gains de temps pourrait être testé par l'estimation du modèle.

L'utilité générale du modèle peut être reformulée en fonction des distances parcourues selon différents modes $j=1, \dots, J$, et des vitesses v_j et des coûts c_j associés, comme :

$$\max_{x_j} U = \sum_{j=1}^J \phi_j(x_j) + \varphi \left[M - \sum_{j=1}^J c_j x_j \right] + \xi \left(\bar{T} - \sum_{j=1}^J \frac{x_j}{v_j} \right)$$

La condition nécessaire et suffisante pour un optimum est :

$$\phi_j'(x_j) + c_j \varphi' \left[M - \sum_{j=1}^J c_j x_j \right] + \frac{1}{v_j} \xi' \left(\bar{T} - \sum_{j=1}^J \frac{x_j}{v_j} \right) = 0, \quad j=1, \dots, J$$

où x_j est la distance par mode j , c_j est le coût par unité de distance, v_j est la vitesse caractérisant le mode j . M est le revenu disponible pour le ménage et \bar{T} est le temps total disponible du ménage.

Cette condition d'optimalité postule que le transport pour chaque mode est ajusté de telle sorte que le bénéfice marginal d'une unité supplémentaire égale le coût marginal correspondant. Le coût marginal est composé de deux éléments. D'une part, le coût monétaire marginal qui est une fonction du revenu et des coûts de transport de chaque mode, et d'autre part, le coût temporel marginal, fonction de la vitesse des modes et du temps disponible.

La forme fonctionnelle adoptée doit satisfaire les exigences théoriques et coïncider avec les observations empiriques. D'un point de vue théorique, la forme logarithmique, qui est monotone croissante, concave et positive, constitue une forme adaptée pour une fonction d'utilité. D'autant plus qu'elle est une transformation de la forme Cobb-Douglas, qui est le cas basique en microéconomie. Par ailleurs, la forme logarithmique appliquée à la fonction d'utilité du UMOU aboutit à des résultats concordants avec les observations de Zahavi et Talvitie (1980). En effet, il peut être démontré qu'en présence de la seule contrainte de revenu sur le ménage (et réciproquement avec la contrainte de temps), la dépense monétaire (temporelle) pour le transport du ménage sera une proportion fixe du revenu disponible (du temps disponible) du ménage.

a) Les cas à un seul budget de transport

Dans le cas, où seul le budget monétaire est considéré, la dépense monétaire totale en transport, obtenue en sommant les dépenses par mode est de la forme suivante :

$$\sum_{j=1}^J c_j x_j = \frac{1}{b_1 + 1} M$$

Et la distance optimale par mode est donnée par :

$$x_j = \frac{1}{c_j} \left(\frac{a_j}{b_1 + 1} \right) M, \quad j=1, \dots, J$$

Elle indique que le budget monétaire de transport est une proportion fixe du revenu disponible, indépendamment des coûts de transport. En conséquence, par substitution, la

distance parcourue pour un mode est directement déduite des coûts de transport et de l'attractivité du mode et de la consommation.

De façon analogue, dans le modèle où seul le budget temporel est considéré, la dépense temporelle totale pour le transport est une proportion fixe du temps total disponible :

$$\sum_{j=1}^J \frac{x_j}{v_j} = \frac{1}{b_2 + 1} \bar{T}$$

Par substitution la distance parcourue par mode peut être déduite du temps total disponible selon la vitesse modale et les attractivités :

$$x_j = v_j \left(\frac{a_j}{b_2 + 1} \right) \bar{T}, \quad j=1, \dots, J$$

Les formes fonctionnelles choisies produisent des fonctions de demande exprimant les quantités de transport comme une proportion des ressources totales disponibles. Les fonctions ainsi définies peuvent donc être estimées. Les valeurs des coefficients quantifieront la part de chaque ressource consacrée au transport. Le test de ces valeurs permettra notamment de tester la stabilité du budget-temps de transport. Cependant, chaque fonction de demande est indépendante de l'une des deux contraintes de ressources ; ce modèle n'intègre donc pas l'éventuel arbitrage entre les deux ressources.

b) Le cas à deux budgets de transport

Le modèle avec la présence simultanée des deux contraintes conduit à la fonction de demande de distance pour le mode j suivante :

$$x_j = \frac{a_j}{\left(\frac{b_1 c_j}{M} \right) + \left(\frac{b_2}{v_j \bar{T}} \right)}$$

La distance est une proportion de la moyenne harmonique de deux distances : (1) la distance maximale accessible, étant donné le revenu disponible et le coût de transport et (2) la distance maximale accessible, étant donné le temps disponible et la vitesse du mode. Les relations de proportionnalité déterminées dans le cas à une seule contrainte de budget deviennent des relations concaves. Ainsi, le revenu, l'inverse des coûts, le temps disponible et les vitesses ont une influence marginale décroissante sur la distance.

De plus, l'expression du taux marginal de substitution entre le temps et l'argent, c'est à dire, la valeur du temps exprimée en unité monétaire est de la forme :

$$\frac{\frac{du}{d\bar{T}}}{\frac{du}{dM}} = \frac{b_2 \left(M - \sum c_j x_j \right)}{b_1 \left(\bar{T} - \sum \frac{x_j}{v_j} \right)}$$

Le modèle à deux contraintes implique donc une proportionnalité directe de la valeur du temps par rapport au revenu disponible pour la consommation non-transport et une proportionnalité par rapport à l'inverse du temps disponible pour les activités non-transport.

Le modèle UMOT apporte un fondement théorique et un cadre d'analyse permettant d'énoncer le comportement de réinvestissement des gains de temps sous certaines hypothèses classiques de la microéconomie. Les fonctions de demande sont définies comme des parts, ou dans leur forme plus générale, comme des fonctions des ressources allouées au transport. Les formes spécifiées sont des formes estimables qui permettent, par le test des valeurs des coefficients, de tester la nature du réinvestissement des gains de temps. La stabilité des budgets temporel et monétaire de transport n'est qu'un cas particulier du modèle qui peut être testé.

Cependant, l'estimation des demandes nécessite la quantification de grandeurs qualitatives telles que l'attractivité des modes de transport (a_i). Elle n'a donc pas pu être réalisée. Les applications du *UMOT Project* se concentrent sur le modèle prédictif de la mobilité (Zahavi, 1979, Downes et Emmerson, 1985), dont les mécanismes de base se fondent sur les relations décrites par le modèle théorique. Notamment, les parts de ressources monétaire et temporelle allouées au transport sont supposées fixées à court terme. Ainsi l'allocation de ressources se réduit à l'allocation de ressources dans la sphère transport. Les différents modes de transport se partagent les budgets alloués au transport.

2. Le modèle de Kraan (1997)

Le modèle de Kraan (1997) prolonge le modèle théorique du UMOT, qui suppose que les individus maximisent leurs champs d'action en étendant les distances parcourues autant que les contraintes temporelles et monétaires le leur permettent. Le temps consacré aux activités de loisir et les dépenses allouées aux consommations de biens ont une valeur utilitaire positive. Le modèle analyse l'arbitrage entre temps de transport et temps de loisir et entre coût de transport et biens de consommation. Le temps et l'argent économisés sur le transport peuvent être alloués à d'autres activités ou biens. Les budgets temporels et monétaires sont donc considérés comme endogènes.

L'objectif du modèle est d'allouer les ressources totales temporelles et monétaires entre les activités et les biens. Les activités peuvent être réalisées à domicile et hors-domicile et les activités hors-domicile génèrent des déplacements. Le modèle est basé sur la maximisation d'une fonction d'utilité dépendant de la durée, T_i , de la fréquence, f_i et de la distance, d_i , des activités, i . Les contraintes pesant sur ce programme d'allocation de ressources sont les contraintes budgétaire et temporelle. Le temps total disponible est réparti entre les différentes activités. Et le revenu disponible est supposé entièrement consommé par les activités, le transport et les consommations de biens. Les activités ont une contrepartie monétaire, qui peut être positive (revenu) ou négative (coût). Ces contreparties dépendent de la fréquence, de la durée de l'activité, ainsi que de la distance parcourue qui détermine le coût de transport associé.

La structure générale du modèle à budgets endogènes suppose une utilité de forme additive dépendante du transport (mesuré par la distance parcourue avec le mode j (d_j)), des dépenses en biens de consommation (G) et du temps de loisir (L) :

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{d_j; \forall j, G, L} \sum_j \varphi(d_j) + \psi(G) + \xi(L) \\ & \text{subject to :} \\ & \sum_j c_j^d d_j + G = \hat{Y} \\ & \sum_j \frac{d_j}{v_j} + L = \hat{T} \end{aligned}$$

c_j^d est le coût unitaire de transport, v_j la vitesse de déplacement. \hat{Y} et \hat{T} sont les budgets monétaires et temporels. Par substitution des contraintes dans l'utilité, le programme d'optimisation peut s'écrire comme une fonction de la seule distance parcourue. Le temps de loisir peut être réécrit comme le temps de loisir disponible non-consacré au transport. Et le niveau de biens consommés peut être interprété comme le revenu non-dépensé en transport.

Dans cette approche à budgets flexibles, seules les distances parcourues sont considérées comme des variables d'ajustement. Cependant, la distance n'est qu'un des nombreux attributs du programme d'activités total, dont dérive le transport. La relation entre le transport et les activités ne peut donc être modélisée qu'en tenant compte du programme d'activités dans son ensemble.

Le modèle que propose Kraan étend ceux de Zahavi (1979), Golob et al (1981) et de Downes et Emmerson (1985) en proposant une description complète du programme d'activités au moyen des durées des activités et de leurs fréquences.

Le modèle est de la forme :

$$\begin{aligned} & \max_{T_i, d_i, f_i, \forall i; T_H, G} U_{tot}(T_i, d_i, f_i, \forall i; T_H, G) \\ & \text{s.c.} \\ & \left\{ \begin{array}{l} \sum_i \left[T_i + \frac{d_i}{v_i} \right] + T_H = T_{tot} \\ \sum_i c_i(T_i, d_i, f_i) + G = Y \\ T_i, d_i, f_i \geq 0 \quad \forall i \\ T_H, G \geq 0 \end{array} \right. \end{aligned}$$

où T_i , d_i et f_i sont les durées, les distances parcourues et les fréquences de l'activité i . T_H est le temps passé à domicile et G la dépense en biens et services autres que le transport ou les activités hors-domicile. La vitesse moyenne est notée v_i . Le coût de transport pour l'activité i est composé d'un coût fixe et de coûts variables selon T_i , d_i et f_i : $c_i = c_i(T_i, d_i, f_i)$.

La fonction d'utilité est spécifiée en supposant l'additivité des éléments suivants :

- L'utilité associée à l'activité i :

$$Z_i(T_i, d_i, f_i) = T_i^{\beta_i} d_i^{\gamma_i} f_i^{\rho_i},$$

où β_i , γ_i et ρ_i sont des paramètres de valeurs comprises entre 0 et 1.

- La fonction de résistance du transport :

$$R_i(d_i) = \zeta_t \frac{d_i}{v_i} + \zeta_c c_i^d d_i,$$

où ζ_t/ζ_c est la valeur du temps. Cette résistance au transport est fonction de la distance. Elle est la somme de la résistance causée par le temps de transport et de la résistance causée par le coût monétaire de la distance (c_i^d : coût unitaire de la distance).

- La fonction d'utilité des activités à domicile :

$$Z_H(T_H) = T_H^\theta, \text{ avec } 0 < \theta < 1,$$

- L'utilité de la consommation de biens :

$$Z_G = G^\chi, \text{ avec } 0 < \chi < 1,$$

Le modèle peut enfin s'écrire :

$$\begin{aligned} \underset{T_i, d_i, f_i, \forall i; T_H, G}{\text{Max}} \quad U_{tot} &= \sum_i [Z_i(T_i, d_i, f_i) - R_i(d_i)] + Z_H(T_H) + Z_G(G) \\ &= \sum_i \left[T_i^{\beta_i} d_i^{\gamma_i} f_i^{\rho_i} - \zeta_t \frac{d_i}{v_i} - \zeta_c c_i^d d_i \right] + T_H^\theta + G^\chi \end{aligned}$$

s.c.

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_i \left[T_i + \frac{d_i}{v_i} \right] + T_H = T_{tot} \\ \sum_i c_i(T_i, d_i, f_i) + G = Y \\ T_i, d_i, f_i \geq 0 \quad \forall i \\ T_H, G \geq 0 \end{array} \right.$$

L'additivité de la fonction d'utilité suppose l'indépendance des choix d'allocation entre les trois groupes d'arguments : les caractéristiques des activités hors-domicile, la durée à domicile et la valeur des biens de consommation. De plus, l'absence du temps de transport dans la fonction d'utilité aux côtés des durées d'activités ne permet pas l'étude de la substitution entre les temps d'activités et les temps de transport (Ettema et Timmermans, 1997).

Pour l'estimation du modèle, les aspects monétaires doivent être abandonnés par manque de données (la contrainte budgétaire est éliminée et le revenu est considéré indépendant du temps travaillé). La distance est supposée constante par type d'activités. La distance totale est simplement le produit de la distance moyenne par la fréquence de chaque activité. Enfin, les activités analysées sont regroupées en trois groupes : les activités à domicile, les activités hors-domicile et le transport. Sous ces hypothèses nécessaires pour la réduction du modèle à une forme estimable, Kraan déduit le système d'équations estimable suivant :

$$\left\{ \begin{array}{l} \ln(T_H) = \frac{\ln\left[\frac{\beta}{g}\right] + \rho \ln\left[\frac{\rho v}{\beta d}\right]}{g-1} + \frac{\beta + \rho - 1}{g-1} \ln(T) \\ f = \frac{\rho v}{\beta d} T \\ t_i = \frac{\rho}{\beta} T \end{array} \right.$$

Le modèle ne contient pas de variables explicatives, mais il est estimé séparément pour des groupes d'individus particuliers. Les groupes sont constitués à partir des niveaux de budgets-temps et monétaires des individus. Les étudiants, les célibataires actifs à temps plein et les retraités constituent les trois groupes pour lesquels le système est estimé. Les données sont issues d'enquêtes emploi du temps hollandaises réalisées en 1980, 1985 et 1990. Pour les trois populations, la durée d'activité hors-domicile est fortement corrélée avec leur fréquence. Le temps de transport ne paraît pas corrélé avec les durées et les fréquences des activités hors-domicile. L'estimation semble indiquer une utilité relativement constante avec les durées d'activités hors-domicile, et ce, jusqu'à des durées relativement élevées. Il en résulte que de nombreuses combinaisons de durées et de fréquences d'activités conduisent à une utilité maximale identique. En conséquence, les comportements varient fortement entre individus, mais conduisent à une même utilité. L'utilité semble indiquer une durée maximale d'activité hors-domicile (proche de 40 heures), après laquelle l'utilité est décroissante. Enfin, les temps de transport par activité varient fortement entre activités et entre groupes sociaux.

II. Modèles d'allocation des temps

1. Allocation du temps en parts relatives du temps disponible

Bhat et Misra (1999) considèrent l'allocation de temps à quatre types d'activité définies selon qu'il s'agit d'activités : hors-domicile et à domicile, et selon qu'elles ont lieu un jour de semaine ou durant le week-end. Ils supposent que le temps hebdomadaire discrétionnaire est prédéterminé.

L'utilité de l'activité i est déduite de la part du temps total discrétionnaire qui lui est alloué (f_i) et d'un coefficient spécifique (α_i) marquant les préférences. La forme supposée de l'utilité est :

$$U_i = \alpha_i \ln(f_i), \alpha_i > 0$$

L'utilité totale du temps discrétionnaire est supposée être la somme des utilités U_i . La positivité des coefficients α_i est assurée par la forme : $\alpha_i = e^{\beta_i'X}$, où X est le vecteur des caractéristiques individuelles et β_i un vecteur de paramètres à estimer.

Sous ces hypothèses, l'allocation des parts du temps discrétionnaire aux différentes activités peut être formulée par le programme d'optimisation :

$$\underset{f_1, f_2, f_3, f_4}{\text{Max}} U(f_1, f_2, f_3, f_4) = \sum_{i=1}^4 e^{\beta_i'X} \ln(f_i)$$

s.c.

$$\sum_{i=1}^4 f_i = 1 \quad \text{et} \quad f_i > 0, \quad i=1, 2, 3, 4$$

Les parts optimales ont alors pour expression :

$$f_i^* = \frac{e^{\beta_i'X}}{\sum_{j=1}^4 e^{\beta_j'X}}$$

L'estimation des β_i peut être réalisée en réécrivant l'équation ainsi :

$$\ln\left(\frac{f_i^*}{f_1^*}\right) = \beta_i'X, \quad i=1, 2, 3, 4$$

Les estimateurs des coefficients sont obtenus par l'estimation jointe des trois équations linéaires.

A partir des emplois du temps enquêtés aux Pays-Bas en 1985, les auteurs obtiennent des allocations de temps discrétionnaire qui sont influencées par les caractéristiques socio-économiques individuelles et les attributs de leurs emplois. Les variables les plus influentes sont l'âge et la durée de travail durant les jours de semaine. Enfin, leurs résultats s'accordent avec ceux de Kitamura et al. (1996) sur l'absence d'effet du revenu, d'une part, sur le choix d'allocation de temps discrétionnaire à domicile ou hors-domicile, et d'autre part, sur l'allocation entre jours de semaine ou week-end.

2. Modèle de choix discret-continu appliqué à l'allocation du temps

Kitamura (1984) développe un modèle de choix à la fois discret et continu, basé sur la maximisation de l'utilité aléatoire (McFadden, 1974). Il s'agit d'un modèle de choix discret pour la participation et continu pour la durée d'activité. Les activités modélisées sont de deux types discrétionnaires ou obligatoires. L'auteur fait l'hypothèse que l'utilité totale des durées d'activités est de forme additive. Ainsi, chaque activité procure une utilité indépendante de celle des autres activités. Seules les durées d'activités sont considérées dans la fonction d'utilité et la contrainte temporelle est la seule présente dans le programme de maximisation. En supposant une forme spécifique pour l'utilité de chaque activité, Kitamura déduit l'expression des durées d'activités optimales. Par construction, le quotient des durées d'activités peut être linéarisé par la transformation logarithmique. Pour chaque durée d'activités il en résulte un modèle linéaire, dont la variable endogène peut être censurée à zéro et qui est estimée par un modèle Tobit.

Ainsi, Kitamura (1984) définit le programme d'optimisation suivant pour représenter le comportement d'allocation de temps de l'individu entre I types d'activités :

$$\begin{aligned} \max U(t_1, t_2, \dots, t_I) &= \sum_{i=1}^I \xi_i V_i(t_i, x_i), \quad i=1, \dots, I \\ & \text{s.c.} \\ & \left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^I t_i = T \\ t_i \geq 0 \end{array} \right. \end{aligned}$$

où t_i est le temps alloué à l'activité i , x_i est le vecteur des variables exogènes, V_i est l'utilité de l'activité i , T est le temps total allouable aux activités et ξ_i est une variable aléatoire positive

associée à l'activité i . Les ξ_i sont supposés indépendants de t_i et x_i . L'utilité totale U est supposée être la somme des utilités des I activités.

La forme fonctionnelle supposée exprime l'utilité d'une activité comme le produit du logarithme du temps alloué et d'une fonction de facteurs exogènes :

$$V_i(t_i, x_i) = \gamma_i f_i(x_i) \ln t_i$$

avec f_i , une fonction positive et $\gamma_i > 0$ un paramètre propre à l'activité i . La forme logarithmique satisfait les hypothèses d'une utilité croissante et d'une utilité marginale décroissante avec la durée des activités.

L'auteur montre que les rapports des temps optimums de deux activités constituent le système d'équations linéarisées suivant :

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{t_1^*}{t_j^*}\right) &= \sum_{k=1}^{k_1} \beta_{1k} \ln x_{1k} + \eta_1 \\ \ln\left(\frac{t_{j-1}^*}{t_j^*}\right) &= \sum_{k=1}^{k_{j-1}} \beta_{j-1,k} \ln x_{j-1,k} + \eta_{j-1} \\ \ln\left(\frac{t_{j+1}^*}{t_j^*}\right) &= \sum_{k=1}^{k_{j+1}} \beta_{j+1,k} \ln x_{j+1,k} + \eta_{j+1} \\ &\dots \\ \ln\left(\frac{t_i^*}{t_j^*}\right) &= \sum_{k=1}^{k_i} \beta_{ik} \ln x_{ik} + \eta_i \end{aligned}$$

où $\eta_i = \ln \xi_i - \ln \xi_j$ sont les résidus et j est l'activité de référence et $\gamma_j f_j(x_j) = 1$ pour la normalisation. Cependant si l'une des activités n'est pas réalisée, la variable dépendante correspondante du système d'équations n'est pas définie. Il est alors impossible d'utiliser ce système d'équations sans introduire un biais de sélection. Pour estimer ce modèle, une modélisation de type Tobit est proposée (Kitamura, 1984).

Kitamura et al. (1996) détaillent la formulation d'un modèle Tobit adapté à l'allocation de temps à deux types d'activités. Ils supposent que les activités discrétionnaires sont de deux types (activités à domicile ou hors-domicile) et qu'au moins l'une des deux est poursuivie pour chaque individu. Ainsi, l'individu a le choix entre allouer du temps aux deux types d'activités ou à un seul. Le choix implique alors un processus discret du choix de la participation ou non à des activités discrétionnaires à domicile ou hors-domicile et un

processus continu d'allocation de temps à chaque activité poursuivie. Ils définissent un système d'équations général dans lequel s'inscrit leur problème à deux activités.

Dans le cas à deux activités, Kitamura et al. (1996) ont démontré que le modèle présente la structure du modèle Tobit à deux censures, qui peut être formulé ainsi :

$$y_i^* = \ln(t_{2i}/t_{1i}) = \beta'x + \varepsilon_i$$

$$y_i = \begin{cases} \ln \mathcal{G}_{1i}, & \text{if } y_i^* \leq \ln \mathcal{G}_{1i} \\ y_i^*, & \text{if } \ln \mathcal{G}_{1i} \leq y_i^* \leq \ln \mathcal{G}_{2i} \\ \ln \mathcal{G}_{2i}, & \text{if } y_i^* \geq \ln \mathcal{G}_{2i} \end{cases}$$

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

où y_i^* est une variable latente dont les valeurs sont observées et donne les valeurs de y_i dans l'intervalle défini par : $\ln \mathcal{G}_{1i} \leq y_i^* \leq \ln \mathcal{G}_{2i}$ pour l'individu i . Les bornes inférieure et supérieure de y_i^* sont $\ln \mathcal{G}_{1i}$ et $\ln \mathcal{G}_{2i}$ respectivement, où \mathcal{G}_{1i} et \mathcal{G}_{2i} sont des paramètres intervenant dans la résolution du choix de la participation entre activités et dépendant du temps disponible pour les activités discrétionnaires. Les paramètres du modèle, β et σ , peuvent être estimés en maximisant la fonction de vraisemblance.

Par la suite, Yamamoto et Kitamura (1999) reproduisent cette méthodologie pour l'analyse de l'allocation de temps aux activités à domicile et hors-domicile, selon les jours de la semaine ou le week-end. Enfin, Meloni et al. (2004) analysent l'allocation de temps sous la forme d'une séquence hiérarchique. Dans cet objectif un modèle Tobit emboîté est estimé (Lee, 1992 ; Howe et al., 1994). A chaque niveau de choix, un modèle Tobit permet la représentation des choix de participation et d'allocation de temps, à un premier niveau entre les activités à domicile et celles hors-domicile, dont le transport, puis à un second niveau, le même temps discrétionnaire est réparti entre les déplacements discrétionnaires ou les activités (à domicile et hors-domicile), conditionnellement aux contraintes imposées par le programme d'activités déterminé. Ainsi, le premier niveau décrit la phase d'allocation de temps lors du choix du programme d'activités. Le second niveau correspond à l'allocation de temps aux déplacements discrétionnaires ou aux activités intervenant lors de l'organisation spatiale et temporelle des activités et des déplacements associés.

Dans les modèles de Kitamura et al. (1996) et Yamamoto et Kitamura (1999), seul l'un des deux types d'activités doit être réalisé dans une journée. Les variables explicatives sont les horaires de travail, les caractéristiques du déplacement domicile-travail et les attributs de la localisation résidentielle, des individus et du ménage. Dans les deux modèles, les données sont composées d'emplois du temps hebdomadaires collectés aux Pays-Bas en 1985. Le modèle tient compte de l'hétérogénéité et est estimé par une méthode non-paramétrique.

Dans le modèle de Kitamura et al. (1996), la durée de travail est significative dans le choix d'activité et l'allocation de temps aux activités discrétionnaires. Ce résultat pourrait suggérer l'existence de contraintes fortes ou de régularités des budgets-temps d'activités. Les résultats indiquent que les individus travaillant un jour donné tendent à ne pas poursuivre d'activités hors-domicile. Cependant, les individus dont la durée de travail hebdomadaire est la plus longue consacrent une plus grande proportion de leur temps aux activités discrétionnaires hors-domicile. Les individus qui ont un temps de trajet domicile-travail important passent plus de temps dans les activités discrétionnaires à domicile. Le genre n'affecte pas la répartition de temps aux activités à domicile ou hors-domicile. La présence d'enfants et la taille du ménage ont tendance à accroître le temps passé à domicile. Enfin le revenu, la motorisation et des horaires de travail flexibles ne sont pas des variables explicatives significatives.

L'estimation du modèle de Yamamoto et Kitamura (1999) indique l'existence de deux types d'actifs. D'un côté, certains actifs tendent à allouer peu de temps aux activités hors-domicile les jours de travail et les jours non-travaillés. D'un autre côté, en raison de facteurs inobservés, certains actifs consacrent une large proportion de leur temps aux activités hors-domicile les jours travaillés, mais passent plus de temps à domicile les jours non-travaillés. L'âge et la présence d'enfants tendent à réduire la participation aux activités hors-domicile les jours travaillés, comme les jours non-travaillés. Aucune différence de genre n'apparaît les jours travaillés. Mais, les femmes semblent passer plus de temps à domicile que les hommes les jours non-travaillés. Le revenu, le nombre d'heures travaillées et la durée du déplacement domicile-travail ne semblent pas avoir d'effet significatif dans l'allocation de temps à domicile ou hors-domicile. Enfin, le niveau d'équipement automobile du ménage est associé à des durées d'activités hors-domicile plus importantes.

Le modèle de Meloni et al. (2004) indique que les variables socio-économiques ont une influence plus significative sur le choix de la distribution du temps alloué à une activité entre le temps de transport et le temps de l'activité que sur le choix de participation à une activité hors-domicile. Les variables relatives aux activités obligatoires différentes du travail ont un pouvoir explicatif de la participation hors-domicile plus important que celles relatives au travail. La flexibilité plus grande de ces activités explique certainement leur effet positif sur la participation aux activités hors-domicile.

3. Estimation des fonctions de demande par l'identité de Roy

Kockelman (2001, 1998) et Kockelman et Krishnamurthy (2004) proposent l'estimation de la participation aux activités, en déduisant les fonctions de demande d'activités par application de l'identité de Roy (1943). Cette méthode a notamment été proposée par Wales et Woodland (1977) qui ont estimé l'allocation de temps des membres de ménages aux activités de travail, de loisir et d'entretien du ménage. Un système d'équations de demande d'activités est déduit par application de l'identité de Roy en dérivant la fonction d'utilité indirecte par rapport aux prix.

La structure du modèle de Kockelman (2001) suppose que l'utilité est fonction des arguments suivants : le vecteur des activités hors-domicile, A ; le vecteur des temps consacrés aux activités, T ; le vecteur des temps de transport associés à chaque activité, tA ; le vecteur de biens de consommation, Z . Dans ce modèle, les individus sont contraints par leur revenu et par leur temps disponible.

$$\begin{aligned} & \max_{A,T,Z} u(A,T,tA,Z) \\ & \text{s.c.} \\ & \left\{ \begin{array}{l} P_A A + P_t A + P_Z Z \leq Y + w T_w \\ \sum_i T_i + tA = T, \quad i = 1, \dots, n \\ A, tA, Z \geq 0 \end{array} \right. \end{aligned}$$

Etant donnée une forme fonctionnelle spécifique pour la fonction d'utilité indirecte, v , et l'exogénéité des revenus (Y) et des temps disponibles (T), l'identité de Roy peut être appliquée afin de déterminer le système des équations de demandes⁷⁰.

$$\text{Identité de Roy : } A_i^* = -\frac{dv/dt_i}{dv/dT} = -\frac{dv/d(P_{t,i} + P_{Ai})}{dv/dY}, \forall i$$

où A_i^* est la participation optimale de long terme à l'activité i , Y est le revenu, T est le temps disponible et les $P_{it}+P_{Ai}$ sont les prix par unité de bien i consommée (correspondant au coût de transport et au coût de l'activité). La fonction d'utilité indirecte (l'utilité maximale accessible étant donnés les prix et les contraintes sur les ressources) est définie par :

$$v(P_A, P_t, P_Z, t, Y, w, T) = \left\{ \max u \left| P_A A + P_t A + P_Z Z \leq Y + wT_w \text{ et } \sum_i T_i + tA = T \text{ et } A, tA, Z \geq 0 \right. \right\}$$

Le modèle estimable est obtenu en utilisant une représentation de la fonction d'utilité indirecte fondée sur la forme translog modifiée de Christensen et al. (1975) :

$$v = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(t_i) + \frac{1}{2} \sum_{i,j} \beta_{ij} \ln(t_i) \ln(t_j) + \sum_i \gamma_i \ln(T_d) \ln(t_i) + \sum_i \gamma_{iY} \ln(Y) \ln(t_i) + \gamma_i \ln(Y) \ln(T_d)$$

La demande optimale, déduite de l'application de l'identité de Roy par rapport au temps est :

$$A_i^* = \frac{-\frac{1}{t_i} \left(\alpha_i + \sum_{j=1}^I \beta_{ij} \ln(t_j) + \gamma_{iY} \ln(Y) + \gamma_{iT} \ln(T_d) \right)}{\frac{1}{T_d} \left(\sum_{j=1}^I \gamma_{jT} \ln(t_j) + \gamma_{TY} \ln(Y) \right)}$$

où t_i est le temps de transport pour l'activité i , T_d est le temps discrétionnaire disponible.

L'identifiabilité des paramètres nécessite les conditions : $\beta_{ij} = \beta_{ji}, \forall i$ et $\gamma_{TY} = I$.

⁷⁰ Dans le cas d'un programme du consommateur à deux contraintes budgétaires, l'identité de Roy reste applicable sous certaines conditions. Les individus peuvent pour certaines activités être dans une solution en coin. Dans ce cas, l'identité de Roy ne s'applique pas pour toutes les demandes. La théorie suggère que l'optimisation soit effectuée sur plusieurs univers de choix limités et que les utilités maximisées résultantes soient comparées entre les différents scénarii. Kockelman (1998) montre que le modèle présenté s'adapte à ces restrictions.

Pour l'estimation, la distribution de Poisson, adaptée au modèle discret de comptage est supposée pour représenter les taux de participation aux différentes activités i :

$$A_i \sim \text{Poisson}(\lambda_i), \text{ où } \lambda_i = X_i^* = f_i(t, Y, T_d)$$

Enfin, la distribution de Poisson est mixée avec une distribution gamma, résultant en une distribution binomiale négative, afin de capturer l'hétérogénéité inobservée.

Les types d'activités sont distingués, non pas en fonction de la nature de l'activité, mais en fonction de la distance parcourue pour y accéder. Ainsi, quatre types d'activités discrétionnaires sont définis selon leur localisation par rapport au lieu de résidence du ménage. Quatre zones d'accessibilité autour du lieu de résidence sont constituées en fonction du nombre d'emplois accessibles dans la Baie de San Francisco. Elles définissent les quatre types d'activités discrétionnaires : les activités discrétionnaires dans l'espace des opportunités immédiatement accessibles du domicile (défini comme l'aire contenant les 60000 emplois les plus proches), les activités de la zone proche (240000 emplois), celles des localisations d'éloignement modéré (600000 emplois) et les activités des localisations éloignées (les 1,1 millions d'emplois restants).

Les paramètres estimés de la forme translog renseignent sur les différentes élasticités des fonctions de demande. Les élasticités par rapport au temps discrétionnaire sont positives pour toutes les activités. Les élasticités par rapport au temps de transport associé sont négatives. Et les élasticités croisées par rapport aux durées des activités sont positives et suggèrent une substituabilité des activités. Les élasticités par rapport au revenu sont positives pour les zones les plus larges et négatives pour les autres, suggérant que les revenus supplémentaires sont utilisés pour l'accès et la consommation d'activités discrétionnaires de plus en plus éloignées. En définitive, les activités proches apparaissent comme des biens inférieurs par rapport au revenu, mais pas par rapport au temps.

De plus, des tests sur les coefficients permettent des tests d'hypothèses. Tout d'abord, la stabilité des temps de transport, pour un revenu et un temps disponible fixés peut être approchée par un test des temps de transport pour les activités discrétionnaires. Le temps total de transport pour les activités discrétionnaires est croissant, quand le temps de transport pour les activités proches augmente. Mais, il décroît lorsque l'accès aux activités éloignées nécessite plus de temps de transport. L'effet positif l'emporte vraisemblablement, en raison

d'une élasticité plus grande et d'une participation plus importante à ces activités proches. Ensuite, l'indépendance du nombre total de déplacements par rapport au revenu et au temps de transport peut être testée. Les résultats indiquent que les gains de vitesse sont généralement utilisés pour allonger les déplacements, plutôt que pour accroître le nombre de déplacements. Les hausses de revenu permettent l'accès à des vitesses plus rapides et à des distances plus grandes, au lieu d'une hausse du nombre de déplacements.

4. Estimation des fonctions de demande en termes de parts relatives du temps disponible

Chen et Mokhtarian (2005) proposent un modèle incorporant le lien entre les durées d'activités et le temps de transport. Elles introduisent une relation qui définit le temps de transport minimal selon les durées des autres activités. Le modèle général est de la forme :

$$\begin{aligned} & \max U(t_w, t_m, t_d, t_t, G) \\ & \text{s.c.} \\ & \left\{ \begin{array}{l} t_w + t_m + t_d + t_t = \tau \\ c_m t_m + c_d t_d + c_t t_t + G = w t_w + Y \\ t_t \geq b_w t_w + b_m t_m + b_d t_d \\ b_w, b_m, b_d \geq 0 \end{array} \right. \end{aligned}$$

avec t_w , t_m , t_d et t_t , les temps de travail d'activités obligatoires, d'activités discrétionnaires et de transport, respectivement. Les coûts monétaires de poursuites des différentes activités sont c_m , c_d , c_t . G représente les dépenses de consommation et w est le salaire horaire. Enfin, b_w , b_m , b_d correspondent aux besoins de transport de chaque activité selon leur durée.

Par substitution de l'expression de t_t issue de la contrainte technique, la contrainte budgétaire peut s'écrire :

$$(-w + c_t b_w) t_w + (c_m + c_t b_m) t_m + (c_d + c_t b_d) t_d + G = Y$$

Ainsi, à chaque activité correspond un prix, composé du coût de l'activité et du coût du transport associé :

$$p_w = -w + c_t b_w$$

$$p_m = c_m + c_t b_m$$

$$p_d = c_d + c_t b_d$$

$$p_G = 1$$

Le prix du travail est négatif et correspond au salaire net du coût de transport. Le prix de la consommation est fixé à 1.

Dans le cadre microéconomique ainsi défini, il est possible de déterminer une approximation des fonctions de demande, par la méthode *Almost Ideal Demand System* (AIDS) de Deaton et Muellbauer (1980). Selon leur approche, toute fonction de coût peut être approchée par la fonction suivante :

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

avec

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_j \beta_j = 0$$

où $\log c(u, p)$ est le logarithme de la fonction de coût, u est le niveau d'utilité ($0 \leq u \leq I$), p est le vecteur de prix des biens et services et $\alpha_0, \alpha_k, \gamma_{kj}^*, \mu, \beta_0, \beta_k$ sont les paramètres.

De plus, les fonctions de demande peuvent être déduites à partir de la propriété suivante de la

fonction de coût : $\frac{\partial c(u, p)}{\partial p_i} = q_i$, qui peut s'écrire : $\frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{p_i q_i}{c(u, p)} = S_i$

où S_i est la part du budget alloué à la consommation de biens i .

Le *Almost Ideal Demand System* de Deaton et Muellbauer est composé des fonctions de demande exprimées en termes de parts de budget associées à chaque bien.

Dans le modèle d'allocation de temps défini par Chen et Mokhtarian, le système des fonctions de demande est le suivant :

$$\frac{p_w t_w}{Y} = \alpha_w + \gamma_{ww} \log p_w + \gamma_{wm} \log p_m + \gamma_{wd} \log p_d + \beta_w \log(Y / P),$$

$$\frac{p_w t_m}{Y} = \alpha_m + \gamma_{mw} \log p_w + \gamma_{mm} \log p_m + \gamma_{md} \log p_d + \beta_m \log(Y / P),$$

$$\frac{p_w t_d}{Y} = \alpha_d + \gamma_{dw} \log p_w + \gamma_{dm} \log p_m + \gamma_{dd} \log p_d + \beta_d \log(Y / P),$$

$$\frac{G}{Y} = \alpha_G + \gamma_{Gw} \log p_w + \gamma_{Gm} \log p_m + \gamma_{Gd} \log p_d + \beta_G \log(Y / P),$$

où

$$\begin{aligned} \log P = & \alpha_0 + \alpha_w \log p_w + \alpha_m \log p_m + \alpha_d \log p_d + \frac{1}{2} \gamma_{ww} (\log p_w)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{mw} \log p_m \log p_w + \\ & \frac{1}{2} \gamma_{dw} \log p_d \log p_w + \frac{1}{2} \gamma_{wm} \log p_w \log p_m + \frac{1}{2} \gamma_{mm} (\log p_m)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{dm} \log p_d \log p_m + \\ & \frac{1}{2} \gamma_{wd} \log p_w \log p_d + \frac{1}{2} \gamma_{md} \log p_m \log p_d + \frac{1}{2} \gamma_{dd} (\log p_d)^2 \end{aligned}$$

et

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

En posant : $\gamma_{mw} = \gamma_{wm}$, $\gamma_{dw} = \gamma_{wd}$ et $\gamma_{dm} = \gamma_{md}$, il suit :

$$\begin{aligned} \log P = & \alpha_0 + \alpha_w \log p_w + \alpha_m \log p_m + \alpha_d \log p_d + \frac{1}{2} \gamma_{ww} (\log p_w)^2 + \gamma_{mw} \log p_m \log p_w + \\ & \gamma_{dw} \log p_d \log p_w + \frac{1}{2} \gamma_{mm} (\log p_m)^2 + \gamma_{dm} \log p_d \log p_m + \frac{1}{2} \gamma_{dd} (\log p_d)^2 \end{aligned}$$

Les paramètres à estimer sont donc les α_i , β_i , γ_{ij} . Par ailleurs, les composants des prix des activités, p_w , p_m , et p_d sont constitués des coûts des activités, c_i , qui sont connus, et des b_i , les coûts de transport pour chaque activité, qu'il convient d'estimer en amont, par exemple par le modèle linéaire, proposé par les auteurs : $t_i = b_w t_w + b_m t_m + b_d t_d + \varepsilon$

Par ailleurs, l'estimation de la contrainte monétaire constitue une difficulté. Les coûts unitaires des activités sont difficilement observables en raison de fortes variations entre individus et de l'absence de données sur les coûts des différentes activités. Les enquêtes se concentrent essentiellement sur les programmes d'activités et non sur les dépenses monétaires associées.

Chen et Mokhatarian (2005) proposent une estimation d'un modèle réduit de l'allocation de temps aux activités, faisant intervenir uniquement les activités de maintenance, les activités discrétionnaires et le transport. Le comportement d'allocation de temps à ces activités est supposé s'inscrire dans une dynamique de court terme. Alors que l'allocation de temps aux activités obligatoires, comme le travail, s'inscrit dans le long terme, étant donnée la plus faible flexibilité des contraintes spatiales due à la fixité des localisations résidentielles et d'emploi. L'objet du modèle consiste à estimer des élasticités prix et revenu des fonctions de demande classiques dans un modèle d'allocation de ressource monétaire à la consommation de biens, transposée à un modèle d'allocation de la ressource temporelle aux activités selon

les prix temporels de transport pour chaque activité. En se concentrant sur l'étude des relations entre les durées de ces trois activités, les aspects monétaires peuvent être éliminés du modèle, d'autant plus que peu d'informations à leur sujet sont disponibles. Il en résulte un modèle dont la spécification est proche de celle de Evans (1972). Seules les durées d'activités sont les arguments de la fonction d'utilité et seules les contraintes temporelle et technique liant les durées d'activités et la durée de transport sont présentes dans le modèle. Le modèle se réduit donc à :

$$\begin{aligned} & \max U(t_m, t_d, t_t) \\ & \text{s.c.} \\ & \begin{cases} t_m + t_d + t_t = \bar{T} \\ t_t = b_m t_m + b_d t_d \\ b_m, b_d \geq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

où \bar{T} est le temps disponible, déduction faite du temps des activités obligatoires et du transport associé. t_m , t_d et t_t sont les durées des activités de maintenance, les activités discrétionnaires et les temps de transport.

Les deux contraintes peuvent se réécrire : $(1 + b_m)t_m + (1 + b_d)t_d = \bar{T}$

En notant les prix temporels des activités (temps d'activités et temps de transport associés), $p_m = 1 + b_m$ et $p_d = 1 + b_d$, le système des fonctions de demande pour les activités est :

$$\begin{aligned} S_m &= \alpha_m + \gamma_{mm} \log p_m + \gamma_{md} \log p_d + \beta_m \log(\bar{T} / P), \\ S_d &= \alpha_d + \gamma_{dm} \log p_m + \gamma_{dd} \log p_d + \beta_d \log(\bar{T} / P), \end{aligned}$$

où

$$\begin{aligned} \bar{T} &= p_m t_m + p_d t_d \\ S_m &= \frac{p_m t_m}{\bar{T}} \text{ et } S_d = \frac{p_d t_d}{\bar{T}} \\ \log P &= \alpha_0 + \sum_{i=m,d} \alpha_i \log p_i + \frac{1}{2} \sum_{i=m,d} \sum_{j=m,d} \gamma_{ij} \log p_i \log p_j \end{aligned}$$

et

$$\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \beta_i = 0$$

Enfin, aucune restriction n'est imposée aux coefficients γ_{ij} pour assurer l'homogénéité des fonctions de demande ($\sum_i \gamma_{ij} = 0$) ou la symétrie des effets prix croisés ($\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$). Ces deux hypothèses traditionnelles découlent de la maximisation de l'utilité, qui ne nécessite pas d'être supposée. Ici, ces restrictions pourront être testées pour vérifier si les demandes reflètent un comportement découlant de la maximisation de l'utilité.

L'estimation simultanée des équations de ce modèle est réalisée par la méthode *Seemingly Unrelated Regression Equations*, à partir des données issues de l'enquête déplacement des ménages de San Francisco de 1996. Elle produit des élasticités prix des activités de maintenance et discrétionnaires négatives et décroissantes avec le prix temporel du transport correspondant. Les demandes ont ainsi des pentes négatives. La demande pour les activités de maintenance est moins élastique que celle des activités discrétionnaires. Enfin, les élasticités prix croisées estimées sont positives et croissantes, et semblent indiquer une substitution entre les deux types d'activités.

L'ensemble de ces modèles possède un fondement microéconomique qui apporte une structure robuste de représentation des choix. Les fonctions de demande estimées par Kockelman (2001) et par Chen et Mokhtarian (2005) proposent des formes particulièrement intéressantes en termes de tests d'hypothèses et d'interprétations économiques des comportements d'activités. En ce sens, elles constituent des avancées importantes en matière d'analyse des comportements de choix de participation et d'allocation de temps aux activités.

La modélisation des choix d'allocation des temps proposée par Kitamura (1984) et fondée sur les modèles de choix discret-continu de type Tobit constitue une méthode adaptée pour l'analyse des durées d'activités. Ces modèles parviennent à considérer simultanément la décision de participation à une activité, ainsi que la durée allouée à l'activité. Ainsi, la censure à zéro des durées des activités est intégrée au modèle et ne génère pas de biais de sélection comme cela peut être le cas dans les modélisations classiques de type linéaire.

Toutefois, l'intégration de la nature dérivée de la demande de mobilité reste un point délicat. Ces différents modèles proposent des représentations des choix de transport dépendants des choix d'activités. La difficulté de l'intégration du transport dans les représentations des choix de participation réside dans la spécification de sa relation avec les activités. Dans les premiers modèles à budgets de transport fixes les dépenses de transport sont simplement déterminées comme des proportions des ressources disponibles. Les modèles de Bhat et Misra (1999) et de Kitamura et al. (1996) considèrent l'allocation des temps entre activités. De ce fait le transport peut être introduit aux côtés des autres activités. Mais aucune relation n'est précisée entre le temps de transport et les activités. Une ambiguïté importante persiste alors autour de la valeur attribuée au temps de transport. Par sa présence dans la fonction d'utilité, le temps de transport est directement valorisé pour lui-même et est en concurrence avec les autres activités. De ce fait, l'utilité de l'activité à destination n'est pas prise en compte et ne peut compenser un temps de transport *a priori* sans valeur en soi. L'arbitrage consistant à accepter un certain temps de transport en contrepartie d'une activité valorisée n'est pas considéré. Le développement de la méthode du Tobit emboîté permet de représenter les séquences de choix et, notamment comme le font Meloni et al. (2004), de déterminer les choix de transport conditionnellement à l'allocation de temps aux activités. Mais, la durée de transport intervient dans un second temps dans le choix individuel d'allocation de temps aux activités. Les choix de transport ne sont donc pas en concurrence avec les autres activités dans les choix de participation aux activités à domicile ou hors-domicile.

Enfin, Kockelman (2001) et Chen et Mokhtarian (2005) s'orientent vers cette interaction en supposant un prix de transport linéaire pour chaque type d'activités. Toutefois, les deux recherches se concentrent sur les choix de participation aux activités, en termes de nombre de réalisations ou de durées d'activité, et considèrent la mobilité comme faisant partie du coût d'accès aux activités. En conséquence, malgré la présence du temps de transport dans la fonction d'utilité, la substitution opérée entre les contraintes conduit à considérer le temps de trajet comme un coût, qui, de fait, ne pourra être valorisé qu'au travers de l'activité associée. L'utilité (ou la désutilité) du temps de transport n'intervient donc pas dans l'allocation des temps aux activités. Il n'a aucune valeur positive ou négative en soi. De ce fait, tout gain de

temps de transport correspond à une réduction du prix temporel d'une activité et conduit à des interprétations similaires à celles d'une réduction du prix monétaire d'une activité.

En définitive, le temps de transport est modélisé selon deux visions opposées. D'un côté, le temps de transport est considéré comme une activité à part entière. D'un autre côté, le temps de transport est un élément du coût d'accès aux activités. Une solution intermédiaire est nécessaire afin de considérer simultanément le temps de transport dans la concurrence pour la ressource temporelle entre les activités en lui attribuant une valeur utilitaire propre, et aussi dans le choix de participation à une activité en l'introduisant dans le coût d'accès aux activités. Le temps de transport peut être à la fois une activité contrainte, donc réduite au minimum et une activité de loisir, dont le niveau est choisi et non subi.

Section III - Les modèles économétriques de l'allocation des temps

De manière générale, l'analyse des temps de transport et plus largement des temps d'activités a mobilisé de nombreuses méthodes quantitatives. Quatre techniques économétriques ont régulièrement été mobilisées afin d'analyser et d'estimer directement les durées d'activités et de transport : la régression linéaire simple ; les systèmes d'équations linéaires ; les modèles à choix discrets-continus ; et les modèles de durées (ou analyses de survie). Le plus souvent, ces modélisations ne s'inscrivent pas dans un cadre micro-économique tels que ceux définis dans les modèles présentés dans la partie précédente. Ce sont pour l'essentiel des méthodes quantitatives qui poursuivent deux types d'objectifs :

1. L'analyse d'un fait économique stylisé et sa confrontation aux données. C'est le cas, par exemple, de l'analyse de la distribution des budgets-temps de transport visant à mettre en évidence leur relative constance. Il en est de même de l'étude des ratios des temps de déplacement rapportés aux durées des activités poursuivies et de leur éventuelle stabilité. Ces analyses s'appuient pour la plupart sur les méthodes linéaires, qui permettent de spécifier simplement des relations et de tester celles-ci.
2. L'application d'une méthode d'analyse innovante visant à adapter l'outil économétrique à une particularité des données ou du fait économique étudié (modèles de choix discrets) ou à extraire des données une information nouvelle (modèles à équations structurelles ou modèles de durées).

I. Les quatre principaux modèles économétriques des durées d'activités

Les modèles linéaires sont couramment utilisés pour l'estimation des durées de transport (temps de transport quotidien, durées quotidiennes de transport par type d'activités, durées de trajet par motif, etc.). En dépit des limites de cette méthode, ces études ont identifié et testé la robustesse d'un certain nombre de faits stylisés notables de l'analyse des budgets-temps de transport. Par exemple, Kitamura et al. (1992) ont testé l'hypothèse de proportionnalité entre les temps de transport et le temps total disponible. Levinson et Kumar (1995) ont mis en évidence la rationalité des localisations par rapport aux infrastructures de transport. Levinson (1999) montre l'effet positif des durées d'activités sur les durées de déplacement. Timmermans et al. (2002) proposent une analyse internationale de l'allocation des temps aux activités et comparent les temps de transport moyens par déplacement pour chaque type d'activités. Kitamura et al. (2003) testent la significativité des variations des coefficients des régressions des temps de transport quotidiens observés en 1970, 1980, 1990 et 2000 dans la région métropolitaine de Kei-Han-Shin.

Une première limite des modèles linéaires est le biais résultant du grand nombre de durées d'activités nulles. Cette forme de censure nécessite l'estimation de modèles de choix discret-continu. A notre connaissance, les méthodes de choix discrets ne sont pas utilisées pour modéliser les budgets-temps de transport (sous forme d'intervalle). Mais, ils ont été développés pour l'analyse des programmes d'activités. Le modèle de Damm (1982) ouvre la voie des modèles de choix discrets-continus appliqués à l'analyse des programmes d'activités. Il estime par un modèle discret (probit binaire) la participation aux activités selon cinq périodes de temps discrètes définies relativement au domicile et au lieu de travail : avant le trajet pour le travail ; le trajet domicile-travail ; la période de travail ; le trajet de retour du travail ; après le retour du travail. Puis, un modèle continu estime la durée de l'activité durant chaque période discrète. Par la suite, la modélisation des choix discrets-continus de participation et de durées d'activité s'orientent vers les modèles Tobit, présentés dans la partie précédente.

Par ailleurs, les durées des différentes activités sont très certainement liées dans un système de causalités multiples et réciproques. Tout d'abord, il peut être supposé que les durées modélisées subissent les effets communs de variables inobservées. Dans le cas où les variables explicatives sont exogènes, mais une corrélation apparaît entre équations au travers

des résidus, le système d'équations est appelé un système SURE (*Seemingly Unrelated Regression Equations*, Zellner, 1962). Ce système d'équations fait intervenir des covariances inter-résiduelles non-nulles. Il peut donc être estimé par la méthode des moindres carrés quasi-généralisés (MCQG) itérés⁷¹. Chen et Mokhtarian (2005) ont appliqué un modèle de ce type à l'estimation de l'allocation de temps, en termes de parts relatives du temps disponible.

Ensuite, une structure causale entre les durées peut être définie par la méthode des modèles à équations structurelles. Elle permet l'estimation simultanée d'un système d'équations dans lesquelles les endogènes sont présentes parmi les régresseurs des autres équations. Ce type de modèle se révèle utile dans la modélisation de relations complexes entre de multiples dimensions, telles que les caractéristiques socio-économiques, les activités et la mobilité. La participation aux activités et la mobilité peuvent être modélisées dans un cadre qui capture (1) les relations directes entre la demande d'activité et le besoin de mobilité correspondant, (2) les interrelations entre la participation à différentes activités, (3) les rétroactions des temps de transport sur les temps d'activités, étant données les caractéristiques individuelles et du ménage. Golob (1990b, 2003) propose une revue détaillée des modèles à équations structurelles et leurs applications en transport. D'une part, ces modèles sont applicables à l'étude des relations entre activités. Des études des causalités entre les temps de transport et les temps d'activités montrent que les durées des activités sont plus probablement endogènes qu'exogènes, dans le sens où elles peuvent être en partie déterminées par le temps de transport (Golob et McNally, 1997 ; Ma et Goulias, 1998 ; Lu et Pas, 1999 ; Golob, 2000 ; Kuppam et Pendyala, 2001). D'autre part, les systèmes d'équations sont la base de nombreux modèles de l'interaction entre les membres d'un ménage, qui impliquent l'estimation jointe de multiples variables de choix continu (Ettema et al., (2004) ; Schwanen et al. (2004) ; Gliebe et Koppelman (2002) ; Simma et Axhausen (2001) ; Fujii et al. (1999) ; Golob (1998)). Dans ce cas, les modèles estimés font apparaître les interrelations entre les équations pour chaque membre du ménage. Cette étude des interactions entre les membres d'un ménage fait référence à la répartition des tâches et à la négociation de l'allocation des temps entre membres du ménage.

⁷¹ Berndt (1996), chap. 9 et Greene (1997), chap. 15.

Enfin, l'ensemble de ces méthodes économétriques repose sur l'hypothèse de normalité de la distribution des résidus. Or, dans la mesure où des mécanismes particuliers peuvent caractériser le processus temporel générant les durées observées, l'hypothèse de la normalité doit être relaxée. Les modèles de durées proposent un ensemble de méthodes d'estimations qui permettent, soit de ne faire aucune hypothèse sur la distribution des durées (l'estimation non-paramétrique), soit de spécifier une distribution particulière autre que la distribution normale (l'estimation paramétrique). Ils constituent par conséquent un outil particulièrement adapté pour l'analyse des durées d'activités. Notre analyse désagrégée des budgets-temps de transport s'appuiera sur cette méthodologie, qui n'a pas encore été appliquée aux budgets-temps de transport quotidiens.

L'application des modèles de durées en transport est relativement récente (début des années 1990). Nous proposons dans la partie suivante une revue des applications des modèles de durées à l'étude des programmes d'activités.

II. Les modèles de durées appliqués aux programmes d'activités

La compréhension des modèles de durées nécessite l'appréciation du concept de dynamique temporelle du processus étudié. Cette dynamique fait référence à la probabilité conditionnelle d'interruption à une date donnée t , sachant que le processus a duré jusqu'à cette date (aucune interruption n'est apparue avant t). Le concept reconnaît que la vraisemblance de l'interruption d'une activité dépend de la durée déjà écoulée⁷². L'exemple classique est la modélisation de la probabilité qu'un individu trouve un emploi à la date t , sachant qu'il était sans emploi jusqu'à cette date t . Un parallèle simple peut aussi être fait avec la modélisation des durées de vie et les concepts démographiques, tels que le taux de mortalité pour un âge donné.

⁷² D'autres types de dépendances peuvent être spécifiés par rapport aux états initiaux et terminaux du processus, ou aux durées des réalisations précédentes (Heckman et Borjas, 1980 ; Wrigley, 1986 ; Hensher et Mannering, 1994). Mais elles ont relativement peu été explorées par la recherche sur les activités.

1. Les modèles de durées en transport

Initialement développés en biométrie et ingénierie industrielle, les modèles de durées (ou analyses de survie) ont été appliqués dans le champs des transports dans de multiples directions. Hensher et Mannering (1994) et Bhat (2000) présentent des revues détaillées des applications des modèles de durées au champs des transports :

- l'analyse des accidents de la route (Jovanis et Chang, 1989 ; Mannering, 1993 ; Nam et Mannering, 2000),
- le comportement de motorisation et la durée avant le remplacement d'un véhicule (Mannering et Winston, 1991 ; Gilbert, 1992 ; DeJong, 1996 ; Hensher, 1998 ; Yamamoto et al., 1999),
- l'écoulement du trafic automobile (Paselk et Mannering, 1994),
- la durée d'acceptation d'un péage (Hensher, 1997),
- la durée du report d'un déplacement en vue d'éviter la congestion sur le trajet travail-domicile (Mannering et Hamed, 1990)
- la durée de stationnement des véhicules (Ponnaluri, 1995).

L'analyse des programmes d'activités par les modèles de durées se concentre sur :

1. le temps passé à domicile entre les activités générant des déplacements (Hamed et al., 1992 ; Hamed et Mannering, 1993 ; Mannering et al., 1994),
2. les durées des activités hors-domicile (Bhat, 1996a ; Niemeier et Morita, 1996 ; Kitamura et al., 1997a ; Yee et Niemeier, 2000 ; Timmermans et al., 2002 ; Schwanen, 2004 ; Srivinasan et Bhat, 2005),
3. les durées avant la réalisation d'une activité, qui informent sur les choix d'horaires (Wang, 1996 ; Bhat et Steed, 2002),
4. les durées d'activités et les probabilités de transition d'une activité à une autre (Ettema et al., 1995 ; Bhat, 1996b ; Ma et Goulias, 1998 ; Popkowski Leszczyc et Timmermans, 2002),
5. les temps écoulés entre deux occurrences d'une même activité (Schönfelder et Axhausen, 2001 ; Bhat et al., 2003, 2004a, 2005),
6. la durée entre la planification et l'exécution d'une activité (Mohammadian et Doherty, 2004).

a) Modèles de durées et durées d'activité

Durées à domicile entre deux activités hors-domicile

Dans une série d'études, Mannering et son équipe étudient la durée à domicile entre deux activités générant des déplacements. Les modèles de durées sont appliqués à l'estimation de la durée passée à domicile par un individu après son retour du travail et avant une nouvelle sortie du domicile. Cette durée définit la fréquence de la participation à des activités hors-domicile, donc la propension des individus à mener une activité hors-domicile. Ainsi, Hamed et Mannering (1993) appliquent un modèle de Weibull et Mannering et al. (1994) et Hamed et al. (1992) appliquent des modèles de Cox.

Hamed et Mannering (1993) analysent les emplois du temps après le travail des individus selon plusieurs directions : (1) la participation à une activité hors-domicile après le travail ou non, (2) la durée du déplacement travail-domicile, (3) le choix du type d'activités poursuivies après le travail, (4) l'interaction entre le temps de trajet et la durée de l'activité poursuivie, (5) la durée de l'activité poursuivie après le travail. Des méthodes différentes sont mises en œuvre pour l'estimation de ces choix. Ainsi, un modèle logit binaire estime le choix de participation à une activité hors-domicile après le travail. La modélisation des temps de trajet travail-domicile est réalisée par un modèle linéaire logarithmique. Un modèle logit multinomial est estimé pour représenter le choix du type d'activités. Un modèle d'équations structurelles est utilisé pour estimer simultanément le temps de trajet et la durée de l'activité poursuivie. Enfin, un modèle de durées à hasards proportionnels estime les durées passées à domicile après le travail. Il indique que la probabilité de poursuivre une activité hors-domicile est affectée par les caractéristiques socio-économiques et l'horaire d'arrivée au domicile. L'effet négatif de l'âge réduit la probabilité de quitter le domicile après le retour. Le nombre d'enfants accroît cette probabilité, indiquant une mobilité plus forte pour les ménages avec enfants. Un retour à domicile avant 14h augmente la probabilité de participer à une nouvelle activité hors-domicile.

Mannering et al. (1994) modélisent les durées passées à domicile entre deux activités hors-domicile. Pour chaque année d'observation (1989 et 1990), cette durée est estimée par un modèle de Cox à hasards proportionnels. Par ailleurs, les auteurs testent la stabilité des relations identifiées entre les deux années. En plus des effets des variables socio-économiques

et des attributs du système d'offre de transport, les variables relatives aux horaires de retour à domicile et les variables relatives aux habitudes individuelles se révèlent influentes. Le modèle est instable entre les deux dates d'observation. Du fait de la structure des données (enquêtes sur deux jours et deux années), les variations ne peuvent être attribuées aux variations quotidiennes ou aux modifications des habitudes ou des goûts des individus.

Durées des activités hors-domicile

Niemeier et Morita (1996) développent un modèle pour la durée de différents types d'activités (les achats, les affaires personnelles et le loisir) en analysant la différence homme / femme en matière d'allocation des temps. La base de données utilisée, *Puget Sound Transportation Panel survey* est constituée des deux vagues d'enquêtes (1989-1990) menées dans l'aire métropolitaine de Seattle-Tacoma sur des déplacements effectués durant deux jours de semaine. L'analyse est construite en deux temps. Tout d'abord, une analyse non-paramétrique des durées d'activités est menée. Elle indique les différences significatives d'allocation pour les durées d'achats. Les auteurs ne trouvent pas de différence entre hommes et femmes pour les durées des temps libres ou des affaires personnelles. Le genre est une variable significative du modèle pour cette durée d'activité et indique que les femmes tendent à avoir des durées d'achat plus longues. Ensuite, un modèle semi-paramétrique de Cox est estimé pour décrire les durées d'achats selon le genre. Il indique l'influence des caractéristiques socio-économiques et des attributs de la mobilité.

Yee et Niemeier (2000) estiment par quatre modèles de Cox les durées d'activités de visite, les durées d'activités sociales, les durées de loisir et celles d'affaires personnelles. Les données utilisées (*Puget Sound Transportation Panel survey 1989-1993*) constituent un panel des programmes d'activités observés en quatre dates. La spécification du modèle de Cox est contrôlée, notamment par les tests de proportionnalité des hasards pour les quatre types d'activités. Les auteurs se concentrent uniquement sur la stabilité des coefficients et ne spécifient pas la dynamique temporelle des durées d'activités. Les résultats montrent l'instabilité dans le temps des relations entre les durées d'activités et les variables explicatives utilisées. Lorsqu'elles sont incluses dans les modèles, les indicatrices temporelles expliquent la plus grande part de variations des durées d'activités.

Bhat (1996a) estime les durées d'achat sur le trajet travail-domicile par un modèle non-paramétrique à hasards proportionnels tenant compte d'une hétérogénéité inobservée non-paramétrique. La méthode proposée prolonge les techniques proposées par Han et Hausman (1990) et Heckman et Singer (1984) pour estimer une distribution non-paramétrique pour la dynamique temporelle et l'hétérogénéité inobservée. Les durées sont renseignées par les emplois du temps des ménages enquêtés en 1991, dans la région métropolitaine de Boston. Les résultats indiquent que la modélisation paramétrique produit des estimateurs de la dynamique temporelle biaisés. Et la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée dans un modèle paramétrique ne permet pas de corriger ce biais résultant de la mauvaise spécification de la distribution de référence. De plus, l'intégration de l'hétérogénéité inobservée par une forme paramétrique ne permet pas d'éliminer la totalité du biais d'hétérogénéité. L'estimation non-paramétrique de la dépendance temporelle et de l'hétérogénéité semble la méthode la plus efficace. Aux côtés des résultats économétriques, cette étude montre que les durées d'achat sont sensibles aux statuts professionnels de l'individu et du conjoint et au mode de transport pour le travail de l'individu et du conjoint.

Kitamura et al. (1997a) estiment les durées des activités pour les actifs et les inactifs à l'aide d'un modèle paramétrique Weibull. Les variables explicatives des durées des épisodes des activités incluent les durées de certaines activités poursuivies avant l'activité modélisée, l'horaire de réalisation de l'activité et les caractéristiques socio-économiques. Les données sont constituées de l'enquête déplacements de 1991 menée en Californie (*Southern California Association of Governments*). Les résultats montrent la dépendance des durées des épisodes d'activité par rapport aux activités passées. Par exemple, la durée des activités engagées durant le trajet travail-domicile est décroissante avec le temps de travail cumulé avant l'activité. Ce même temps de travail réduit les durées des épisodes de loisirs sociaux. Les horaires expliquent les durées des épisodes d'activités. Les activités récréatives sont plus courtes le matin et plus longues le soir, pour les actifs. Les activités durant le retour à domicile sont plus longues le matin ou le soir qu'en milieu d'après-midi. Les attributs socio-économiques, tels que le genre, l'âge, le statut professionnel et la structure du ménage sont influents.

Timmermans et al. (2002) proposent une analyse comparative internationale des durées moyennes d'activités. Les durées des épisodes de travail, d'études, d'achat, de loisirs

récréatifs et de loisirs sociaux sont modélisées selon un modèle de Cox. Les effets spécifiques des attributs des ménages, des jours de semaine et des contextes spatiaux sont recherchés. Les estimations sont réalisées pour les durées observées dans les villes de Portland aux USA (1994) et Fukuoka au Japon (1993), les métropoles canadiennes (1992), la région de Midlands en Angleterre (1994) et la région sud de Rotterdam aux Pays-Bas (1997). Les résultats indiquent l'existence de certaines tendances communes aux différentes régions, malgré les différences entre les bases de données. Les types de ménages et les jours de réalisation des activités paraissent plus influents que les contextes spatiaux ou les systèmes de transport. Les différences interrégionales semblent plus faibles que les différences observées par les autres études au niveau intra-régional.

Schwanen (2004) estime les durées des épisodes d'achat selon leur position dans le programme d'activités (avant le travail, sur le trajet domicile-travail, durant le travail, sur le trajet travail-domicile ou après le retour du travail). Aux côtés de variables influentes identifiées par d'autres études (les contraintes temporelles, la contrainte budgétaire, le programme d'activités), l'auteur introduit le niveau d'urbanisation de la zone d'achat fréquentée. Les données sont issues de l'enquête nationale transport des Pays-Bas de 1998. Le modèle estimé est un modèle semi-paramétrique de Cox à hasards proportionnels. Le modèle révèle que l'environnement spatial est une variable fortement influente après la contrainte de temps. Si elle ne semble pas jouer sur la fréquence des achats, l'offre de commerces plus large et diversifiée des zones urbanisées implique une plus grande durée d'achat.

Srivinasan et Bhat (2005) modélisent la durée des activités hors-domicile de maintenance du ménage pour les hommes et les femmes à l'aide d'un modèle de durées joint à un modèle logit mixte estimés simultanément. Le logit mixte représente le choix discret du ménage relatif à la réalisation d'une activité de maintenance hors-domicile parmi les modalités suivantes : aucune activité, activité poursuivie par l'homme, ou par la femme, ou par les deux. Le choix continu de la durée de l'activité est modélisé par un modèle de durées non-paramétriques à hasards proportionnels. L'enquête transport de l'aire urbaine de San Francisco de 2000 est utilisée pour l'estimation. Les résultats indiquent les effets des attributs socio-économiques des individus, des caractéristiques des activités obligatoires et du temps investi pour les activités de maintenance à domicile sur le choix discret d'engagement d'une

activité de maintenance hors-domicile. La participation à ces activités est le plus souvent spécialisée et attribuée aux femmes.

Durées avant la réalisation d'une activité – choix des horaires de participation

Wang (1996) estime les durées avant la réalisation de chacune des quinze activités composant les emplois du temps. Les durées sont renseignées par l'enquête canadienne *Second General Social Survey* de 1986, qui comprend un volet décrivant les emplois du temps. L'estimation par des modèles paramétriques Weibull permettent l'estimation des fréquences des débuts de chaque activité, donc des horaires préférés pour chaque type d'activités. Les durées avant chaque activité sont modélisées à l'aide d'un ensemble de variables explicatives composé de variables relatives aux attributs socio-économiques, aux localisations, à l'accompagnement, aux durées des activités et aux modes de transport. Les résultats font apparaître l'effet des horaires sur les courbes de fréquences d'engagement des activités et les effets des variables explicatives. L'utilité des activités apparaît clairement dépendante des horaires de leur exécution.

De la même façon, Bhat et Steed (2002) développent un modèle pour les horaires de départ des déplacements quotidiens à motif achat. Les données sont issues de l'enquête emplois du temps réalisée sur l'aire métropolitaine de Dallas-Fort Worth en 1996. Le modèle est spécifié comme un modèle non-paramétrique tenant compte d'une hétérogénéité gamma inobservée et autorise les variations des effets des covariables dans le temps. Les auteurs constatent les effets des variables socio-économiques, l'absence d'effet des coûts et des temps de trajet, ainsi que la présence d'hétérogénéité.

Durées d'activités et probabilités de transition entre activités : modèles à risques concurrents

Les modèles à risques concurrents estiment la probabilité conditionnelle d'interruption d'une activité selon le type d'activités menées par la suite. La probabilité modélisée est donc dépendante de l'état final du processus.

Ettema et al. (1995) estiment un modèle de durées à risques concurrents et à durée de vie accélérée décrivant simultanément la durée de l'activité en cours et le choix de la prochaine activité et leur dépendance mutuelle. Les auteurs ont estimé le modèle pour un ensemble de données décrivant les programmes d'activités d'un échantillon d'étudiants. Le modèle révèle

l'importance des contraintes spatio-temporelles sur l'organisation des emplois du temps, telles que les horaires d'engagement des activités, les heures d'ouverture et les temps de transport. Par ailleurs, les durées et le type d'activités apparaissent dépendants du programme d'activités et des déplacements passés, ainsi que des priorités des individus.

Ma et Goulias (1998) ont appliqué plusieurs modèles de durées à l'étude des horaires du premier trajet quotidien, du budget-temps hors-domicile, des durées d'activités et des temps de transport par type d'activités. Un modèle à risques concurrents est estimé pour représenter le choix de l'horaire (la durée avant le premier départ) selon le type d'activité. Ce modèle estime les horaires, mais aussi les probabilités de poursuivre chaque type d'activité (le motif de ce premier déplacement). Les budgets-temps hors-domicile sont estimés par un modèle à durée de vie accélérée. Les durées d'activités sont déterminées par un modèle à risques concurrents estimant la probabilité de transition d'un type d'activités à un autre. Enfin, les temps de transport sont estimés par un modèle à durée de vie accélérée selon le type d'activités à destination. L'originalité de cette application d'un modèle de durées aux temps de transport par type d'activités réside dans l'usage d'une méthode d'estimation itérée en deux étapes, afin d'introduire et tester l'endogénéité entre le transport et les activités. Les résultats de cette estimation indiquent que les plus longs temps de trajet pour le travail sont associés aux individus actifs et vivant le plus loin de leur lieu de travail. Les temps de trajet sont décroissants avec la durée des activités et du transport précédents et le nombre d'activités précédentes réalisées. Ils sont aussi plus faibles lorsque les horaires du premier trajet sont tardifs. Les tests de l'endogénéité indiquent que les temps de transport sont endogènes aux durées d'activités. Ces résultats sont contraires à ceux de Hamed et Mannering (1993) qui observent l'endogénéité des durées d'activités par rapport aux temps de transport, à l'aide d'un modèle linéaire.

Enfin, les modèles à risques concurrents peuvent être estimés conditionnellement aux états initiaux et terminaux du processus temporel modélisé. Ainsi, la durée d'une activité est à la fois dépendante des attributs de l'activité précédente et de l'activité suivante.

Bhat (1996b) estime un modèle généralisé à hasards proportionnels multiples pour représenter les probabilités de choix et les durées des activités de loisirs et d'achat après le travail. Pour cela un modèle de durées et un modèle logit ordonné sont estimés

simultanément. Les résultats montrent l'effet des variables socio-économiques et des attributs du travail sur le choix du type d'activité et sa durée. De plus, le modèle révèle l'importance de la relation entre le choix du type d'activité et la modélisation des durées (la dépendance par rapport à l'état initial du processus modélisé). Ainsi, ignorer l'endogénéité entre le type d'activité et sa durée conduirait à un biais important des paramètres des variables explicatives et des coefficients du hasard de base du processus.

Popkowski Leszczys et Timmermans (2002) comparent différents types de modèles à risques concurrents (modèle à risques non-concurrents, modèle à risques concurrents inconditionnels et modèle à risques concurrents conditionnels) pour modéliser l'enchaînement et la durée des activités. Les résultats indiquent que le modèle à risques concurrents conditionnel offre le meilleur ajustement. En conséquence, le choix et l'horaire d'une activité dépendent de la nature et de la durée de l'activité conduite précédemment. L'identification de cette dépendance temporelle confirme les résultats de Ettema et al. (1995). Différentes variables socio-économiques interviennent significativement dans les probabilités de transition entre activités, telles que l'âge, le genre, le revenu, le statut professionnel, la présence d'enfants, la réalisation de l'activité en semaine ou en week-end.

b) Durées inter-épisodes

Schönfelder et Axhausen (2001) examinent la périodicité des participations aux activités d'achats en modélisant les durées entre deux épisodes de cette activité à l'aide du modèle paramétrique Weibull et du modèle semi-paramétrique de Cox. Les estimations sont menées pour les villes de Karlsruhe et Halle. Les estimateurs obtenus diffèrent entre les échantillons. Les durées inter-épisodes d'achat sont plus courtes à Karlsruhe avec le nombre de véhicules du ménage, la possession du permis de conduite, alors que ces variables ont peu d'effet à Halle. Les hommes ont des durées plus longues à Halle. Enfin, les effets communs aux deux villes sont l'effet positif sur la durée d'un emploi à plein temps et l'effet négatif du revenu du ménage.

Plus récemment, à partir des enquêtes déplacements menées sur plusieurs semaines dans les villes de Halle et Karlsruhe, Bhat et al. (2003) et Bhat et al. (2004a) analysent les durées entre épisodes d'achat. La première étude se concentre sur l'impact des technologies de communication sur les durées inter-épisodes entre deux achats de loisir. Le modèle à hasards

proportionnels estimé par une méthode non-paramétrique tient compte de l'hétérogénéité de la sensibilité aux technologies de la communication. Un effet de substitution est constaté par l'usage des technologies de communication. Cet effet est dépendant des caractéristiques socio-économiques individuelles. La prise en compte de l'hétérogénéité de l'usage des technologies de la communication réduit le biais de sélection correspondant. Enfin, Bhat et al. (2004a) modélisent la durée entre deux activités d'achat de maintenance du ménage. Pour cela, ils estiment un modèle non-paramétrique à hasards proportionnels tenant compte de l'hétérogénéité inobservée et incluant une classification endogène des individus entre les acheteurs routiniers et les acheteurs irréguliers, fondée sur un logit binaire. Les résultats montrent que les acheteurs routiniers ont des participations aux achats caractérisées par une tendance hebdomadaire. Le hasard des acheteurs routiniers est non-monotone. Les fréquences d'achat sont influencées par les caractéristiques des statuts professionnels de l'individu et son conjoint, le mode de transport utilisé et le comportement d'enchaînement des déplacements.

Bhat et al. (2005) estiment, par un modèle généralisé non-paramétrique à hasards proportionnels multiples tenant compte de l'hétérogénéité inobservée les durées inter-épisodes pour différents types d'activités (deux activités d'achat de maintenance ou non et trois activités non-achat : loisir, affaire personnelle et activité sociale). La probabilité de participation aux activités d'achat est croissante avec le temps, mais la dynamique temporelle pour les autres activités n'est pas aussi claire. La participation aux activités non-achat est fortement marquée par un rythme hebdomadaire, qui est moins net pour les activités d'achat. Enfin, les attributs de l'individu, du conjoint et du ménage, la localisation résidentielle, le jour de semaine ont une forte influence sur la durée inter-épisode. Parmi ces variables, les auteurs soulignent les effets de l'accès à internet sur les achats de maintenance du ménage et du nombre de chiens domestiques sur la fréquence des activités de loisir. Le taux de motorisation et le lien entre la localisation et le système de transport n'ont pas d'effet sur les taux de participation aux activités.

c) Durées entre la planification et l'exécution d'une activité

Mohammadian et Doherty (2004) modélisent le laps de temps entre la planification d'une activité et son exécution. En 2003, 270 ménages de Toronto ont enregistré sur un agenda électronique leurs programmes d'activités hebdomadaires prévus et réalisés, en ajoutant, modifiant et supprimant des activités. L'estimation de la durée, en jours, entre la prévision et l'exécution d'une activité, quelle qu'elle soit, est réalisée par des modèles de durées paramétriques et semi-paramétriques. Le modèle paramétrique Weibull tenant compte de l'hétérogénéité inobservée de distribution gamma donne les meilleurs résultats. Il apparaît que les caractéristiques des activités ne suffisent pas à expliquer leur mode de planification. En effet, aux côtés des attributs des activités (durée, fréquence, localisation, temps de transport) de nombreuses autres variables se révèlent influentes : les mesures de flexibilité des activités (flexibilité spatiale et temporelle, présence d'enfants), les caractéristiques individuelles et du ménage et les caractéristiques du programme d'activités hebdomadaire. Cependant, le modèle révèle aussi des problèmes de spécification révélés par les signes contre-intuitifs de certaines variables, telles que la mesure de la flexibilité spatiale qui conduit à une préparation avancée des activités.

Conclusion du Chapitre 5

De façon générale, les nombreuses applications de ces méthodes économétriques et leurs résultats sont largement critiqués dans la littérature relative au lien activité-transport. L'essentiel des débats concerne des hypothèses comportementales spécifiques. La rationalité économique des choix en situation de connaissance complète de l'univers de choix d'activité est débattue (Recker et al., 1986 ; Ettema et al., 1993 ; Garling et al., 1994). Par ailleurs, l'approche économétrique des choix suppose une évaluation instantanée des alternatives étant donnée la connaissance d'un certain nombre d'attributs (Hamed et Mannering, 1993). Un second point critiqué est l'insuffisante spécification des interrelations entre différents aspects des comportements d'activités et de mobilité (Recker et al., 1986 ; Ettema et al., 1993 ; Garling et al., 1994). De ce point de vue, l'analyse microéconomique apporte des éléments de réponse en définissant les besoins de l'analyse économique de l'allocation de temps. Ainsi, la représentation de la concurrence pour la ressource temporelle entre les activités semble devoir tenir compte du temps dédié au transport en tant que variable d'ajustement des comportements. Au même titre que pour une autre activité, le temps de transport est, au moins en partie, choisi par l'individu. Il acquiert alors un double rôle dans la représentation de l'allocation des temps. D'un côté, il est un coût d'accès à une activité, en ce sens, le temps de transport est subi. Il sera logiquement réduit à son minimum. D'un autre côté, le temps de transport est déterminé au travers de ses interactions avec les autres activités. Le choix individuel ne se réduit pas à la détermination d'un programme d'activités, dont découle un temps de transport. Au contraire, le temps de transport est en concurrence avec les activités. Il intervient dans la formation des emplois du temps. En conséquence, le temps de transport doit être présent, à la fois, dans la définition des univers de choix des individus (les contraintes), ainsi que dans l'ensemble des variables d'ajustement des comportements (les arguments de la fonction d'utilité).

Les modèles appliqués d'allocation des temps rencontrent de nombreuses difficultés à introduire ce double rôle du temps de transport. Dans l'ensemble, ils sont contraints à deux hypothèses réductrices. Soit, le temps de transport est endogène et déterminé en amont du

choix de programme d'activités. Soit, il est considéré comme un coût résultant du programme d'activités. Cette seconde hypothèse se rapproche de la relation de demande dérivée qui caractérise le lien entre les activités et la mobilité, mais ne parvient pas à intégrer la valeur intrinsèque du transport.

Parallèlement aux débats sur l'abstraction nécessaire à l'analyse de nombreux processus, les approches économétriques de la relation activité-transport ont largement contribué à étendre notre compréhension de nombreux mécanismes des choix individuels et des ménages, ainsi que des éventuels impacts des politiques urbaines et des transports. Parmi les nombreuses méthodes économétriques employées pour l'analyse des programmes d'activités, le cadre théorique des modèles de durées apporte un nouveau regard sur les processus étudiés. Il introduit en effet, la notion de dynamique temporelle, en étudiant les probabilités conditionnelles de transition d'une activité à une autre. Comme nous le verrons dans le chapitre suivant, les modèles de durées constituent un outil particulièrement adapté à notre objectif de modélisation des budgets-temps de transport quotidiens, en se soustrayant à un certain nombre des limites des modèles traditionnels.

Chapitre 6 - Un modèle de durées appliqué aux budgets-temps de transport

Les modèles de durées sont fréquemment utilisés pour l'analyse des durées des activités. Cependant, les applications relevées dans la littérature ne font référence qu'aux activités non-transport et le plus souvent aux seules activités hors-domicile. Le modèle mis en œuvre dans ce chapitre vise à produire une analyse des durées quotidiennes de transport. Les durées étudiées sont issues de l'enquête ménages déplacements réalisée à Lyon en 1995 (annexe II). Suivant les applications des modèles de durées aux temps d'activités, deux types de résultats sont attendus :

- 1) La mise en évidence des variables influentes. Dans cet objectif, les caractéristiques socio-économiques individuelles et des ménages sont mobilisées, ainsi que leur localisation résidentielle et leur pratique modale (annexe IV). Comme nous le verrons dans la première partie, les modèles de durées mettent à notre disposition les moyens de tenir compte des particularités des données de durées. Les relations révélées entre les budgets-temps de transport et certaines variables bénéficieront *a priori* de la plus grande pertinence de cette méthodologie.
- 2) L'identification et la spécification de la dynamique temporelle qui anime le processus de gestion des temps de déplacement quotidiens. L'analyse de la probabilité conditionnelle d'interruption apporte une information dynamique tout au long de la durée du processus. Ainsi, l'estimation de cette dynamique révélera une information nouvelle sur la gestion des temps de transport. De la même façon que dans les analyses des durées d'activités, une dynamique temporelle propre aux temps de transport quotidiens peut être recherchée. Sa spécification indiquera le rythme et les éventuels cycles caractérisant les temps de transport quotidiens.

Le modèle de durées est mené en trois étapes fondées sur des méthodes d'estimation et des objectifs complémentaires :

- 1) Tout d'abord, une estimation non-paramétrique est réalisée. Equivalente à une analyse descriptive de la distribution des budgets-temps de transport, elle indique la forme de la dynamique temporelle qui anime la gestion du temps de transport, ainsi que les variables influençant cette dynamique.
- 2) Ensuite, afin d'approfondir l'identification et la mesure des impacts des variables explicatives, une estimation semi-paramétrique (ou modèle de Cox) est menée. Cette méthode suppose une forme particulière d'interaction entre les variables et la durée modélisée (modèle à hasards proportionnels) qui permet l'estimation des coefficients associés aux variables explicatives indépendamment de la dynamique temporelle. En se soustrayant à l'estimation de la dynamique temporelle, cette méthode est *a priori* la plus efficace pour l'estimation des coefficients, sous l'hypothèse que la forme d'interaction supposée est correcte.
- 3) A partir des informations recueillies par les deux premières estimations, un modèle paramétrique est construit. Il teste les distributions paramétriques s'ajustant le mieux à la dynamique temporelle de la durée identifiée dans l'estimation non-paramétrique. Pour chaque distribution, le modèle estime les coefficients associés aux variables explicatives. La spécification paramétrique permet l'interprétation précise des résultats et produit quelques éléments de prévision.

Les principales notions théoriques sont présentées avant l'application de chaque méthode d'estimation. Le lecteur trouvera en annexe VIII les précisions complémentaires que nous jugeons utiles à la compréhension approfondie des méthodes et à l'interprétation des résultats.

Section I - Les modèles de durées – Principes généraux et estimation non-paramétrique

I. La pertinence des modèles de durées pour l'analyse des données de durées

Outre les problèmes de spécifications des relations, la nature même des données de durées impose un certain nombre de restrictions sur les types de modèles utilisables. La première particularité des données de durées relève de leur nature. Ce sont des variables positives, qui peuvent être censurées et qui peuvent être caractérisées par des variables explicatives variant dans le temps. Ensuite, le problème majeur de l'application des modèles classiques aux données de durées est l'hypothèse de normalité des résidus.

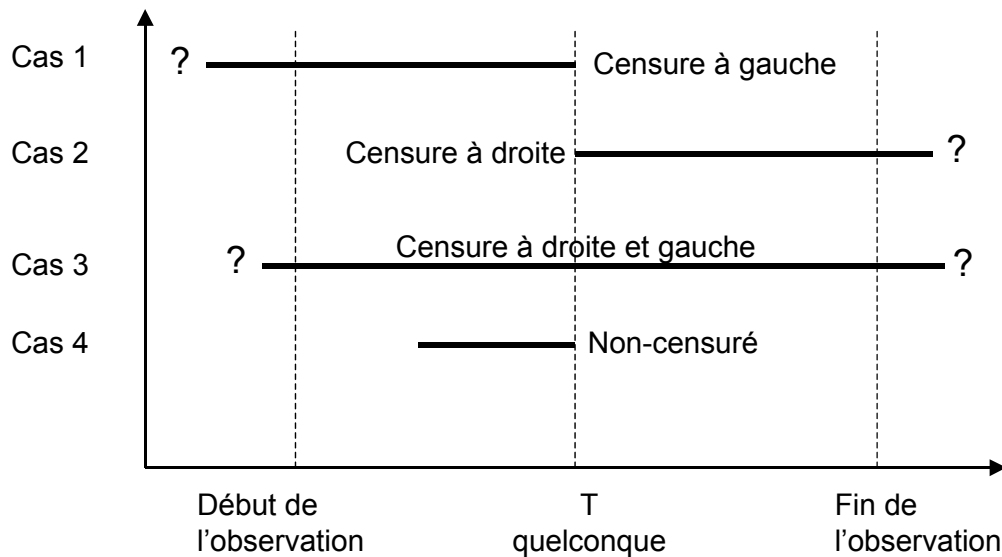
Par ailleurs, les modèles de durées apportent une information particulière sur le processus de durée étudié. Ils se concentrent sur la modélisation de la probabilité conditionnelle d'interruption de l'événement considéré. Ils considèrent donc une information plus complète que les modèles classiques utilisés pour les modèles d'événements discrets tels que les modèles logistiques ou de Poisson.

1. Les particularités des données de durées

La positivité des valeurs prédites n'est, *a priori*, pas un problème incontournable dans la mesure où la variance de la distribution normale supposée des résidus peut être choisie ou estimée de telle sorte que la probabilité d'une durée négative soit virtuellement nulle (Cleves et al., 2004).

Les durées peuvent être censurées « à gauche » et « à droite ». Ces deux cas apparaissent lorsque la période d'observation ne contient pas le début ou la fin du processus. Ainsi, les durées de processus ayant débutés avant le début de l'enquête sont des données censurées à gauche (cas 1 de la figure 6-1). Et les durées de processus se terminant (ou non) après la fin de la période d'observation sont des données censurées à droite (cas 2 de la figure 6-1). Certaines observations peuvent être censurées à la fois à gauche et à droite (cas 3 de la figure 6-1).

figure 6-1 : La censure de données de durées



En présence d'observations censurées à droite, l'application des méthodes classiques d'analyse univariée, ainsi que l'analyse linéaire multivariée sont problématiques. Par exemple, le simple indicateur de la moyenne voit son pouvoir de représentation réduit. En effet, lorsque certains individus ne sont pas observés au-delà d'une certaine date, le temps moyen, calculé comme la moyenne arithmétique des durées ne peut être interprété que comme un temps moyen *minimum*. « La moyenne de la distribution des durées est estimée à *au moins* ce niveau »⁷³. Le même type de problèmes apparaît dans les ajustements linéaires sur des données censurées. La censure à droite ou à gauche des observations biaise les estimateurs classiques. En revanche, la durée médiane est peu affectée par la censure des observations, tant qu'elle reste mineure. Son interprétation n'est donc pas altérée par la censure. Elle reste donc un indicateur pertinent de la centralité de la distribution des durées. En conséquence, une grande partie des résultats sont rapportés au temps médian estimé plutôt qu'au temps moyen estimé.

Les méthodes linéaires traditionnelles sont utilisables pour des données non-censurées (cas 4 de la figure 6-1). La censure à droite peut être introduite dans les modèles linéaires, tout en maintenant l'hypothèse de normalité des résidus, par la construction de modèles de type

⁷³ Hosmer et Lemeshow (1999), p. 3.

Tobit. La censure à gauche s'intègre aisément dans les modèles de durées, mais peut être introduite dans les autres méthodes d'estimation⁷⁴.

Enfin, la normalité de la distribution des durées n'est que rarement observée. La distribution des durées est le plus souvent asymétrique et peut être d'une forme particulière, comme par exemple dans les domaines médicaux ou les analyses démographiques, où certaines distributions sont, par exemple bimodales. De plus, la distribution des durées est souvent caractérisée par des queues de distribution plus longues que celles de la distribution normale.

Face à ce type de violations de l'hypothèse de normalité, la régression linéaire n'est alors pas robuste. Et l'ensemble des propriétés d'inférence statistique des estimateurs n'est pas validé sans l'hypothèse de normalité des résidus.

La normalité des budgets-temps de transport et des résidus de la régression précédente n'est pas validée. Les annexes XII et XIII présentent en détail les analyses des distributions des budgets-temps de transport et des résidus estimés. Les tests formels de la normalité des deux distributions rejettent la normalité des budgets-temps de transport et des résidus (tableau 6-1). La figure 6-2 illustre les problèmes supplémentaires posés par la positivité des durées, leur censure et l'asymétrie de la distribution des résidus.

tableau 6-1 : Tests de normalité des distributions des budgets-temps de transport et des résidus estimés⁷⁵

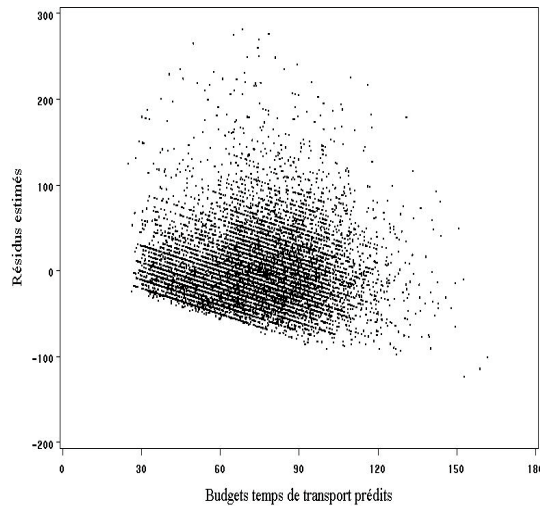
Statistiques de Test	Résidus	BTT
Kolmogorov-Smirnov (D)	0,093 ***	0,11 ***
Cramer-von Mises (W²)	37,28 ***	33,56 ***
Anderson-Darling (A²)	222,42 ***	213,25 ***
Jarque-Bera (Chi²)	13543,93 ***	7633,79 ***

*seuil de significativité : * 0,1 ; ** 0,05 ; *** 0,01*

⁷⁴ Allison, 1995, p. 4.

⁷⁵ La taille de l'échantillon étant supérieure à 2000, le test de Shapiro-Wilk n'est pas reporté. Pour une présentation détaillée de ces tests : Wonnacott R.J. et Wonnacott T.H. (1990).

figure 6-2 : Résidus estimés et valeurs prédites par les MCO



2. Modélisation de la probabilité conditionnelle d'interruption

Les régressions de type logistique parviennent à modéliser la relation entre les covariables et les probabilités. Ces méthodes sont adaptées pour prédire la vraisemblance d'un événement. Cependant, elles traitent les événements apparaissant au début ou ceux apparaissant à la fin de la période d'observation de la même façon (Morita et al., 1993). Les modèles de durées et les modèles logistiques utilisent donc des informations différentes et produisent des analyses différentes. La régression logistique modélise la probabilité non-conditionnelle d'un événement (la probabilité d'un événement, indépendamment de la date d'apparition de cet événement), alors que le modèle de durées se concentre sur sa probabilité conditionnelle. Pour l'étude et la prédiction de la vraisemblance non-conditionnelle d'un événement, la régression logistique est un bon outil. Mais pour la prédiction de la vraisemblance d'un événement conditionnellement à un état, les modèles de durées sont plus appropriés.

De plus, l'estimation du hasard par la régression logistique repose sur la discrétisation des durées en intervalles et suppose un hasard constant dans chaque intervalle. Les méthodes des modèles de durées reposent sur des temps continus et ont la capacité de tenir compte de plus d'information relative au temps que les techniques basées sur des temps discrets, car ils considèrent les temps exacts d'interruption. La régression logistique apparaît donc comme

moins efficace sur le plan statistique (Hensher et Mannering, 1994). Mais, elle reste relativement plus simple à mettre en œuvre, notamment en présence de covariables variant dans le temps et de temps d'interruption regroupés. En effet, les régressions logistiques peuvent être adaptées dans cet objectif (Hensher et Mannering, 1994 ; Allison, 1995). Alors que la prise en compte de variables explicatives variant dans le temps ne semble pas réalisable dans une régression linéaire.

Dans le but de conduire une analyse multidimensionnelle plus flexible et plus adaptée que l'analyse linéaire, nous appliquons la méthode des modèles de durées aux temps de transport quotidiens. Cette méthodologie est particulièrement adaptée pour traiter des données relatives à des durées, telles que les budgets-temps de transport, qui sont des variables positives et qui peuvent être censurées et ne vérifiant pas l'hypothèse de normalité de leur distribution.

De plus, les modèles de durées introduisent la notion de dynamique temporelle du processus étudié. En effet, ils modélisent la probabilité conditionnelle de l'interruption d'un processus, sachant qu'il a perduré jusqu'à une date donnée. Ils permettent à la vraisemblance de l'interruption du processus de dépendre de la durée déjà écoulée. Ainsi, cette probabilité d'interruption peut varier au cours du déroulement du processus. Et l'analyse de la probabilité conditionnelle d'interruption est susceptible d'apporter une information sur le processus individuel de la gestion des temps.

Par ailleurs, cette dynamique temporelle permet l'analyse des réactions du processus aux évolutions de son contexte de réalisation. En effet, l'introduction de variables explicatives variant dans le temps, durant le déroulement du processus étudié conduit à considérer une relation dynamique entre la durée modélisée et les variables explicatives.

II. Principes généraux

L'application des modèles de durées en économie des transports est relativement récente. Le lecteur non-coutumier de ce type de modélisation trouvera une présentation détaillée des modèles de durées en annexe IX. Les hypothèses principales du modèle sont présentées dans la partie suivante. Par la suite, les éléments théoriques nécessaires à la compréhension des

résultats obtenus et de leurs interprétations seront présentés en introduction des différentes étapes de la modélisation. Le lecteur souhaitant développer les notions abordées et étudier d'autres méthodes d'estimation des modèles de durées pourra se référer aux ouvrages suivants : Kalbfleisch et Prentice (1980), Allison (1995), Hosmer et Lemeshow (1999), Lawless (2003).

1. Caractérisation de la distribution des durées et de la dynamique temporelle

L'objectif est la modélisation et l'étude de la durée quotidienne consacrée aux transports et de la probabilité d'interruption de ce processus au cours du temps. L'évolution de cette probabilité d'interruption au cours du déroulement du processus est qualifiée de dynamique temporelle. La distribution de la durée du processus, T , et sa dynamique temporelle sont caractérisées par les cinq fonctions présentées ci-dessous.

a) Spécification de la distribution des durées

Notons T , la variable aléatoire réelle positive, représentant le temps qu'un individu consacre à ses transports quotidiennement. Nous supposons que T est continue⁷⁶ et que les individus sont homogènes par rapport à leurs comportements d'allocation de temps aux transports. La distribution de T est caractérisée par la fonction de densité, $f(t)$, et la fonction de répartition, $F(t)$, définies par :

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

et

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u) du$$

⁷⁶ La continuité de la variable modélisée est une hypothèse critiquable pour l'analyse du temps de transport quotidien. En effet, le budget-temps de transport est considéré comme la somme des durées des déplacements réalisés dans une journée. Il est dépendant du nombre de déplacements et n'est donc pas une variable continue dans le processus décisionnel de l'individu. Cependant, le grand nombre d'observations dont nous disposons ainsi que le grand nombre de valeurs prises par les temps de transport, nous permettent de soutenir cette hypothèse récurrente dans l'ensemble des modèles de temps de transport.

Ainsi la probabilité d'interruption du processus dans un intervalle de temps Δ , est donnée par : $f(t) \cdot \Delta$. Et la probabilité que l'interruption survienne avant la date t est : $F(t)$.

La probabilité complémentaire de $F(t)$ est donnée par la fonction de survie (ou fonction d'endurance (Bhat, 2000)), notée $S(t)$. Elle correspond à la probabilité que le processus dure jusqu'à la date t :

$$S(t) = \Pr[T > t] = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(u) du$$

b) Dynamique temporelle – fonction de hasard

Les modèles de durées estiment les probabilités d'interruption sur un intervalle de temps infinitésimal Δ après la date t , sachant que le processus a duré jusqu'à une date donnée t . Cette probabilité conditionnelle est notée $h(t)$ et est qualifiée de fonction de hasard ou encore de taux de hasard. Elle est définie par :

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

Enfin, le hasard intégré est défini par :

$$H(t) = \int_0^t h(u) du = -(\ln S(t))$$

Il ne possède pas d'interprétation directe, mais sera utile dans de nombreuses étapes de la modélisation.

La probabilité conditionnelle peut être déterminée par le quotient de la probabilité instantanée d'interruption à la date t , et de la probabilité de survie jusqu'à la date t : le rapport des fonctions de densité et de survie (annexe VIII). Le hasard s'écrit alors :

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)}$$

ou encore par :

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

c) Interprétation du hasard et de la survie

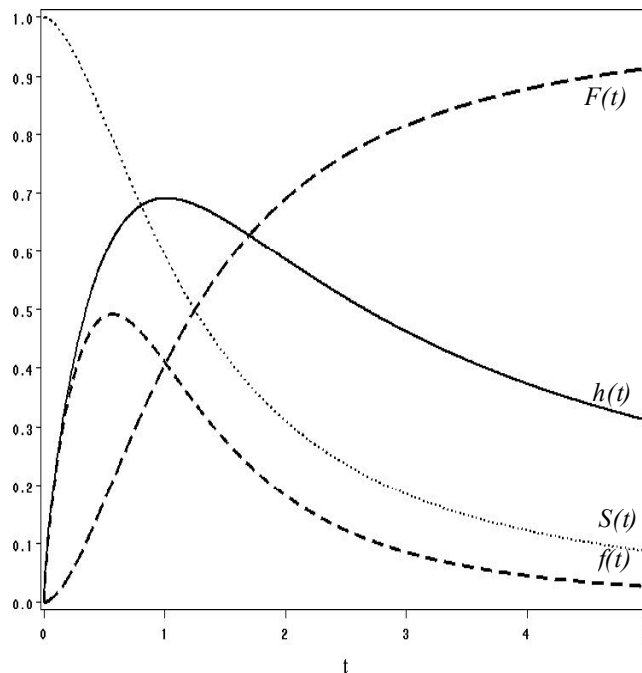
En définitive, la fonction de hasard exprime l'opposé de la pente de la courbe de survie en valeur relative. En conséquence, la pente de la fonction de hasard indique les variations de la pente de la survie. Les variations du hasard correspondent aux modifications du rythme de la survie, l'accélération ou la décélération du processus. La forme de la fonction de hasard a donc d'importantes implications sur la représentation de la dynamique temporelle du processus (Hensher et Mannering, 1994). Par exemple, avec une pente croissante, le hasard décrit un processus dont la fonction de survie décroît de plus en plus vite. La figure 6-3 illustre un exemple de formes liant ces différentes fonctions lorsque le hasard est supposé non-monotone.

Les courbes F et f illustrent les fonctions de répartition et de densité. Toutes deux sont des probabilités non-conditionnelles. Les modèles de durées se concentrent plus particulièrement sur les fonctions de survie et de hasard. La probabilité d'atteindre une date donnée t est illustrée par la courbe de survie, S . Enfin, la pente de la courbe de hasard, h , nous informe directement sur les variations du rythme de décroissance de la survie. La probabilité conditionnelle d'interruption est dépendante du temps écoulé. Le hasard représenté dans la figure 6-3 admet un renversement de sa pente. Ainsi, cette probabilité conditionnelle est croissante avec le temps écoulé, puis décroissante. L'interruption est donc de plus en plus probable au départ du processus, puis de moins en moins probable pour des durées importantes. L'information sur cette dynamique temporelle du processus est directement révélée par l'étude de la pente de la courbe de hasard.

La pente du hasard et la forme de la fonction de survie peuvent être estimées au travers de trois approches : paramétrique, non-paramétrique et semi-paramétrique. Dans les méthodes semi-paramétriques et paramétriques, les fonctions de distribution des durées sont supposées dérivées de distributions connues. Les méthodes paramétriques reposent sur des hypothèses fortes, et grâce à cela, permettent des interprétations et surtout des prédictions robustes. Un des objectifs de l'estimation sera alors de déterminer quelle est la distribution la plus adaptée à la représentation de l'échantillon et de déterminer ses paramètres. A l'opposé, dans les méthodes non-paramétriques, aucune hypothèse n'est formulée sur la distribution *a priori* des

durées. Elles décrivent les processus étudiés directement à partir des observations, mais produisent moins aisément des prédictions.

figure 6-3 : Exemple de formes des fonctions de densité, de distribution, de hasard et de survie



Section II - L'estimation non-paramétrique

I. La méthode d'inférence non-paramétrique

L'approche non-paramétrique se rapproche d'une analyse des statistiques descriptives des durées. La fonction de survie est estimée à l'aide de l'estimateur (KM) du produit limite de Kaplan-Meier (1958). L'estimateur KM de la survie à la date t_j est calculé comme le produit des proportions suivantes :

$$S_{KM}(t_j) = \prod_{k=1}^j \frac{n(t_k) - d(t_k)}{n(t_k)}$$

où $n(t_k)$ est la population à risque à la date t_k . $d(t_k)$ est le nombre d'interruptions à la date t_k . La fonction de survie correspondante est alors une fonction en paliers avec une marche pour chaque temps discret correspondant à une interruption. L'estimateur KM considère les

probabilités de survie à chaque palier, puis les multiplie pour obtenir un estimateur de la survie.

Lorsque le processus étudié révèle un grand nombre de temps d'interruption identiques, la définition des marches est problématique. Cette discrétisation des temps d'interruption peut notamment survenir, lorsque les temps déclarés sont arrondis, réduisant ainsi la représentation des interruptions entre eux⁷⁷. Dans ce cas, les temps d'interruption doivent être regroupés dans des intervalles réguliers. La définition des marches de la fonction est donnée par le choix arbitraire des intervalles des temps d'interruption. L'estimation de la pente du hasard est réalisée sous l'hypothèse d'un hasard constant entre chaque temps discret, donc d'une distribution uniforme des interruptions dans les intervalles. Cette méthode est connue sous le nom de table de survie (*lifetable method*).

La prise en compte des observations censurées est réalisée de telle sorte qu'elles contribuent à la population à risque jusqu'à ce qu'elles en disparaissent, mais ne sont pas comptabilisées comme des interruptions. Il en résulte qu'après le dernier temps observé non-censuré, l'estimation de la survie sera considérée comme non-définie. De plus, dans les tables de survie, les populations à risque sont ajustées de la moyenne des observations censurées évaluée au centre de chaque intervalle. Sous l'hypothèse d'une distribution uniforme des observations censurées sur l'intervalle, les populations à risque sont réduites de la moitié du nombre d'observations censurées sur l'intervalle : $c/2$. La probabilité de survie à l'intervalle est donc donnée par : $(n-c/2-d) / (n-c/2)$, avec n le nombre d'observations au début de l'intervalle, d le nombre d'interruptions observées dans l'intervalle et c le nombre d'observations censurées à droite dans l'intervalle.

L'application de ces méthodes non-paramétriques produit donc un estimateur de la survie pour chaque date. Dans un second temps, l'étude de cet estimateur et de ses propriétés statistiques permet de construire l'intervalle de confiance de la survie et de déterminer pour chaque date un estimateur du hasard, des quantiles de la survie et de la survie médiane résiduelle.

⁷⁷ C'est notamment le cas des temps de déplacement déclarés, qui sont majoritairement des multiples de 5 minutes.

1. La survie médiane résiduelle estimée

Un indicateur particulier de l'analyse des durées est la médiane, préféré à la moyenne en raison de la censure de certaines observations. L'estimation non-paramétrique produit pour la population à risque à chaque date le temps de survie supplémentaire atteint par 50 % de ces individus. Cette survie médiane résiduelle à la date t exprime donc le temps de survie médian restant pour la population à risque à cette date.

2. Tests d'équivalence des survies selon les classes

Cette approche produit une approximation purement empirique des fonctions de hasard et de survie qui est donc *a priori* proche de la réalité. Mais, elle modélise difficilement l'effet des covariables. Dans notre application, seuls des tests ont pu être mis en œuvre pour examiner les relations entre les durées et les covariables.

Les tests d'équivalence des survies entre classes sont basés sur les tableaux de contingence à chaque date t_i , à partir desquels sont testées les différences entre le nombre d'interruptions observées dans une classe j : $d_j(t_i)$ et le nombre d'interruptions prédites $\hat{e}_j(t_i)$ à partir de l'estimation d'une survie commune à toutes les classes. Plusieurs versions du test existent. Elles se différencient par les pondérations appliquées aux différences. Ces pondérations sont le plus souvent fixées à 1. Il s'agit alors du test du *log-rank*. Le test de Wilcoxon (ou Wilcoxon généralisé) correspond à des pondérations égales à la population à risque à chaque date. Le choix de ces pondérations influence le résultat du test, dans la mesure où elles privilégient certaines différences entre les survies selon la proximité avec le début ou la fin du processus. Ainsi, les pondérations du test *log-rank* privilégient les différences de survies apparaissant au début du processus. Et le test de Wilcoxon privilégie les différences de survies des dates proches de la fin du processus.

L'estimation non-paramétrique constitue un outil particulièrement adapté pour l'examen de la distribution des durées, ainsi que du comportement des probabilités conditionnelles. Il s'agit sans aucun doute du meilleur outil d'analyse de la dynamique temporelle d'un processus. Toutefois, les capacités prédictives d'un tel modèle sont relativement réduites. En

effet, les impacts des covariables sur la distribution ne peuvent être quantifiés par cette méthode. Seuls des tests d'équivalence des distributions entre sous-populations peuvent être menés.

II. Résultats de l'estimation non-paramétrique

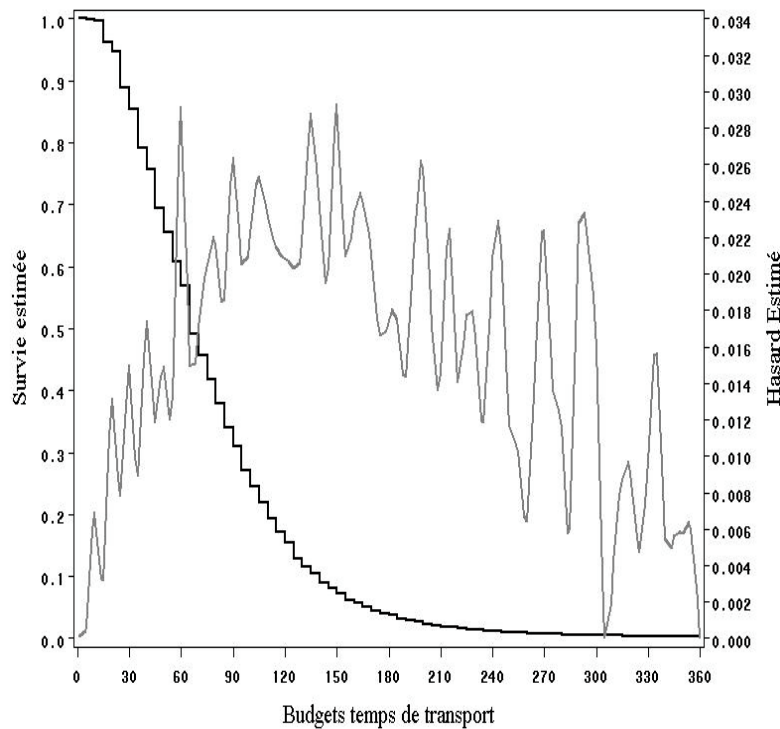
La méthode des tables de survie constitue une première exploration de la distribution des durées. Rappelons que la méthode des tables de survie est appliquée dans l'estimation non-paramétrique en raison de la présence d'arrondis des horaires déclarés (annexe X). Elle est une transposition de la méthode d'estimation de Kaplan-Meier au cas de durées regroupées en intervalles. Un très grand nombre de durées de transport obtenues sont des multiples de 5 min. En conséquence, nous avons donc défini des intervalles de 5 min pour regrouper les temps déclarés autour de ces multiples, et ainsi obtenir une description relativement précise du processus dans le temps, par des pas de 5 min. Les estimations des fonctions de hasard et de survie sont obtenues pour les milieux des intervalles.

La figure 6-4 présente les fonctions de survie et de hasard résultant de l'estimation non-paramétrique. La courbe de survie est caractérisée par deux inflexions. La première, aux alentours de 20 min, correspond au budget-temps de transport minimum déclaré par la plupart des individus (un seul aller-retour). Cependant, le niveau exact de ce budget-temps de transport minimum est fortement influencé par les arrondis pratiqués dans les déclarations des temps de transport par déplacement. L'impact des arrondis est d'autant plus fort que les durées reportées sont faibles. La seconde inflexion, près de 120 min, correspond à un renversement de la probabilité conditionnelle d'interruption. A partir d'un budget-temps de transport de 2 h, cette probabilité conditionnelle d'interruption, le hasard, est décroissante et la survie est alors convexe.

La courbe de hasard est caractérisée par des pointes à 1, 2 et 3 heures qui résultent des arrondis des temps déclarés. La courbe de hasard présente une forme concave non-monotone. Le hasard est croissant jusqu'à 100 min, puis stable et décroissant. Pour les budgets-temps de transport les plus élevés, le hasard varie fortement. Ceci s'explique par la réduction de l'échantillon tout au long du processus. Le hasard au-delà de 200 min est estimé sur une population à risque représentant une très faible proportion de l'échantillon (moins de 5 %).

Toutefois, la décroissance du hasard semble robuste. En effet, les intervalles de confiance à 95 % soutiennent les formes de la survie et du hasard (annexe XIV).

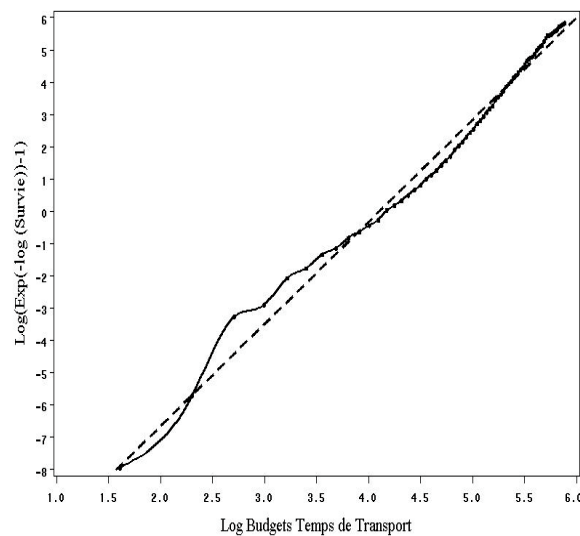
figure 6-4 : Courbes de survie et de hasard pour le budget-temps de transport



La forme de la courbe de hasard estimé suggère que les distributions permettant des hasards non-monotones seront des distributions appropriées pour le modèle pleinement paramétrique. De plus, les tests graphiques, basés sur la linéarité des transformations du hasard intégré⁷⁸, semblent rejeter les hasards constants et monotones correspondant aux hypothèses de distributions exponentielle et Weibull. Le hasard estimé (figure 6-4) et la transformation du hasard intégré estimé indiquent une forme non-monotone comme, par exemple, celle permise par la distribution log-logistique testée dans la figure 6-5.

⁷⁸ Ces tests des distributions sont présentés dans l'annexe théorique présentant l'estimation paramétrique (annexe VIII).

figure 6-5 : Courbe de transformation du hasard intégré estimé ($\log(\exp(-\log(S)))$)



Une interprétation de la survie peut être faite par la survie médiane résiduelle estimée⁷⁹. Elle est assimilable à une estimation du temps de transport restant à chaque date. Cette estimation est réalisée par la médiane qui produit un budget-temps de transport moins sensible aux budgets-temps de transport élevés que la moyenne.

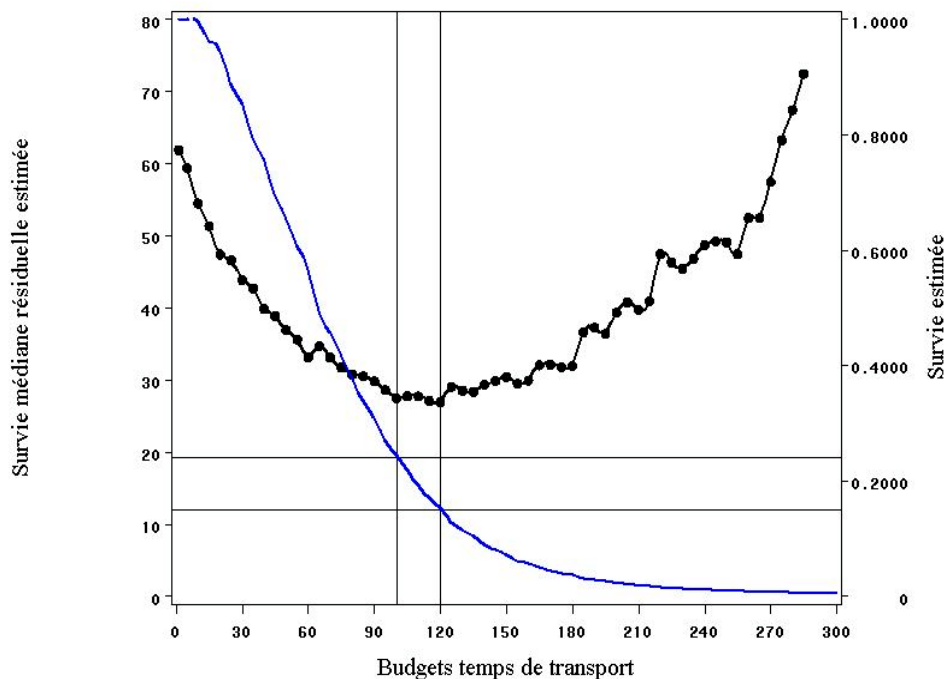
Les temps de survie médians résiduels estimés sont présentés dans la figure 6-6. Pour chaque date t , la survie médiane résiduelle approche le temps de survie estimé restant, sachant que le processus a duré jusqu'en t . Pour un budget-temps de transport nul, le temps de survie médian estimé est de 62 min⁸⁰. Il est ensuite décroissant. Mais, il se stabilise entre 100 et 120 min, aux alentours de 27 min. Donc, le temps de transport médian résiduel estimé pour les individus atteignant un budget-temps de transport de 1,5 h est encore d'environ 30 min. Enfin, la survie médiane résiduelle estimée est croissante après 120 min. La superposition avec le graphique de la survie estimée permet de repérer la part de la population initiale qui est à risque à chaque date. Ainsi, 24,5 % des individus atteignent un budget-temps de transport de 100 min, puis 15 % au-delà de 120 min. Enfin, soulignons que l'intervalle de

⁷⁹ Par définition, le temps de survie médian résiduel estimé donne le temps de transport résiduel partageant la population à risque à chaque date en deux groupes de même taille. 50% de la population à risque de la date considérée atteindra donc ce temps de survie résiduel.

⁸⁰ Cette médiane est nettement inférieure à la moyenne arithmétique, puisque la distribution est asymétrique à droite.

confiance de la survie médiane résiduelle estimée s'élargit pour les temps supérieurs à 120 min (annexe XIV). Ce résultat est dû à la plus grande dispersion des budgets-temps de transport au-delà de 120 min. Il signale que l'interprétation et les prédictions réalisées à partir de cet estimateur sont à prendre avec précaution dès lors qu'elles concernent des durées supérieures à 120 min. Cependant, les bornes de l'intervalle de confiance à 95 % de la survie médiane résiduelle estimée ont elles aussi une forme non-monotone très marquée jusqu'aux environs de 240 min.

figure 6-6 : Budget-temps de transport médian résiduel estimé en min



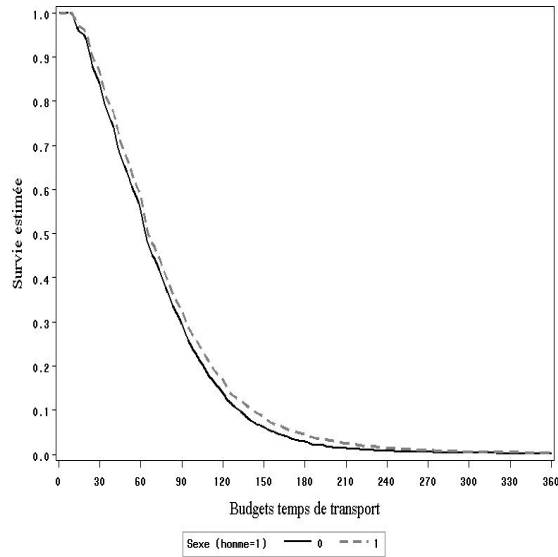
Le taux de hasard et le temps de survie médian résiduel estimés suggèrent une transition dans le comportement d'allocation des temps au transport d'une partie de la population aux alentours de 100 min. Tout se passe comme si, après ce niveau, certains individus ne parvenaient plus à réduire leurs temps de transport. En conséquence, il serait possible de segmenter la population en deux groupes. Ce point de l'interprétation de la forme estimée du hasard sera développé en conclusion, après l'estimation de la forme paramétrique.

Enfin, l'estimation non-paramétrique illustre et teste l'existence de survies distinctes selon les covariables de segmentation (figure 6-7 (a) à figure 6-7 (g)). Les formes de ces survies estimées sont proches de la forme générale. Les courbes de survies supérieures correspondent à des budgets-temps de transport plus élevés en moyenne.

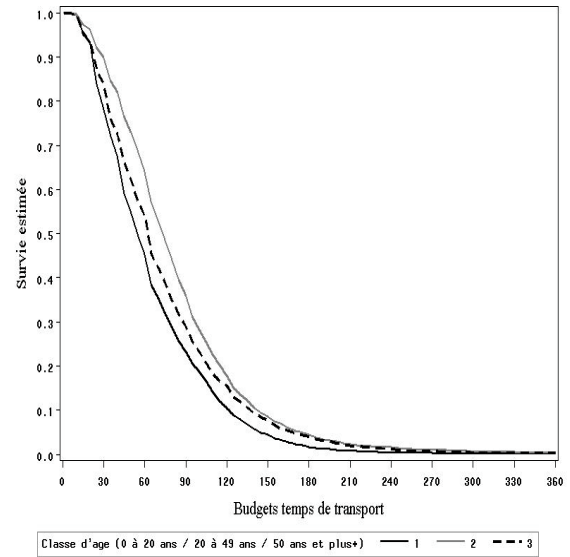
La différence de survie entre homme et femme est observée au-delà de 60 min (figure 6-7 (a)). Elle peut s'expliquer par le fait que les femmes consacrent plus de temps aux activités liées aux responsabilités du ménage (Niemeier et Morita, 1996). Les résultats de l'analyse de survie de ces auteurs montrent notamment, que les femmes rentrent à domicile plus tôt que les hommes et qu'elles ont des temps de transport quotidiens plus courts. Les individus d'âge compris entre 20 et 50 ans présentent les budgets-temps de transport les plus élevés (figure 6-7 (b)). Alors que les jeunes (moins de 20 ans) ont la survie la plus basse, les individus de plus de 50 ans sont caractérisés par une survie intermédiaire. Dans la figure 6-7 (c), les actifs sont caractérisés par une courbe de survie supérieure à celles des autres statuts professionnels. En conséquence, les actifs ont en moyenne des budgets-temps de transport plus élevés. Alors que les écoliers et les femmes au foyer ont les survies les plus basses, donc des budgets-temps de transport plus faibles en moyenne. Le nombre d'enfants réduit les budgets-temps de transport (figure 6-7 (d)). Les membres de ménage à hauts-revenus sont associés à des budgets-temps de transport légèrement plus élevés (figure 6-7 (e)). Les possesseurs du permis de conduire ont en moyenne des budgets-temps de transport plus élevés (figure 6-7 (f)). Enfin, les courbes de survies selon le jour de déplacement (figure 6-7 (g)) indiquent que les budgets-temps de transport sont, en moyenne, croissants du lundi au vendredi.

figure 6-7 : Courbes de survies par variables de classification

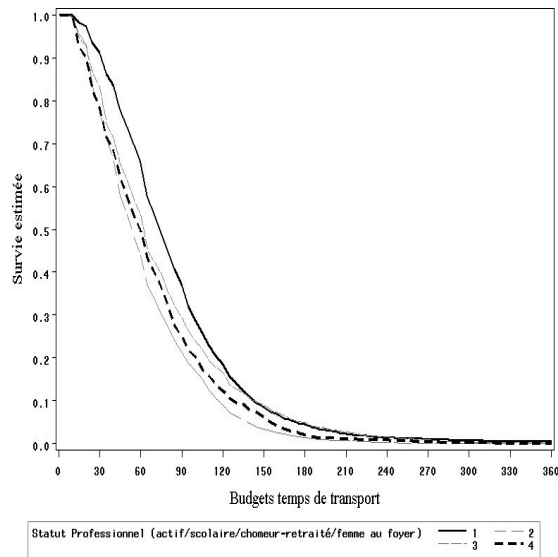
(a) Genre



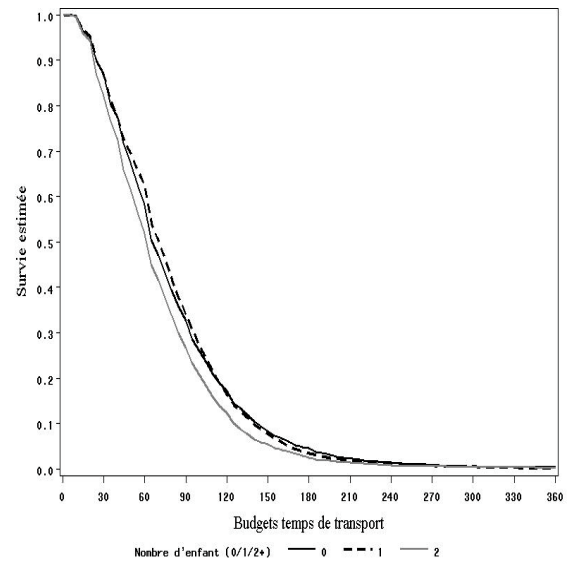
(b) Classe d'âge



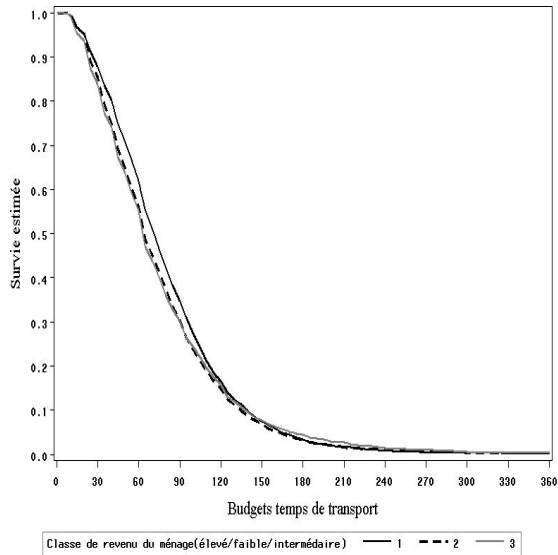
(c) Statut professionnel



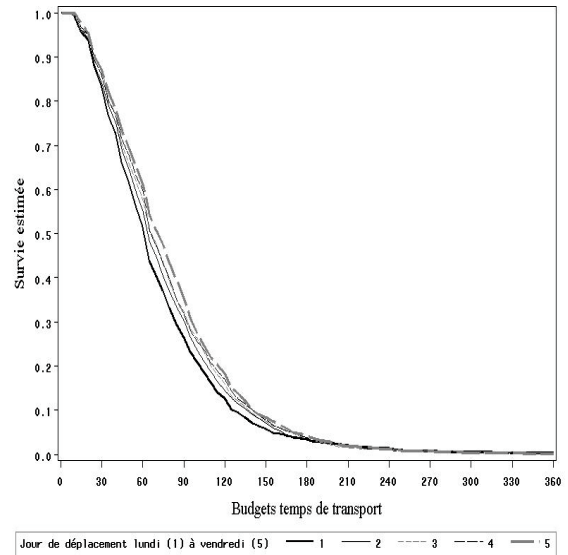
(d) Nombre d'enfants



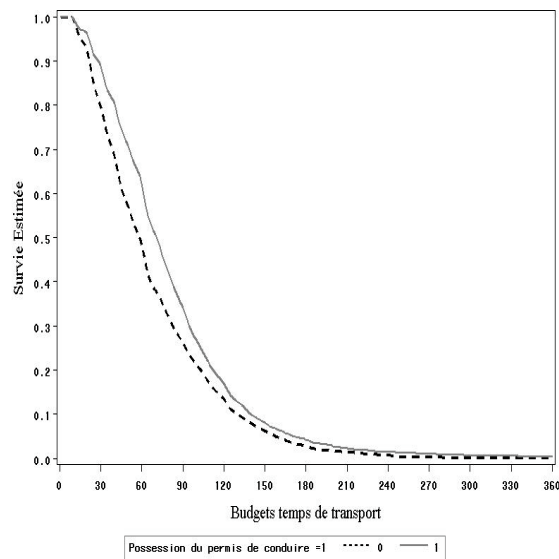
(e) Classe de revenu



(g) Jour de déplacement



(f) Possession du permis de conduire



La significativité statistique de ces distinctions de survies est ensuite testée par les tests univariés du *LogRank*, de Wilcoxon et du rapport de vraisemblance (*LR test*) pour l'ensemble des variables qualitatives de l'analyse (annexe XV). Les distinctions de survies présentées dans les graphiques précédents sont validées. Ces tests valident aussi la distinction de survies pour des covariables dont les modalités sont trop nombreuses pour une représentation

graphique, telles que la zone de résidence, ou le mode de transport principal. Ces variables sont utilisées dans les modèles qui suivent.

Toutefois, ces tests restent unidimensionnels. Les intuitions qu'ils permettent d'illustrer doivent être examinées et quantifiées en tenant compte de l'ensemble des covariables disponibles. Pour cela, nous estimons dans la partie suivante un modèle de Cox qui est multidimensionnel et ne nécessite aucune hypothèse sur la distribution du hasard et de la survie.

Cette estimation non-paramétrique estime et identifie clairement une forme de hasard non-monotone. La probabilité conditionnelle d'interruption du processus de mobilité quotidienne n'est pas simplement croissante en fonction du temps déjà écoulé. Au-delà de 100 min de déplacement quotidien, cette probabilité atteint son maximum et décroît. La partie décroissante de la survie caractérise environ 20 % des individus de l'échantillon.

Ce groupe d'individus semble exprimer une gestion du temps différente. Ils semblent être dans des situations de mobilité pour lesquelles les budgets-temps de transport élevés sont plus fortement probables. A chaque date, nous pouvons estimer le budget-temps de transport médian restant. Ainsi, les individus dépassant les 100 min de transport quotidien ont un budget-temps de transport médian restant estimé d'au moins 30 min, voire un budget-temps de transport restant espéré croissant au-delà de 120 min.

L'estimation de survies distinctes pour les segmentations selon les covariables testées indiquent l'allure des effets de ces covariables sur le budget-temps de transport. Et les tests univariés réalisés indiquent la significativité des distinctions de survies pour les covariables. Ces résultats sont à la base de la sélection des variables introduites dans les modèles paramétriques et semi-paramétriques. Et le hasard estimé non-monotone portera notre attention plus particulièrement vers les distributions permettant les formes non-monotones, telles que les distributions log-logistique, log-normale et gamma-généralisée.

Section III - Les modèles de régression paramétrique

Dans l'objectif de modéliser la distribution de la durée de transport en fonction de variables exogènes deux types de modèles de régression paramétriques peuvent être utilisés : le modèle à durée de vie accélérée ou le modèle à hasards proportionnels. Ces deux modèles se distinguent par les hypothèses qu'ils formulent sur la spécification de la relation entre la durée et les covariables. Le modèle à durée de vie accélérée suppose un effet multiplicatif direct sur la durée. Le modèle à hasards proportionnels suppose un effet multiplicatif sur le hasard.

Comme nous allons le voir, le modèle à durée de vie accélérée propose la forme la plus flexible, mais reste dépendant de la validité de la distribution choisie. Son estimation pleinement paramétrique sera réalisée par la technique du maximum de vraisemblance. Le modèle à hasards proportionnels impose une contrainte supplémentaire sur la forme du hasard estimé. Cependant, cette forme particulière permet l'estimation du modèle par la méthode semi-paramétrique de Cox basée sur la vraisemblance partielle de Cox, qui ne nécessite pas la spécification de la distribution des durées. Ce type de modèles sera aussi estimable par maximum de vraisemblance si la distribution supposée soutient l'hypothèse de proportionnalité des hasards.

I. Les modèles à hasards proportionnels

a) Forme générale

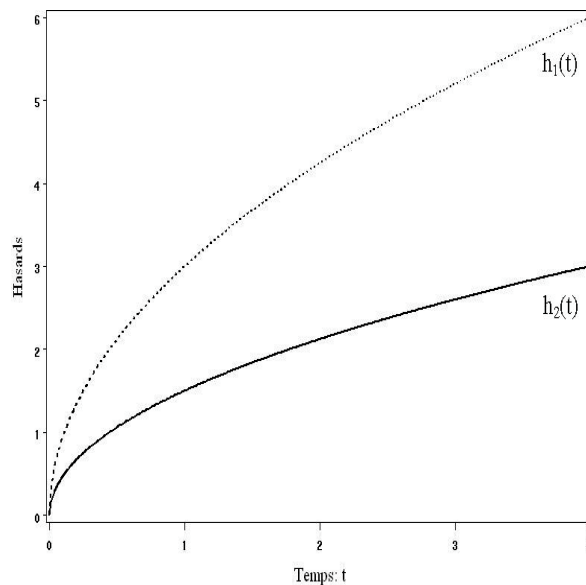
Les modèles paramétriques à hasards proportionnels supposent une décomposition de la fonction de hasard de la forme suivante :

$$h(t/X) = h_0(t) \cdot g(X, \beta)$$

où $h_0(t)$ est la fonction de hasard de référence et $g(X, \beta)$ est la fonction des effets des covariables. $h_0(t)$ et $g(X, \beta)$ sont telles que le taux de hasard, $h(t)$ est positif et $h(t) = h_0(t)$ quand $g(X, \beta) = 1$ et $g(X=0, \beta) = 1$. $h_0(t)$ est uniquement fonction du temps de survie et représente la variation de la probabilité conditionnelle d'interruption dans le temps indépendamment des covariables. $g(X, \beta)$ modifie le hasard de référence, $h_0(t)$, en fonction des covariables.

Généralement cette fonction des covariables est définie comme : $g(X, \beta) = \exp(X\beta)$ (Cox, 1972)⁸¹. Un exemple de hasards proportionnels est illustré par la figure 6-8.

figure 6-8 : Hasards proportionnels



b) Interprétation des coefficients

La séparation de l'effet du temps et des effets des covariables conduit ce type de modèle à supposer la proportionnalité des taux de hasards de deux individus, i et j , ayant des attributs différents. Etant donné que les effets des covariables sont supposés indépendants du temps, le rapport des hasards de deux individus, i et j est :

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \frac{h_0(t) \cdot g(X_i, \beta)}{h_0(t) \cdot g(X_j, \beta)} = \frac{h_0(t) \cdot \exp\{X_i \beta\}}{h_0(t) \cdot \exp\{X_j \beta\}} = \exp\{(X_i - X_j) \beta\}$$

Les coefficients des covariables estimés peuvent s'interpréter, soit en termes d'effet sur le ratio des hasards, soit par l'effet de la covariable sur le logarithme du hasard :

$$\frac{\partial \ln h(t)}{\partial X_k} = \frac{\partial \ln [h_0(t) \cdot g(X, \beta)]}{\partial X_k} = \frac{\partial \ln g(X, \beta)}{\partial X_k} = \frac{\partial \ln (\exp\{X\beta\})}{\partial X_k} = \beta_k$$

⁸¹ L'estimation dans le modèle de Cox se concentre sur le hasard. De ce fait, le signe positif du vecteur de coefficients permet une interprétation en termes d'effets des covariables sur le hasard. L'opposé du coefficient donne donc l'impact sur la durée.

Ainsi, pour une variable dichotomique, un coefficient estimé $\beta = \ln(2)$ s'interprétera de préférence en termes de rapport de hasards. Le hasard évalué pour une modalité de la covariable est deux fois plus grand que le hasard pour l'autre modalité. Pour une variable quantitative, un coefficient positif implique alors qu'une augmentation de la covariable associée augmente le taux de hasard et diminue en conséquence le temps de survie estimé. Ainsi, si la covariable j augmente de 1 unité, alors le hasard varie de $100(e^{\beta_j} - 1)\%$.

II. Les modèles à durée de vie accélérée - Modèle log-linéaire

a) Forme générale

Les modèles paramétriques supposent une structure log-linéaire du modèle. Le logarithme de la durée (T) est modélisé par :

$$\ln t = X\beta + \sigma\varepsilon$$

où X est la matrice composée des vecteurs colonnes des covariables, β est le vecteur colonne des coefficients associés aux covariables et ε est un terme d'erreur dont nous supposons la distribution connue (par exemple, distribution normale, logistique ou distribution à valeurs extrêmes) et dont dépendront les fonctions décrivant la distribution de la durée T . La présence du paramètre σ simplifie l'estimation du modèle car il permet de fixer la variance des résidus à une valeur standard, σ étant adapté afin de compenser les variations des variances d'un échantillon à un autre. Cette structure log-linéaire est une généralisation des modèles à hasards proportionnels. En effet, selon le choix de distribution supposée des résidus (distribution exponentielle et Weibull), ce modèle soutient, à la fois, la structure à hasards proportionnels et à durée de vie accélérée (annexe IX). Le tableau 6-2 présente les correspondances entre la distribution des résidus et la distribution des durées. Les modèles correspondant à chaque distribution sont présentés dans le détail en annexe IX.

tableau 6-2 : Distributions des résidus et distributions des durées

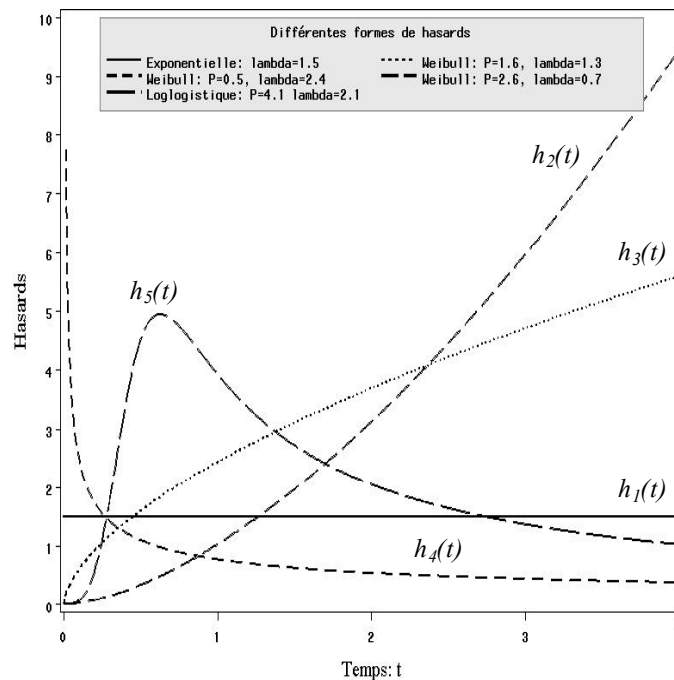
Distribution des résidus (ϵ)	Distribution des durées (T)	Type de modèles
Valeurs extrêmes à 1 paramètre	Exponentielle	HP et durée de vie accélérée
Valeurs extrêmes à 2 paramètres	Weibull	HP et durée de vie accélérée
Logistique	Log-logistique	Durée de vie accélérée
Normale	Log-normale	Durée de vie accélérée
Log Gamma à 3 paramètres	Gamma généralisée	Durée de vie accélérée

HP : hasards proportionnels

Source : Allison (1995), p. 66

Ces différentes distributions permettent l'ajustement de nombreuses formes de hasard. Par exemple à partir des hasards les plus simples, comme ceux des modèles exponentiel, Weibull et log-logistique, le hasard peut être constant, croissant, décroissant, concave, convexe et non-monotone (figure 6-9). Le hasard exponentiel ($h_1(t)$) est constant et caractérise les processus indépendants du temps. Le hasard Weibull ($h_2(t)$, $h_3(t)$, $h_4(t)$) est monotone. S'il est positif, plus un individu reste dans un état, plus sa probabilité d'en sortir est grande. Enfin, le hasard log-logistique ($h_5(t)$) permet les formes monotones et non-monotones selon la variance de la variable aléatoire caractérisée. La dynamique temporelle décrite révèle deux phases. Dans un premier temps, la probabilité de sortie est croissante. Ensuite, cette probabilité décroît, l'individu voit sa probabilité de sortie se réduire avec le temps écoulé.

figure 6-9 : Exemples de formes de hasard correspondant aux distributions : exponentielle ($h_1(t)$), Weibull ($h_2(t)$, $h_3(t)$, $h_4(t)$), log-logistique ($h_5(t)$), avec $\lambda = \exp\{X\beta\}$ et $p = 1/\sigma$



Le hasard de la distribution exponentielle est constant. La distribution Weibull est une généralisation de la distribution exponentielle. Elle est plus flexible pour capturer la dynamique temporelle, mais reste limitée aux formes monotones. Enfin, la distribution log-logistique permet des formes de hasards non-monotones et l'interprétation de ces coefficients est relativement simple. De ce fait, elle est souvent utilisée comme une approximation des distributions log-normale ou gamma généralisée.

Dans ce modèle la fonction de survie est de la forme :

$$S(t|X) = S_0(t \exp\{-X\beta\})$$

où $S_0(t)=S(t|X=0)$ est la fonction de survie de référence qui est donnée par la distribution supposée de la durée. Par construction, ce modèle considère que les covariables affectent

directement le temps de survie. En posant $\lambda = \exp\{-X\beta\}$ ⁸² (Cox et Oakes, 1988), λ a un rôle de facteur d'échelle. Si $\lambda > 1$, l'échelle de temps est accélérée. Elle est ralentie si $\lambda < 1$. Les covariables expliquent alors une survie plus ou moins longue⁸³.

De plus, la fonction de hasard correspondante est donnée par :

$$h(t|X) = h_0(t \exp\{-X\beta\}) \cdot \exp\{-X\beta\}$$

Le hasard de référence, h_0 , est fonction de l'interaction entre la durée et les variables exogènes.

b) Interprétation des coefficients

L'interprétation des coefficients estimés peut se faire par le ratio des durées pour les variables dichotomiques (par exemple, pour une covariable binaire X_1) :

$$\frac{E[T|X_1 = 1]}{E[T|X_1 = 0]} = \frac{E[\exp\{\mu + \beta_1 + \sigma\varepsilon\}]}{E[\exp\{\mu + \sigma\varepsilon\}]} = \exp\{\beta_1\}$$

ou en termes relatifs pour les variables continues car :

$$\frac{\partial \ln t}{\partial X_k} = \beta_k$$

III. Les méthodes d'estimation

L'estimation de ces modèles paramétriques est réalisable par la méthode du maximum de vraisemblance. Nous laissons au lecteur le soin de consulter les ouvrages de référence sur les principes et les propriétés du maximum de vraisemblance⁸⁴.

Nous présentons ici les fonctions de vraisemblance et de log-vraisemblance estimées dans le cadre des modèles à durée de vie accélérée, dont les expressions en présence d'observations

⁸² Dans cette expression, le signe négatif du vecteur des coefficients découle de la construction du modèle. Il permet l'interprétation directe des coefficients en termes d'effet sur la durée. Pour son interprétation en termes d'effet sur le hasard, l'opposé du coefficient doit être considéré. Par exemple, un coefficient positif aura un effet négatif sur le hasard. Il réduit donc la probabilité d'interruption et par conséquent, allonge la durée de survie.

⁸³ Allison (1995, p. 62) utilise l'image du rapport entre l'âge d'un chien et l'âge d'un homme qui vaut $\lambda=7 : 1$ an humain pour 7 ans canins.

⁸⁴ Greene (1997), chap. 4.

censurées divergent de la forme classique. Le modèle à hasards proportionnels admet deux méthodes d'estimations :

- Par la vraisemblance partielle de Cox (1972). L'expression du quotient de hasards élimine le hasard de référence et offre donc la possibilité d'estimer les coefficients associés aux covariables indépendamment de la distribution de référence. L'expression de la vraisemblance partielle est un produit de quotients de hasards et ne nécessite donc pas l'estimation des attributs d'une distribution supposée.
- Les modèles à hasards proportionnels sont un cas particulier des modèles à durée de vie accélérée. Ils peuvent donc être estimés de façon similaire par le maximum de vraisemblance.

1. Estimation paramétrique par le maximum de vraisemblance

L'approche paramétrique suppose une distribution *a priori* des résidus du modèle : $\ln t = X\beta + \sigma\varepsilon$, où ε est le terme d'erreur. De la même façon que dans un modèle linéaire standard, les résidus sont supposés suivre une loi de distribution connue de moyenne et de variance constante entre observations. Nous supposons connaître la fonction de distribution $F(\varepsilon)$, la densité $f(\varepsilon)$ et la fonction de survie $S(\varepsilon)$ caractérisant la distribution de ε . Le paramètre σ simplifie l'estimation du modèle car il permet de fixer la variance des résidus à une valeur standard.

A partir de la distribution supposée des résidus et par changement de variable nous pouvons déduire l'expression de la densité de la durée :

$$\begin{aligned} f_t(t) &\equiv f_\varepsilon(\varepsilon = g(t)) \cdot \frac{\partial g(t)}{\partial t} \\ &= \frac{1}{\sigma} \frac{1}{t} f_\varepsilon\left(\frac{\ln t - X\beta}{\sigma}\right) \end{aligned}$$

où $\varepsilon = g(t) = \frac{\ln t - X\beta}{\sigma}$.

Ainsi, si toutes les durées t_i sont observées, la vraisemblance de l'échantillon s'écrit :

$$L = \prod_{i=1}^N f_t(t_i)$$

Dans le cas de censure à droite, en indexant par $j=1, \dots, J$ les observations complètes et par $k=1, \dots, K$ les observations censurées à droite, la vraisemblance est donnée par :

$$L = \prod_{j=1}^J f_t(t_j) \prod_{k=1}^K S_t(t_k)$$

Soit en logarithme :

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{j=1}^J \ln f_t(t_j) + \sum_{k=1}^K \ln S_t(t_k) \\ &= \sum_{i=1}^N [\delta_i \ln h_t(t_i) + \ln S_t(t_i)] \end{aligned}$$

où $\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'observation est complète} \\ 0 & \text{si l'observation est censurée à droite} \end{cases}$

Comme nous l'avons déjà évoqué, selon le type de distributions supposées pour la distribution de référence des durées, le modèle estimé pourra être un modèle à durée de vie accéléré ou un modèle à hasards proportionnels.

2. Estimation semi-paramétrique du modèle à hasards proportionnels

Le modèle dit de Cox permet de réaliser l'estimation d'un modèle à hasards proportionnels, sans spécifier la distribution des durées. Contrairement aux approches plus classiques utilisées dans la régression ordinaire ou les modèles à durée de vie accélérée, cette méthode ne modélise pas l'effet direct des covariables sur la valeur de la variable aléatoire, mais leur effet sur la valeur de la fonction de hasard.

En notant les événements observés par ordre d'apparition, $t_1 < \dots < t_K$ et $X_{(k)}$ le vecteur de variables exogènes de l'individu dont le temps d'interruption est égal à t_k , et $R_{(t_i)}$, l'ensemble des individus à risque à la date t_i , la vraisemblance partielle de Cox est donnée par :

$$PL(\beta) = \prod_{k=1}^K \frac{h_{(k)}}{\sum_{i \in R_{(t_k)}} h_{(i)}} = \prod_{k=1}^K \frac{\exp\{X_{(k)}\beta\}}{\sum_{i \in R_{(t_k)}} \exp\{X_{(i)}\beta\}}$$

L'expression de la vraisemblance partielle diffère de la vraisemblance classique par l'index du produit et la probabilité considérée. Ici le produit est réalisé sur les événements et non sur les individus. Et la probabilité considérée est celle qu'un individu donné subisse

l'événement k considéré, sachant qu'il fait partie de la population à risque à cette date⁸⁵. Cette probabilité est donnée par le ratio des hasards.

Pour les détails de la maximisation de cette vraisemblance et l'introduction de la censure, le lecteur pourra se référer à Kalbfleisch et Prentice (1980).

L'estimation semi-paramétrique est basée sur une fonction de vraisemblance partielle qui ne dépend que des paramètres associés aux variables exogènes. Ainsi l'approche semi-paramétrique complète l'approche non-paramétrique, qui ne permet d'analyser que la distribution des durées et révèle donc uniquement des informations relatives aux formes des fonctions de hasard et de survie.

Le modèle de Cox offre une alternative satisfaisante à l'estimation paramétrique pour l'estimation des effets des variables exogènes sans prendre de risque sur la distribution des durées. L'usage de la fonction de vraisemblance partielle proposée par Cox (1972) évite donc les risques d'une mauvaise spécification. La qualité de l'estimation des effets des covariables est considérée plus robuste dans cette approche que dans l'approche pleinement paramétrique dont la distribution supposée est erronée (Oakes, 1977). Par contre, ce type d'estimations produit théoriquement des estimateurs dont les variances sont plus élevées que celles produites par un modèle pleinement paramétrique dont la distribution des durées est connue. Cependant, plusieurs études ont montré que cette perte d'efficacité des estimateurs reste réduite (Hensher et Mannering, 1994). Oakes (1977) et Efron (1977) ont obtenu des matrices de variance-covariance des estimateurs du modèle de Cox proches de celles du modèle pleinement paramétrique.

En définitive, le modèle de Cox peut être appliqué sans perte dommageable d'efficacité des estimateurs. Mais, il exclut l'estimation directe de la fonction de hasard de référence et ne permet pas de considérer la dynamique du processus. De plus, cette estimation semi-paramétrique repose sur l'hypothèse forte de proportionnalité des hasards.

⁸⁵ Voir Collet (1994) pour plus de détails.

Cette approche peut être complétée par l'estimation non-paramétrique pour obtenir un estimateur de la fonction de survie. Dans le modèle à hasards proportionnels, la survie en t pour un individu caractérisé par X peut s'écrire :

$$S(t)=[S_0(t)]^{\exp\{X\beta\}}$$

où $S_0(t)$ est la fonction de survie de référence, qui est la valeur de la survie pour un individu dont les covariables sont toutes nulles. Après avoir estimé les coefficients β par maximisation de la vraisemblance partielle, un estimateur de $S_0(t)$ peut être obtenu par la méthode non-paramétrique. Ainsi un estimateur de la survie peut être reconstitué. Par convention, la survie estimée est évaluée au point moyen des covariables.

A l'aide de cette estimation « mixte » nous pouvons réaliser les tests relatifs à la forme du hasard la plus adaptée et les analyses des résidus, tous deux présentés dans la partie suivante consacrée à l'approfondissement de l'estimation paramétrique.

IV. Diagnostique graphique sur la forme du hasard à partir du hasard intégré

Les expressions des hasards intégrés pour les différentes distributions et certaines de leurs transformations permettent de « tester » graphiquement l'adéquation du type de modèles avec l'échantillon. En effet, elles montrent pour chaque modèle des propriétés particulières. Ainsi, l'estimation non-paramétrique de Kaplan-Meier va permettre la recherche de ces propriétés et donc l'identification du modèle paramétrique et de la distribution les plus adaptés à l'échantillon.

1. Le hasard intégré exponentiel est de la forme :

$$H(t) = \lambda t$$

La représentation graphique du hasard intégré estimé face à t doit être une droite passant par l'origine, si le modèle exponentiel est adapté.

2. Le hasard intégré Weibull :

$$H(t) = (\lambda t)^p$$

Donc son logarithme est :

$$\begin{aligned}\ln H(t) &= p \ln(\lambda t) \\ &= p \ln t - pX\beta\end{aligned}$$

La représentation graphique de $\ln(\hat{H}(t))$ face à $\ln t$ valide le modèle Weibull si elle à l'allure d'une droite de pente $p=1/\sigma$.

3. Le hasard intégré log-logistique :

$$H(t) = \ln(1 + (\lambda t)^p)$$

La transformation du hasard intégré suivante :

$$\begin{aligned}\ln(\exp\{H(t)\} - 1) &= p \ln(\lambda t) \\ &= p \ln t - pX\beta\end{aligned}$$

conduit à une représentation graphique face à $\ln t$ caractérisée par une droite de pente $p=1/\sigma$, si le modèle log-logistique est adapté à l'échantillon.

V. Qualité d'ajustement

1. Résidus de Cox-Snell

Nous avons vu précédemment comment « évaluer » graphiquement l'adéquation entre le type de modèle appliqué et l'échantillon à partir de représentations de transformations du hasard intégré. Cependant, ces résultats reposent sur l'hypothèse d'une homogénéité des individus, impliquant l'indépendance des covariables par rapport au temps. Une solution pour intégrer l'effet des covariables est d'utiliser les indicateurs traditionnels de la qualité d'ajustement : les résidus.

Il existe de nombreuses définitions de résidus pour les modèles de durées (Collet, 1994). En effet, selon la méthode d'estimation utilisée, les modèles ne produisent pas une prédiction de l'espérance de la durée. C'est notamment le cas lors de l'application de la vraisemblance partielle de Cox.

Les résidus retenus habituellement sont ceux de Cox-Snell. Ils sont définis par :

$$e_i = -\ln \hat{S}(t_i | X_i) \equiv \hat{H}(t_i | X_i)$$

où t_i est la date d'interruption ou la date censurée pour l'individu i . Et X_i est le vecteur des covariables de l'individu i . Cox et Snell (1968) ont montré que si la qualité de l'ajustement est

acceptable, alors ces résidus sont approximativement distribués selon une distribution exponentielle de paramètre 1.

2. Test du rapport de vraisemblances

La comparaison des ajustements des différents types de modèles peut être réalisée par le test classique du rapport de vraisemblances. Cependant, ce test ne peut être réalisé que pour comparer des modèles emboîtés. Ce test ne permet donc pas de comparer l'ajustement du modèle log-logistique avec les autres modèles. En effet, seuls les modèles exponentiels, Weibull et log-normal sont des sous modèles dérivés du modèle gamma généralisé⁸⁶.

La statistique du rapport de vraisemblances est :

$$LR = 2 \left[\log L(\hat{\theta}_{H_1}) - \log L(\hat{\theta}_{H_0}) \right]$$

où $\hat{\theta}_{H_0}$ et $\hat{\theta}_{H_1}$ sont les valeurs de l'ensemble des paramètres qui maximisent la fonction de log-vraisemblance sous les contraintes imposées par les hypothèses du test H_0 et H_1 , respectivement.

Sous H_0 , cette statistique suit une loi de Khi-deux dont le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de restrictions indépendantes dans H_0 .

Les restrictions de la distribution gamma généralisée suivantes sont applicables⁸⁷ :

tableau 6-3 : Distributions obtenues par restrictions de la distribution gamma généralisée

Restrictions	Modèle / distribution	ddl
$\sigma=1$	Gamma standard	1
$\delta=1$ et $\sigma \neq 1$	Weibull	1
$\sigma=1$ et $\delta=1$	Exponentiel	2
$\delta \rightarrow 0$	Log-normal	1

⁸⁶ Greene (1997), chap. 4, p. 161 ; Allison (1995), Chap. 4, p. 88-90.

⁸⁷ La distribution gamma généralisée possède deux paramètres : σ et δ . Sa densité est:

$$f(t) = \frac{p \lambda^{\frac{1}{\delta^2}} t^{p \frac{1}{\delta^2} - 1} \exp\{-(\lambda t)^p\}}{\Gamma\left(\frac{1}{\delta^2}\right)}$$

VI. Estimation des quantiles

Enfin, l'estimation paramétrique des durées permet de produire des prédictions. Parmi les indicateurs classiques, les quantiles peuvent être prédits selon la distribution estimée.

Le quantile $q/100$ est défini par :

$$t_q = \{t | S(t) = q/100\}$$

Les effets des covariables sur les médianes peuvent aisément être déduites pour chaque type de modèle (annexe VIII).

L'approche paramétrique permet l'estimation simultanée des effets des covariables et du temps écoulé sur la probabilité conditionnelle d'interruption du processus. Cependant, ces méthodes nécessitent d'imposer une forme de distribution pour les fonctions de hasard et de survie de référence. Meyer (1990) a montré que lorsque la forme paramétrique supposée est incorrecte, l'estimation de la fonction de hasard l'est aussi. C'est pourquoi, nous estimons au préalable le modèle à partir des méthodes non-paramétrique et semi-paramétrique afin d'acquérir le plus d'information possible sur les effets des covariables et les propriétés de la forme du hasard.

Section IV - L'estimation semi-paramétrique – Modèle de Cox

La méthode de Cox suppose un modèle à hasards proportionnels (HP). Cette estimation se concentre sur les coefficients associés aux covariables et n'estime pas directement les attributs des fonctions de hasard et de survie. Cette méthode d'estimation permet d'intégrer les variables qualitatives, identifiées dans l'étape non-paramétrique ainsi que des variables continues. Trois estimations ont été produites avec différents ensembles de covariables, afin de vérifier la stabilité des estimateurs. Le premier ensemble de covariables (S1) est composé des caractéristiques socio-économiques des individus et des ménages. Le second ensemble (S2) contient S1, ainsi que l'indicatrice d'accompagnement et les durées quotidiennes d'activités : travail (travail à temps plein et partiel et le temps de présence à l'université pour les étudiants) ; loisir (activités sportives, culturelles et sociales hors-domicile) ; et l'activité

d'achat. Enfin, l'ensemble S3 ajoute les modes principalement utilisés dans la journée⁸⁸. Une sélection *Stepwise* est appliquée pour sélectionner les covariables à partir de l'ensemble S3.

Le tableau 6-4 regroupe les estimations pour les trois ensembles de covariables. Malgré l'apparente variation de la composition des ensembles S1, S2 et S3, les effets des variables sont globalement stables et significatifs. Il n'est pas étonnant que l'introduction progressive des durées d'activités, puis des modes principaux de transport éliminent certaines variables déjà présentes, comme par exemple le statut professionnel ou le niveau de motorisation du ménage. Enfin, l'introduction de ces dimensions améliore la log-vraisemblance estimée du modèle.

Dans le modèle à hasards proportionnels, les estimateurs peuvent être interprétés par le rapport des hasards. Il est défini comme le rapport des hasards évalués pour des valeurs différentes de la covariable considérée. Par exemple, le rapport de hasards pour la variable binaire : ménage à haut revenu est 0,940. Le hasard pour un individu issu d'un ménage à haut revenu représente 94 % du hasard des individus qui n'appartiennent pas à un ménage à haut revenu. Les covariables dont le ratio des hasards est inférieur à 1 ($\beta < 0$) réduisent le taux de hasard et en conséquence augmentent la survie et le budget-temps de transport. Pour les covariables quantitatives, les estimateurs sont interprétables comme la valeur de la dérivée du logarithme du taux de hasard. Une augmentation de 1 min de la durée de loisir conduit à une variation du budget-temps de transport de $100(e^{0,0018}-1)=0,2$ %. Ainsi, une hausse de 1 heure du temps de loisir quotidien augmente de 12 % le temps de transport quotidien.

⁸⁸ Le mode de transport principalement utilisé de la journée est défini à partir du nombre de déplacements réalisés par ce mode.

tableau 6-4 : Estimation du modèle de Cox– Sélection stepwise

Estimation Semi-paramétrique Cox Variables dépendantes	S1: caractéristiques du ménage et de l'individu		S2: S1 + durées d'activités		S3: S2 + mode principal	
	Estimateurs	Ratios des Hasards	Estimateurs	Ratios des Hasards	Estimateurs	Ratios des Hasards
Homme	-0,089 ***	0,915	-0,110 ***	0,896	-0,132 ***	0,877
Age < 20 ans	-	-	-0,139 ***	0,870	-	-
Age > 50 ans	0,201 ***	1,222	0,190 ***	1,210	0,114 ***	1,121
Age	-0,002 *	0,998	-0,006 ***	0,994	-0,005 ***	0,995
Actif	-0,079 ***	0,924	-0,469 ***	0,626	-0,369 ***	0,691
Chômeur	-	-	-0,098 **	0,907	-	-
Ecolier	0,338 ***	1,403	-	-	-	-
Femme au foyer	0,146 ***	1,157	-	-	-	-
Nombre d'enfants de plus de 5 ans	0,073 ***	1,076	0,101 ***	1,107	0,062 ***	1,064
Nb d'enfants de moins de 5 ans	0,115 ***	1,122	0,153 ***	1,166	0,084 ***	1,088
Taille du ménage	-0,065 ***	0,937	-0,093 ***	0,911	-0,070 ***	0,933
Ménage à haut revenu	-0,061 **	0,940	-	-	-	-
Ménage à faible revenu	-0,042 *	0,959	-0,054 **	0,948	-0,074 ***	0,928
Ménage non-motorisé	-0,117 ***	0,890	-0,152 ***	0,859	-	-
Centre-ville	-	-	-	-	-0,074 **	0,929
1ere couronne est	0,066 **	1,069	0,056 **	1,057	0,066 **	1,068
2eme couronne ouest	-0,094 ***	0,910	-0,106 ***	0,899	-0,086 ***	0,918
3eme couronne est	-	-	-	-	0,069 **	1,071
Lundi	0,151 ***	1,163	0,083 ***	1,087	0,075 ***	1,078
Mardi	0,069 ***	1,071	-	-	-	-
Temps de travail			0,000170**	1,000	0,0002 ***	1,000
Temps de loisir			-0,00180***	0,998	-0,0017 ***	0,998
Temps d'achat			-0,00250***	0,998	-0,0021 ***	0,998
Accompagnement(0/1)			-0,298 ***	0,742	-0,314 ***	0,731
Deux-roues motorisées					0,839 ***	2,314
Marche					0,885 ***	2,424
Modes publics					-0,128 ***	0,880
Modes privés (automobile)					0,416 ***	1,516
Vélo					0,377 ***	1,458
Log Vraisemblance	-93481,5		-93220,2		-92754,3	

*seuil de significativité : * 0,1 ; ** 0,05 ; *** 0,01*

Les trois estimations indiquent que la plupart des covariables ont les mêmes effets que ceux obtenus par la régression MCO. Les hommes ont un hasard plus faible que les femmes et donc un budget-temps de transport plus élevé en moyenne.

Les actifs ont un budget-temps de transport plus élevé que les chômeurs. Et les chômeurs ont un budget-temps de transport plus élevé que les écoliers et les femmes au foyer. La présence d'enfants dans le ménage réduit le budget-temps de transport. Cet effet est d'autant plus fort que les enfants sont âgés de moins de 5 ans. Le nombre de membres du ménage est positivement lié au budget-temps de transport. Et les membres d'un ménage à haut revenu ont en moyenne des budgets-temps de transport plus élevés que les autres. La localisation

résidentielle affecte le budget-temps de transport. La localisation en centre-ville est associée à des budgets-temps de transport plus élevés. Et le jour du déplacement est influant. Les signes et les niveaux de ces estimateurs relatifs aux ménages et aux individus sont stables pour les trois ensembles de covariables utilisés.

L'introduction des durées d'activités (S2) montre un lien positif entre les budgets-temps de transport et les durées de loisir et d'achat. Le temps de travail quotidien semble avoir un effet négatif relativement faible sur le budget-temps de transport. Enfin, les individus ayant au moins un déplacement d'accompagnement dans leur journée ont un budget-temps de transport significativement plus important.

Les rapports de hasards les plus importants sont associés aux modes de transport, introduits dans S3. Ils peuvent être ordonnés par ordre croissant des budgets-temps de transport correspondant : marche à pied, deux-roues motorisées, voiture particulière, vélo et transports collectifs. La marche et les deux-roues motorisées diminuent le budget-temps de transport, avec un rapport de hasards supérieur à 2. Alors que le hasard associé aux transports publics est le plus faible et implique donc des budgets-temps de transport plus élevés⁸⁹.

L'approche semi-paramétrique confirme les intuitions produites par l'estimation non-paramétrique relativement aux effets des covariables et permet de sélectionner les covariables les plus influentes à introduire dans le modèle. Mais la fonction de hasard n'est pas estimée par cette méthode et ne révèle donc aucune information sur la dynamique temporelle du processus étudié.

Dans la partie finale de l'estimation, le modèle pleinement paramétrique estime simultanément, les coefficients associés aux covariables et la dynamique temporelle.

Section V - L'estimation paramétrique

De façon générale, les applications des modèles de durées paramétriques à l'analyse des durées d'activités ont utilisé la fonction de distribution Weibull (Manning et al., 1994 ;

⁸⁹ Une endogénéité non-négligeable est révélée par les estimateurs des modes de transport. En effet, l'amplitude des effets des modes relativement aux autres estimateurs rappelle le lien très fort entre le choix modal et les comportements de mobilité. Pour intégrer cet aspect un modèle amont de choix modal devrait être développé sur la base de variables instrumentales différentes de celles déjà présentes dans le modèle de durées.

Kitamura et al., 1997a). Cette distribution correspond à un hasard monotone, qui n'est pas observé dans notre estimation non-paramétrique. Les distributions exponentielle et Weibull sont rejetées par les tests des formes de hasard. En conséquence, nous estimons, dans un premier temps, l'ensemble des modèles suivants : exponentiel, Weibull, log-logistique, log-normale et gamma généralisée. Parmi ceux-ci, les modèles à durée de vie accélérée avec les distributions log-normale, log-logistique et gamma généralisée permettent des formes de hasards non-monotones.

Les covariables introduites dans le modèle sont, pour l'essentiel, celles issues du modèle de Cox précédemment estimé sur l'ensemble le plus complet : S3. Certains ajustements ont été réalisés afin de conserver les indicateurs les plus significatifs dans les modèles à hasards non-monotones. Par exemple, les indicateurs introduits pour l'âge, le statut professionnel ou la localisation géographique différent du modèle de Cox, mais produisent globalement les mêmes résultats.

En général, les statistiques du rapport de vraisemblances permettent de comparer des modèles qui sont emboîtés. Nous avons vu que les distributions exponentielle, Weibull et log-normale sont des cas particuliers de la distribution gamma généralisée. Les modèles basés sur ces distributions peuvent donc être testés par le rapport de vraisemblances. Seule la fonction log-logistique n'est pas emboîtée dans la distribution gamma généralisée. En conséquence, un test formel ne peut être réalisé pour tester ce modèle contre un autre. Les qualités d'ajustement des modèles log-logistique, log-normal et gamma généralisé, pour l'ensemble S3, seront simplement comparés par leur niveau de vraisemblance et leurs résidus de Cox-Snell.

tableau 6-5 : Vraisemblances des modèles estimés sur l'ensemble S3

Modèles	Log vraisemblances
Exponentiel	-13494,23
Weibull	-11590,0
Log-log	-10717,79
Log-normale	-10839,36
Gamma généralisée	-10812,68

tableau 6-6 : Statistiques de test du rapport de vraisemblances

Modèle 1 vs Modèle 2	Statistiques de test
Exponentiel vs Weibull	3808,46 ***
Exponentiel vs Gamma G	5363,10 ***
Weibull vs Gamma G	1554,64 ***
Log-normale vs Gamma G	53,36 ***

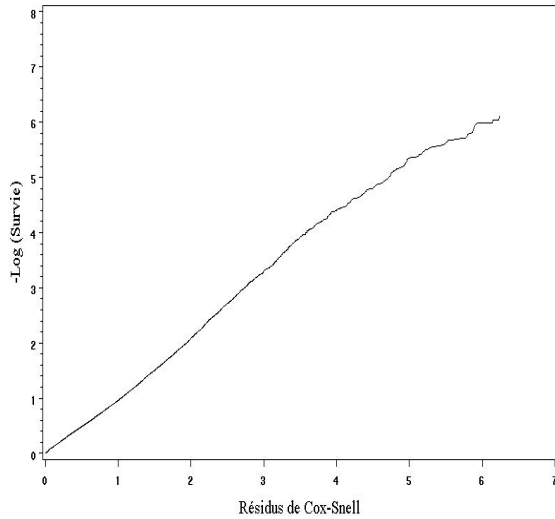
Tous ces tests n'ont qu'un seul degré de liberté, sauf le test de la distribution exponentielle contre la gamma généralisée, qui impose deux contraintes.

Le tableau 6-6 donne les statistiques du test du rapport de vraisemblances pour les différents modèles emboîtés. L'ensemble des tests rejette les hypothèses de contraintes sur les paramètres des distributions. Ainsi, les tests du rapport de vraisemblances réalisés indiquent que le meilleur ajustement est celui du modèle gamma généralisé, relativement aux autres modèles.

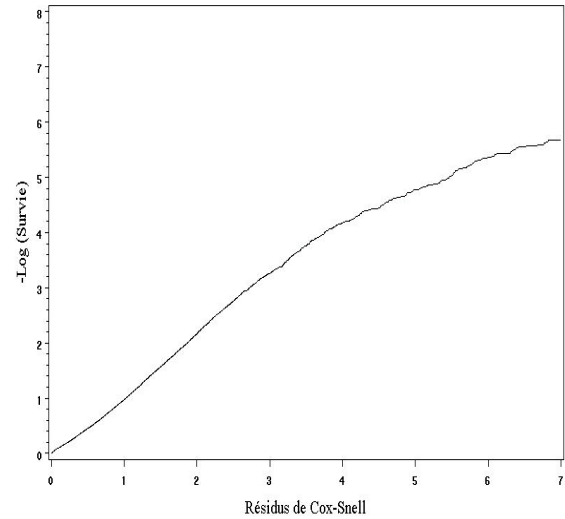
Toutefois, la log-vraisemblance du modèle log-logistique est inférieure à celle du modèle gamma généralisé, ce qui suggère une bonne qualité d'ajustement pour ce modèle. Mais les distributions n'étant pas emboîtées, nous ne pouvons utiliser un test formel du rapport de vraisemblances. L'estimation des deux modèles log-logistique et gamma généralisé (annexes XVIII et XIX) produisent des résultats très proches tant au niveau des estimateurs que de la forme du hasard estimé. De plus, les graphiques des résidus de Cox-Snell semblent indiquer une meilleure qualité d'ajustement pour le modèle log-logistique par rapport au modèle gamma généralisé. En effet, les résidus de Cox-Snell du modèle log-logistique (figure 6-10 (a)) semblent distribués selon une distribution exponentielle.

figure 6-10 : Résidus de Cox-Snell

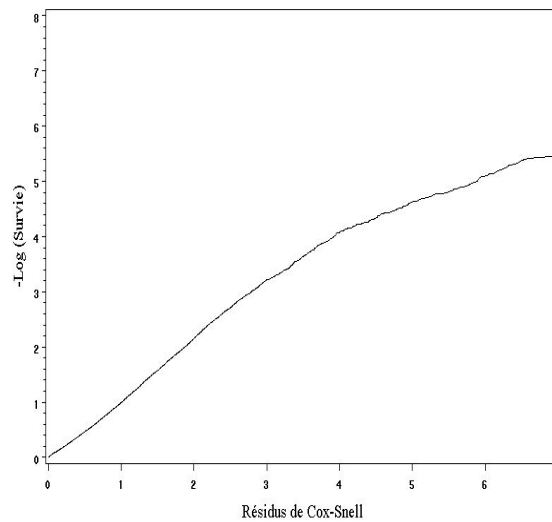
(a) Log-logistique



(b) Log-normale



(c) Gamma généralisée



En définitive, les différents modèles estimés autorisant une forme non-monotone du hasard, produisent des estimateurs très proches. Les tests réalisés ne permettent pas de conclure formellement au rejet de l'un des modèles par rapport aux autres. Les annexes XVIII et XIX présentent les estimateurs obtenus pour les modèles log-normal et gamma généralisé qui sont très proches des estimateurs du modèle log-logistique. Les seuls indicateurs disponibles, les résidus de Cox-Snell et les niveaux de vraisemblance, nous incitent à

privilégier le modèle log-logistique. Ce modèle permet, de plus, des interprétations des estimateurs plus directes que les deux autres modèles.

tableau 6-7 : Modèle paramétrique log-logistique

Estimation paramétrique Log-logistique	S1: caractéristiques du ménage et de l'individu		S2: S1 + durées d'activités		S3: S2 + mode principal	
	Estimateurs	exp(β)	Estimateurs	exp(β)	Estimateurs	exp(β)
Constante	3,905 ***	49,65	3,507 ***	33,35	3,859 ***	47,42
Homme	0,048 ***	1,05	0,061 ***	1,06	0,049 ***	1,05
Age < 20 ans	-0,108 ***	0,90	0,101 ***	1,11	0,083 ***	1,09
Age	-0,0004	1,00	0,0006	1,00	0,001 **	1,00
Actif	0,227 ***	1,25	0,264 ***	1,30	0,204 ***	1,23
Nb d'enfants de plus de 5 ans	-0,046 ***	0,96	-0,055 ***	0,95	-0,022 **	0,98
Nb d'enfants de moins de 5ans	-0,067 ***	0,94	-0,107 ***	0,90	-0,065 ***	0,94
Taille du ménage	0,044 ***	1,04	0,059 ***	1,06	0,044 ***	1,04
Ménage à haut revenu	0,061 ***	1,06	0,031 *	1,03	0,029 *	1,03
Ménage à faible revenu	0,021	1,02	0,033 **	1,03	0,028 **	1,03
Centre-ville	0,071 ***	1,07	0,055 **	1,06	0,042 **	1,04
2eme couronne ouest	0,059 ***	1,06	0,056 ***	1,06	0,053 ***	1,05
3eme couronne est	-0,048 **	0,95	-0,051 **	0,95	-0,052 ***	0,95
Lundi	-0,095 ***	0,91	-0,053 ***	0,95	-0,048 ***	0,95
Vendredi	0,051 ***	1,05	0,034 *	1,03	0,039 **	1,04
Temps de travail			0,0002 ***	1,00	0,0002 ***	1,00
Temps de loisir			0,0016 ***	1,00	0,0015 ***	1,00
Temps d'achat			0,0026 ***	1,00	0,0023 ***	1,00
Accompagnement(0/1)			0,293 ***	1,34	0,296 ***	1,34
MAP					-0,708 ***	0,49
Vélo					-0,305 ***	0,74
Deux-roues motorisées					-0,663 ***	0,52
Modes publics					0,085 ***	1,09
Modes privés (VP)					-0,369 ***	0,69
Coef. de pente	0,3945		0,377		0,3510	
Log Vraisemblance	-11986,60		-11480,42		-10717,79	

seuil de significativité : * 0,1 ; ** 0,05 ; *** 0,01

La plupart des covariables sont significatives à 5% et les effets sur la durée estimée sont de même signe que dans l'estimation du modèle de Cox⁹⁰. Le modèle est construit avec les trois ensembles de covariables, S1, S2 et S3. Dans un modèle à durée de vie accélérée, l'exponentiel des estimateurs s'interprète en termes de rapport des temps estimés. Par exemple, avec l'ensemble S1, le budget-temps de transport estimé pour les hommes est 5%

⁹⁰ Dans le modèle à durée de vie accélérée l'effet d'une covariable sur la durée est donné par le signe de l'estimateur. Dans le modèle à hasards proportionnels, l'effet sur la durée est donné par l'opposé de l'estimateur.

plus élevé que celui des femmes. Les personnes de moins de 20 ans ont un budget-temps de transport 10% plus faible que les autres classes d'âge. Mais, l'effet de cette classe d'âge s'inverse lorsque les durées d'activités sont introduites dans les ensembles S2 et S3. Le statut professionnel affecte la durée quotidienne de transport : les actifs ont ainsi un budget-temps de transport 25% plus élevé. Le nombre d'enfants dans le ménage réduit les budgets-temps de transport, tandis que le nombre de membres du ménage augmente les budgets-temps de transport. Les membres d'un ménage à haut revenu et ceux d'un ménage à faible revenu sont caractérisés par un budget-temps de transport plus élevé. Les localisations résidentielles en centre-ville et en 2^{ème} couronne ouest augmentent le budget-temps de transport, alors que la localisation en 3^{ème} couronne réduit le budget-temps de transport. Enfin, la mobilité dépend du jour de déplacement : les budgets-temps de transport sont plus faibles le lundi et plus élevés le vendredi.

Avec l'ensemble S2, les covariables relatives aux activités améliorent la vraisemblance du modèle. L'indicatrice d'accompagnement a un fort effet positif sur les budgets-temps de transport. Les durées de loisir et d'achat affectent positivement les budgets-temps de transport. Par exemple, une hausse de 60 min des activités de loisir augmente le budget-temps de transport de 9,5%. L'effet de la durée de travail reste faible et positif. Ces résultats confirment ceux des estimations précédentes, non-paramétriques et semi-paramétriques. Ils semblent indiquer que la somme des temps de transport quotidiens n'est pas clairement dépendante de la durée quotidienne de travail.

De plus, ces résultats illustrent un aspect de la concurrence entre les activités. Ils indiquent que l'allocation de temps entre, d'un côté, les activités de loisir et d'achat et de l'autre le transport ne se fait pas au détriment de l'activité de transport. La demande pour le transport est complémentaire et peut être considérée comme une demande dérivée des activités de loisir et d'achat. Enfin, le faible impact du temps de travail sur le budget-temps de transport semble indiquer que ce dernier reste stable quelle que soit la durée quotidienne de travail. Ainsi, comme nous l'avons évoqué dans le chapitre 2, une compensation semble s'opérer entre les motifs de déplacement. Les budgets-temps de transport paraissent constituer, d'une part, d'une composante relativement stable associée aux activités contraintes, comme le travail et d'autre part, d'une composante associée aux activités discrétionnaires, telles que les loisirs et les achats et sensible à ces durées d'activités discrétionnaires hors-domicile.

L'ensemble S3 introduit les modes de transport principaux. Ces covariables sont hautement significatives et influentes. Cependant, elles sont des indicateurs des vitesses auxquelles ont accès les individus. Dès lors, nous pouvons suspecter une forte endogénéité entre le mode de transport choisi et le temps de transport.

Sur les trois ensembles de covariables, les estimateurs sont stables. Ainsi que le coefficient d'échelle de la distribution log-logistique, qui est inférieur à 1 et indique un hasard non-monotone. Le taux de hasard estimé pour l'ensemble S3 est croissant jusqu'à 72,8 min, puis décroissant. La figure 6-11 présente ce taux de hasard pour l'ensemble S3, ainsi que la survie estimée.

Le hasard, la survie et les quantiles, présentés dans le tableau 6-8, caractérisent la distribution des budgets-temps de transport. Elle est centrée sur 59 min et asymétrique à droite.

tableau 6-8 : Quantiles estimés pour une distribution log-logistique

Quantiles	Q90	Q75	Q50	Q25	Q10
BTT	27,35	40,23	59,16	86,99	127,99

A partir de la médiane estimée pour le point moyen de l'échantillon nous pouvons quantifier les effets des variations unitaires des covariables (tableau 6-9). Le temps médian estimé est augmentée de 2,8 min pour les hommes. Le statut d'actif augmente la médiane de 12 min. Le nombre d'enfants du ménage diminue le budget-temps de transport médian de 1 à 3,8 min. La localisation en centre-ville majore le budget-temps de transport médian de 2,5 min. Les durées des activités discrétionnaires affectent le budget-temps de transport médian. Une variation de 10 min du temps d'achat implique une hausse du budget-temps de transport de 1,3 min et une variation de 10 min du temps de loisir, une hausse de 0,8 min. L'impact d'une variation du temps de travail reste très marginal. La présence d'un déplacement d'accompagnement augmente fortement le budget-temps de transport médian (+17,5 min). La sensibilité du budget-temps de transport médian aux modes principaux utilisés est très forte et révèle un ordre des budgets-temps de transport selon le mode principal : marche et deux roues motorisées correspondent aux budgets-temps de transport les plus faibles (le budget-temps de transport médian est réduit de 40 min), puis viennent le vélo et l'automobile, qui réduisent le

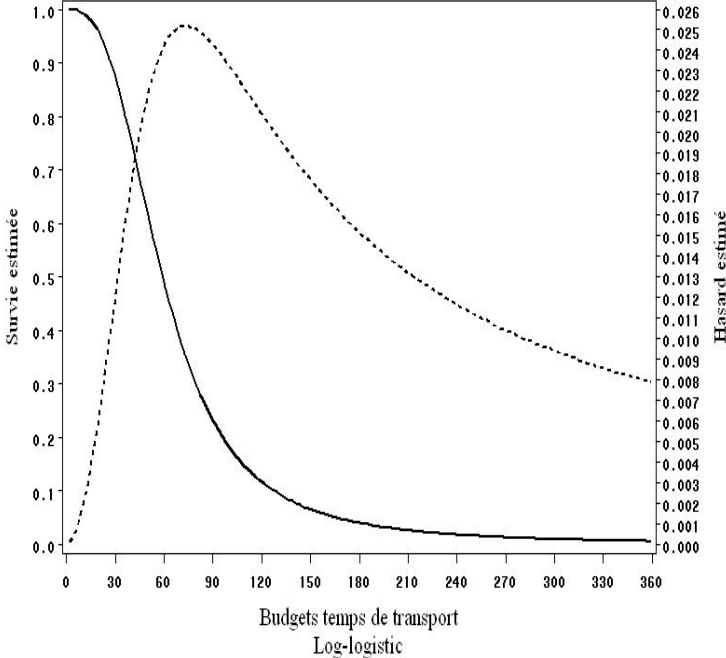
budget-temps de transport médian de 20 min et les transports collectifs augmentent le budget-temps de transport médian de 5 min.

tableau 6-9 : Ratio des survies médianes estimées et effets estimés sur le temps médian estimé

Variables dépendantes	Ratio des durées	Effet sur le temps médian estimé
Constante	47,418	
Homme	1,050	2,89
Age < 20 ans	1,087	4,92
Age	1,001	0,059
Actif	1,226	12,08
Nombre d'enfants de plus de 5 ans	0,978	-1,31
Nb d'enfants de moins de 5ans	0,937	-3,82
Taille du ménage	1,045	2,58
Ménage à haut revenu	1,029	1,73
Ménage à faible revenu	1,028	1,63
Centre-ville	1,043	2,49
2eme couronne ouest	1,054	3,13
3eme couronne est	0,949	-3,05
Lundi	0,953	-2,79
Vendredi	1,040	2,28
Temps de travail	2,719	0,012
Temps de loisir	2,723	0,088
Temps d'achat	2,725	0,137
Accompagnement(0/1)	3,821	17,51
MAP	0,493	-41,89
Vélo	0,737	-18,01
Deux-roues motorisées	0,515	-39,19
Modes publics	1,089	5,03
Modes privés (VP)	0,691	-21,83

Enfin, le hasard paramétrique estimé atteint son maximum (0,0252) pour un budget-temps de transport de 72,85 min. La survie médiane estimée pour $t=0$ est de 59,12 min.

figure 6-11 : Hasard log-logistique et survie estimés



Conclusion de la Partie III

Cette application des modèles de durées à la gestion des temps de transport individuels révèle deux types de résultats. Tout d'abord, les estimations mettent en évidence les effets des attributs socio-économiques des individus et des ménages, ainsi que ceux des durées d'activités et des choix modaux. Ces effets sont à rapprocher des résultats des autres analyses des temps de transport et des autres activités. Par exemple, les effets du genre, du nombre d'enfants et de la taille du ménage renvoient à la question du partage des responsabilités entre les membres d'un ménage. Les effets des jours de déplacement indiquent un cycle hebdomadaire dans les durées de déplacement, très certainement lié aux programmes d'activités. L'effet des localisations résidentielles rappelle les multiples dimensions intervenant dans le choix de localisation. Il devient alors difficile de distinguer l'impact des localisations qui mêle à la fois, l'effet de la position dans le système de transport (conditions de déplacement subies) et les choix de long terme de mode de vie, qui articulent la mobilité et les programmes d'activités souhaités dans le choix de localisation. L'impact des durées d'activités confirme les observations des études selon lesquelles le temps de transport est influencé positivement par les durées des activités discrétionnaires, alors que le temps de travail a un faible impact. L'accompagnement se révèle, en revanche, particulièrement influant sur la durée quotidienne de déplacement. Enfin, l'impact des modes de transport provient très certainement de l'endogénéité des durées de déplacement par rapport aux choix modaux.

Par ailleurs, la distribution des budgets-temps de transport est caractérisée par un hasard non-monotone. Cette dynamique temporelle peut être le caractère naturel de la gestion des temps de transport. Toutefois, il paraît opposé à l'idée selon laquelle les valeurs du temps sont croissantes avec les durées de déplacement. Le plus vraisemblable est certainement que les deux phases du hasard proviennent de la juxtaposition de deux types d'individus qui restent à identifier. Le premier type d'individus est caractérisé par une probabilité d'interruption croissante à un rythme accéléré. Le second type a une probabilité d'interruption croissante mais à un rythme se ralentissant.

Ces dynamiques temporelles semblent indiquer des gestions des temps de transport différentes. Des représentations différentes des comportements de ces deux groupes d'individus peuvent être proposées. Le premier groupe d'individus, dont le hasard est croissant, semble pouvoir être représenté par la classique maximisation d'utilité du transport, dont le programme dual est la minimisation du temps de transport sous les contraintes. Le second groupe se compose d'individus dont la probabilité conditionnelle d'interrompre leur budget-temps de transport est décroissante au-delà de 90 min. La réalisation de leur comportement d'allocation de temps au transport ne semble pas leur permettre d'aboutir à un budget-temps de transport faible. En définitive au-delà de 90 min, les individus restant pourraient être de deux types : les uns caractérisés par des situations particulières qui ne leur permettent pas d'atteindre la réduction de leur budget-temps de transport ; les autres ne souhaitant pas réduire leur budget-temps de transport. En conséquence, l'objectif de minimisation des temps de transport pour cette population peut être remise en question.

La distinction de ces deux types de dynamiques temporelles est alors à rechercher dans les attributs des individus et de leurs situations, ou dans leurs préférences et les contraintes sur leur mobilité. Parmi ces budgets-temps de transport élevés, une part peut bien sûr s'expliquer par les erreurs de mesure ou de codage. Mais pour les 25% d'individus de l'échantillon concernés, ces budget-temps de transport peuvent être des réalisations de mobilités exceptionnelles, mais aussi régulières. Tout d'abord, des situations exceptionnelles pourraient expliquer une part de ces budgets-temps de transport. En effet, les conditions de circulation particulièrement difficiles, un problème d'accès aux modes de transport ou encore un programme d'activités exceptionnel le jour des déplacements peuvent produire de tels niveaux exceptionnels de budget-temps de transport. Ensuite, une part de ces observations provient très probablement de mobilités régulières pouvant être celles soit d'individus très actifs et choisissant un budget-temps de transport élevé afin de satisfaire les besoins de leur programme d'activités, soit celles d'individus fortement contraints.

Ces interprétations des résultats admettent naturellement un certain nombre de limites dues à la structure et aux hypothèses du modèle. Plus particulièrement, le hasard de référence résultant du modèle paramétrique log-logistique peut être remis en question. D'une part, l'approche paramétrique nécessite d'imposer une forme de distribution pour les fonctions de

hasard et de survie de référence. Cependant, Meyer (1990) a montré que lorsque la forme paramétrique supposée est incorrecte, l'estimation de la fonction de hasard l'est aussi. D'autre part, dans notre modèle, les individus sont supposés homogènes dans leur gestion du temps consacré à la mobilité. L'omission de différences entre individus ou l'hétérogénéité inobservée peut biaiser les estimateurs des paramètres (Heckman et Singer, 1984). Pour résoudre ce problème l'hétérogénéité inobservée peut être incorporée dans la fonction de hasard en ajoutant un terme d'erreur individuel spécifique dont nous devons supposer une distribution *a priori*. La méthode la plus courante est l'introduction d'un terme d'hétérogénéité, ν , dont la distribution est spécifiée comme une distribution gamma généralisée, $g(\nu)$. Ainsi, la fonction de densité des durées peut s'exprimer en fonction de la densité conditionnelle des durées et de la densité de l'hétérogénéité :

$$f(t) = \int f(t|\nu)g(\nu)d\nu$$

Ainsi, la source principale d'hétérogénéité est prise en compte. L'hétérogénéité restante, étant aléatoire, ne causera pas de biais important dans nos estimations.

Toutefois, Bhat (1996a) a montré que la prise en compte de l'hétérogénéité inobservée par cette méthode paramétrique ne permet pas de corriger le biais résultant d'une erreur de spécification de la distribution de référence. En conséquence, un modèle non-paramétrique et une introduction non-paramétrique de l'hétérogénéité inobservée seraient les plus efficaces pour l'estimation simultanée de la dynamique temporelle et des coefficients associés aux covariables.

L'estimation préalable de notre modèle par les méthodes non-paramétrique et semi-paramétrique est réalisée afin d'acquérir le plus d'information possible sur les effets des covariables et les propriétés de la forme du hasard. Nous espérons ainsi réduire les risques d'une mauvaise spécification de la distribution de référence.

Par ailleurs, la méthode appliquée est une modélisation continue du temps, qui évite les problèmes liés à la définition d'intervalles discrets de temps. Il en résulte l'hypothèse implicite que les budgets-temps de transport quotidiens sont déterminés par un processus continu. Cette hypothèse paraît raisonnable dans l'objectif de l'analyse de l'allocation quotidienne de budgets-temps aux activités. Mais l'analyse plus fine des programmes

d'activités nécessite la prise en compte des multiples séquences composant les emplois du temps. Dans cet objectif, un modèle à risques concurrents peut être développé. Dans un modèle de ce type les probabilités de transition d'une activité à une autre sont estimées, ainsi que les durées de chaque épisode d'activité. Popkowski Leszczys et Timmermans (2002) ont montré la pertinence de ces modèles pour ce type d'analyses. De plus, ces modèles peuvent tenir compte des dépendances des probabilités conditionnelles de transition par rapport aux états d'origine et de destination et ainsi représenter des processus décisionnels discrets-continus de choix et de durée de participation par une méthode particulièrement flexible. Dans ce cadre, chaque probabilité conditionnelle d'interruption d'une activité peut être dépendante du type des activités précédente et suivante.

CONCLUSION GENERALE

Notre travail a consisté à interroger la constance des budgets-temps de transport quotidiens, et dans un premier temps, la notion plus fondamentalement de « loi ». A cette dernière nous substituons le terme de « conjecture » car ce qui est en jeu n'est pas tant l'établissement d'un constat, que le développement d'une analyse.

Les mesures de la mobilité soutiennent difficilement une stabilité rigoureuse des budgets-temps de transport. Toutefois, les variations observées semblent étonnamment réduites face à l'extension des distances parcourues et au développement des vitesses. Ce que nous qualifions d'« hypothèse forte de stabilité » doit donc être compris relativement à l'hétérogénéité des systèmes de transport observés. Par ailleurs, le phénomène agrégé du budget-temps de transport constant recouvre des mécanismes divers qui révèlent tous les enjeux de l'évolution des caractéristiques de la mobilité. Ces mécanismes semblent indiquer des gestions paradoxales du temps de transport, tant au niveau de la ville qu'au niveau individuel.

Au niveau urbain, les gains de vitesse n'ont pas été utilisés pour passer moins de temps dans les transports, mais pour aller plus loin. La comparaison internationale des budgets-temps de transport semble soutenir ce réinvestissement des gains de temps en transport supplémentaire. Elle paraît aussi indiquer la croissance des budgets-temps de transport motorisé dans certaines situations. En mettant l'accent sur les organisations des espaces-temps urbains, cette analyse distingue deux profils d'agglomération selon les consommations d'espace et de temps des mobilités associées. Ainsi, nous identifions un profil urbain extensif, dont le développement est associé à des distances parcourues et des temps de déplacement motorisés élevés. Dans ces agglomérations, l'automobile semble être à la fois la condition permissive et la condition nécessaire du développement de l'espace-temps urbain. A l'opposé, les villes du profil intensif semblent parvenir à maintenir les consommations espace-temps de leur mobilité, en proposant une autre organisation urbaine plus dense et un système de transport moins dépendant de l'automobile et, *a priori*, moins rapide. Cette opposition illustre le paradoxe de la gestion des temps de transport urbain, puisque les vitesses plus rapides du profil extensif ne semblent pas réduire, ni même maintenir constant le budget-temps de

transport. Tout se passe alors comme si, dans ces agglomérations, la vitesse avait ouvert de nouveaux espaces plus attractifs, qui incitent à l'extension du budget-temps de transport.

Toutefois, les données imposent de nombreuses limites. L'absence des temps de déplacement en marche à pied nous contraint, pour la comparaison des temps de déplacements urbains, à supposer que la gestion des temps de transport motorisé est indépendante de celle des temps en marche à pied. De plus, les contraintes inhérentes à l'analyse en séries croisées appellent toutes les précautions pour l'interprétation des résultats en termes de causalités. En conséquence, le probable dépassement des budgets-temps de transport, que nous constatons, n'est pas rigoureusement démontré. Malgré cela, notre analyse des espaces-temps urbains souligne les enjeux de la maîtrise des vitesses dans le développement urbain. Le probable surinvestissement des gains de temps attire, notamment, l'attention sur les limites des politiques urbaines et des transports en matière de régulation des mobilités et du développement urbain. La gestion des temps de transport urbain doit donc être reconsidérée par ces politiques de régulation.

Ainsi, sous l'hypothèse d'un effet de cliquet à la baisse des budgets-temps de transport, les outils classiques de ces politiques (tarification des infrastructures et des modes de transport, réglementation des accès, investissement en transports collectifs, etc.) encourent deux risques. Tout d'abord, celui de voir leurs effets détournés par les mécanismes d'ajustement s'articulant autour des temps de transport. Les politiques de développement des infrastructures, de péages de congestion ou de densification et de mixité de l'espace urbain sont susceptibles, à terme, de produire des gains de temps et donc des demandes induites qui réduiront les impacts escomptés. Ensuite, les politiques parvenant à bloquer ces ajustements (par exemple en limitant directement les vitesses), pourraient conduire à une hausse des budgets-temps de transport, avec le risque de réduire l'accessibilité. En conséquence, il apparaît comme nécessaire de parvenir, simultanément, à bloquer le « hold up » des gains de temps et à proposer des solutions alternatives de mobilité et de localisation.

Le second paradoxe de la gestion des temps de transport fait référence aux choix de programme d'activités. Au niveau individuel, les gains de temps ne sont pas consacrés à d'autres activités, qui auraient *a priori* une utilité plus grande que le transport. Cette substitution attendue entre les temps de transport et d'activités soulève la question des

relations entre les durées activités et notamment celle de la représentation de la demande dérivée de transport. Notre analyse de la dimension temporelle de la mobilité individuelle soumet l'idée selon laquelle le choix du temps de transport relève à la fois du coût d'accès aux opportunités et de l'activité en soi. En conséquence, la durée quotidienne de déplacement ne serait pas uniquement déterminée par la relation de nécessité, qui la relie aux autres activités, mais entrerait aussi, directement en concurrence avec les activités. Un défi des modélisations des mobilités réside dans l'intégration de la dimension temporelle du transport dans les représentations des comportements d'activités. Les modèles actuels sont fortement limités par la relativement faible connaissance des mécanismes d'allocation de temps aux activités.

L'analyse de la mobilité par les activités considère que les choix de transport sont dictés par les activités constituant les emplois du temps. Cette orientation a contribué à définir un nouveau rôle du temps dans les comportements. En effet, la participation aux activités peut être vue comme une question d'allocation de temps. En conséquence, dans le prolongement logique de l'analyse du budget-temps de transport, une attention particulière est portée à ses relations avec les durées quotidiennes d'activités. Dans un premier temps, l'intégration du double rôle du temps de transport (coût d'accès et activité en soi) est proposée dans l'une des représentations microéconomiques du comportement d'allocation de temps les plus récentes et abouties de Jara-Diaz (2003). Cette formalisation propose une valorisation des gains de temps de transport au travers de la contrainte les reliant aux durées d'activités. Ce résultat souligne tout l'intérêt de l'analyse des relations entre les temps des différentes activités, dont le transport, pour la compréhension de la nature dérivée du temps de transport.

L'analyse des budgets-temps de transport individuels que nous proposons se révèle pertinente, mais elle est toutefois limitée. En effet, en se concentrant sur les budgets-temps de transport quotidiens, elle apporte un nouveau regard sur le comportement d'allocation de temps au transport et sur les relations existant entre les budgets-temps de transport et ceux des autres activités. Toutefois, par l'agrégation des temps de déplacement, les attributs et les spécificités de chaque déplacement et de chaque activité ne sont plus détaillés. Nous ne pouvons alors plus observer les liens entre les durées de chaque épisode d'activités qui composent l'emploi du temps quotidien.

De nombreux modèles de durées ont été estimés pour différents types d'activités. Ils se sont révélés pertinents, tout d'abord, pour l'exploration des relations entre les durées et les

attributs socio-économiques individuels, les caractéristiques de mobilité, etc. De plus, ils permettent la caractérisation de la dynamique temporelle du processus étudié. Ainsi, ils peuvent révéler les cycles temporels animant les activités ou l'existence de dynamiques différenciées selon les groupes d'individus. De façon similaire à l'estimation de modèles de durées pour l'analyse des durées d'activités, nous en proposons une application aux budgets-temps de transport de Lyon. Au-delà de l'illustration de régularités du budget-temps de transport et de ses relations avec d'autres variables, les résultats illustrent quelques éléments relatifs aux programmes d'activités et à la gestion des temps. Notamment, les élasticités du budget-temps de transport médian par rapport aux durées d'activités indiquent sa corrélation positive avec les durées d'achats et de loisir. De plus, la dynamique temporelle caractérisant les budgets-temps de transport semble indiquer un seuil à partir duquel la probabilité d'interruption du temps de transport est décroissante. Ce seuil peut être le signe de l'existence de deux types de gestions des temps de transport. Un développement de cette version du modèle pourra préciser l'identification des sources de cette hétérogénéité.

Dans la perspective de l'exploration des relations entre les budgets-temps des activités et du rôle du budget-temps de transport dans les emplois du temps, la prolongation de cette recherche pourra s'orienter vers une modélisation plus précise de ces systèmes. Pour cela, les modèles de durées à risques concurrents conditionnels nous paraissent une méthodologie adaptée. En effet, cette modélisation des probabilités de transition d'un type d'activités à un autre permet la dépendance des durées des épisodes d'activités par rapport aux types des activités précédente et suivante. Ainsi, ces durées sont directement en relation avec l'enchaînement des activités. De plus, par l'introduction de facteurs variant dans le temps, il semble possible de pouvoir représenter les effets du contexte temporel sur les programmes d'activités, tels que les horaires de réalisation des activités et des déplacements, les situations des autres membres du ménage, l'évolution des conditions de trafic, etc.

Les deux gestions paradoxales des budgets-temps de transport, suggérées par leur stabilité soulignent, chacune à son niveau, certains mécanismes des comportements de mobilité. Au niveau urbain, l'analyse des temps de transport met l'accent sur l'articulation des espaces accessibles et en définitive sur les espaces-temps offerts par la ville. Alors que rapportées au

comportement d'allocation des temps, les durées de transport renvoient au mode de gestion de la ressource temporelle individuelle.

Plus généralement, les deux approches, que nous avons développées, proposent en fait deux visions complémentaires de l'inscription de la mobilité dans les dimensions spatiale et temporelle des systèmes urbains. Par ailleurs, l'approche de la mobilité par les activités souligne le poids des interactions sociales dans la détermination des programmes d'activités. L'appartenance à différents réseaux sociaux (famille, groupe d'amis, réseau professionnel, etc.) définit un ensemble supplémentaire d'opportunités, de priorités et de contraintes. Une compréhension holistique de la mobilité passe donc par l'articulation d'au moins ces trois dimensions.

Bibliographie Générale

Bibliographie de la Partie I

- ARMOOGUM J., Z. KRAKUTOVSKI et J.-L. MADRE, (2003), « Long term trend of travel time budgets related to demographic factors : a comparative case study between 3 French large conurbation : Paris-Lyon-Lille », *10th Conference of the International Association for Travel Behaviour Research*, Lucerne, 10-14 août, 16 p.
- AUSUBEL J.H., C. MARCHETTI et P. MEYER, (1998), « Towards green mobility: the evolution of transport », *European Review*, 6(2), p. 137-156.
- AXHAUSEN K.W., (1995), réf. Partie III.
- BADDOE D.A. et E.J. MILLER, (2000), réf. Partie II.
- BARNES G. et G. DAVIES, (2001), « Land use and travel choices in the Twin Cities, 1958-1990 », Rapport n°6, dans *Transportation and regional growth study series*, Center for Transportation Studies, Université du Minnesota, 110 p., accessible le 10 septembre 2005 à : <http://www.cts.umn.edu/trg/publications/pdfreport/TRGrpt6.pdf>.
- BHAT C.R., (1996a), réf. Partie III.
- BHAT C.R., J.Y. GUO, S. SRINIVASAN et A. SIVAKUMAR, (2004b), « Comprehensive Econometric Microsimulator for Daily Activity-Travel Patterns », *Transportation Research Record*, 1894, p. 57-66.
- BHAT C.R. et R. MISRA, (1999), réf. Partie III.
- BECKER G., (1965), réf. Partie III.
- BONNEL P., (1999), « La qualité des données d'enquêtes déplacements : téléphone versus face à face », dans G. BROSSIER et A.M. DUSSAIX, *Approches nouvelles en sondages*, Paris, Dunod, p. 315-331.
- BONNEL P., (2003), « Postal, telephone and face-to-face surveys: how comparable are they? », dans P. STOPHER et P. JONES, *Transport survey quality and innovation*, Kruger, Afrique du Sud, Pergamon, p. 215-237.
- BONNEL P., (2004), *Prévoir la demande de transport*, Paris, Presses de l'Ecole Nationale des Ponts et Chaussées, 425 p.
- BULLOCK N., P. DICKENS, M. SHAPCOTT et P. STEADMAN, (1974), « Time budgets and models of urban activity patterns », *Social Trends*, 5, p. 45-63.
- BUNDESAMT FÜR STATISTIK, (1996), *Verkehrsverhalten in der Schweiz, 1994*. Dienst für Gesamtverkehrsfragen, Berne, Suisse, cité dans A. SCHAFER, (2000), « Regularities in travel demand: An international perspective », *Journal of Transportation and Statistics*, 3(3), p. 1-31.
- CERVERO R., (1995), réf. Partie II.
- CERVERO R., (2002), réf. Partie II.

Bibliographie

- CERWENKA P. et G. HAUGER, (1998), « Autriche », *La mobilité induite par les infrastructures*, ed. par CEMT, Paris, Les Editions de l'OCDE, p. 5-61.
- CHEN C. et P.L. MOKHTARIAN, (2005), réf. Partie III.
- CHLOND B. et D. ZUMKELLER, (1997), « Future time use and travel time budgets changes – estimating transportation volumes in the case of increasing leisure time », *8th International Conference on Travel Behavior Research*, Austin, Texas, 21-25 septembre, 18 p.
- CHOO S., G.O. COLLANTES et P.L. MOKHTARIAN, (2005), « Wanting to travel, more or less: exploring the determinants of a perceived deficit or surfeit of personal travel », *Transportation*, 32(2), p. 134-165.
- CHUMAK A. et J.P. BRAAKSMA, (1981), « Implications of the travel-time budget for urban transportation modelling in Canada », *Transportation Research Record*, 794, p. 19-27.
- CLARK N., J.A. LEE et H.W. OGDEN, (1974), « The use of energy for personal mobility », *Transportation Research Part A*, 8(4/5), p. 399-407, cité dans G. HUPKES, (1982), « The law of constant travel time and trip-rates », *Futures*, février, p. 38-46.
- CONVERSE P., (1972), « Etats-Unis », dans A. SZALAI, *The use of time. Daily activities of urban and suburban populations in twelve countries*, Paris-The Hague, Mouton, 872 p.
- CRANE R., (2000), réf. Partie II.
- DIJST M. et V. VIDAKOVIC, (2000), réf. Partie III.
- DIELEMAN F., M. DIJST et G. BURGHOUWT, (2002), réf. Partie II.
- DOWNES J.D. et D. MORRELL, (1981), « Variation of travel time budgets and trips rates in Reading », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 47-54.
- ENGELS F., (1845), *The condition of the working class in England*, (édition de 1999), Oxford University Press, 368 p.
- EUROSTAT, (2003), *Time use at different stages of life – Results from 13 European countries*, Rapport de recherche, Publication Officielle de la Communauté Européenne, Luxembourg, 77 p.
- EVANS A., (1972), réf. Partie III.
- GIULIANO G., (1997), « Trip budgets », *Journal of Transport Geography*, 5(1), p. 42.
- GIULIANO G. et D. NARAYAN, (2003), réf. Partie II.
- GODARD X., (1978), *Les budgets temps de transport – Analyse de quelques agglomérations françaises*, Rapport de Recherche l'Institut de Recherche des Transports, 31, 51 p.
- GOLOB T.F., (1990a), « The dynamics of household travel time expenditures and car ownership decisions », *Transportation Research Part A*, 24(6), p. 443-463.
- GOLOB T.F., M.J. BECKMANN et Y. ZAHAVI, (1981), réf. Partie III.
- GOLOB T.F. et M.G. McNALLY, (1997), réf. Partie III.
- GOODWIN P.B., (1973), « A hypothesis of constant time outlay on travel », cité dans R. KATIYAR et K. OHTA, (1993), « Concept of « Daily Travel Time » (DTT) and its

Bibliographie

- applicability to travel demand analysis », *Journal of the Faculty of Engineering*, The University of Tokyo (B), XLII(2), p. 109-121.
- GOODWIN P.B., (1975), « Variations in travel between individuals living in areas of different population density », », *PTRC Summer Annual Meeting*, University of Warwick, cité dans H.F. GUNN, (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- GOODWIN P.B., (1976), « Travel choice and time budgets », *PTRC Summer Annual Meeting*, University of Warwick, cité dans H.F. GUNN, (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- GOODWIN P.B., (1978), « Intensity of car use in Oxford », *University Transport Study Group Annual Conference*, cité dans H.F. GUNN, (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- GOODWIN P.B., (1981), « The usefulness of travel budgets », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 97-106.
- GORDON P., A. KUMAR et H.W. RICHARDSON, (1989), « Beyond the journey to work », *Transportation Research Part A*, 22(6), p. 419-426.
- GORDON P., H.W. RICHARDSON et M.J. JUN, (1991), « The commuting paradox – Evidence from the top twenty », *Journal of the American Planning Association*, 57(4), p. 416-420.
- GOULIAS K.G., W. BRÖG et E. ERL, (1998), réf. Partie III.
- GREENE W.H., (1997), réf. Partie III.
- GRONAU R., (1986), réf. Partie III.
- GROSSIN W., (1998), « Limites, insuffisances et artifices des études de budgets-temps », *Temporalistes*, 39, p. 8-17.
- GUNN H.F., (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- GUNNARSSON S.O., (2000), « Studies in travel behaviour and mobility management need a special scientific discipline: « Mobilistics » », *IATSS Research*, 24(1), p. 69-75.
- HÄGERSTRAND T., (1970), « What about people in regional science? », *Papier de la Regional Science Association*, 24, p. 7-21.
- HÄGERSTRAND T., (1973), «The Impact of Transport on the Quality of Life », *5th International Symposium on Theory and Practice in Transport Economics*. European Council of Ministers of Transport, Athènes, Publié dans *Rapporter och Notiser*, 13, Department of Social and Economic Geography, Lund University, Lund, (1974), 51 p.
- HAMED M. et F. MANNERING, (1993), réf. Partie III.
- HERTZ R., (1978), *Periodische Komponenten der Zeitnutzung und ihre Bedeutung für die Regionalplanung*, Institut für Stadtebau und Landesplanung Universität Karlsruhe, cité dans Y. ZAHAVI, (1979), *The 'UMOT' Project*, Rapport pour le Département des transports des Etats-Unis et le Ministère des transports de la R.F.A., 267 p.

Bibliographie

- HUFF J.O. et S. HANSON, (1990), « Measurement of habitual behavior: examining systematic variability in repetitive travel », dans P. JONES, *Developments in dynamic and activity-based approaches to travel analysis*, Aldershot, Gower Publishing Co., p. 229-249.
- HUPKES G., (1982), « The law of constant travel time and trip-rates », *Futures*, février, p. 38-46.
- IZRAELI O. et T.R. MCCARTHY, (1985), « Variations in travel distance, travel time and modal choice among SMSAs », *Journal of Transport Economics and Policy*, XIX (2), p. 139-160.
- KATIYAR R. et K. OHTA, (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), XLII(2), p. 109-121.
- KAUFMANN V., (1999), « Mobilité et vie quotidienne : synthèse et questions de recherche », *2001 Plus...Synthèses et recherches*, Centre de prospective et de veille scientifique, 48, 64 p.
- KAUFMANN V., (2002), « Temps et pratiques modales. Le plus court est-il le mieux ? », *RTS*, 75, p. 131-143.
- KENWORTHY J.R. et F.B. LAUBE, (1996), réf. Partie II.
- KENWORTHY J.R. et F.B. LAUBE, (1999), réf. Partie II.
- KIRBY H.R., (1981), « Foreword to conference proceedings », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 1-6.
- KITAMURA R., C. CHEN et R. NARAYANAN, (1998), « The effects of time of day, activity duration and home location on traveler's destination choice behavior », *77th Annual Meeting of the Transportation Research Board*, Washington, 11-15 janvier, 25 p.
- KITAMURA R., J. ROBINSON, T.F. GOLOB, M. BRADLEY, J. LEONARD et T. VAN DER HOORN, (1992), *A comparative analysis of time use data in the Netherlands and California*. Rapport de recherche, UCD-ITS-RR-92-9, Institute of Transportation Studies, University of California, juin, p. 127-138.
- KITAMURA R., Y. SUSILO, K. FUKUI, J. MURAKAMI et K. KISHINO, (2003), « The invariants of travel behavior: the case of Kyoto-Osaka-Kobe Metropolitan Area of Japan, 1970-2000 », *10th Conference of the International Association for Travel Behaviour Research*, Lucerne, 10-14 août, 25 p.
- KRAAN M., (1996), réf. Partie III.
- KUMAR A. et D. LEVINSON, (1995), « Temporal variations on allocation of time », *Transportation Research Record*, 1493, p. 118-127.
- KUNERT U., (1994), « Detecting long-term trends in travel behaviour: problems associated with repeated national personal travel surveys », dans J.D. ORTUZAR, D. HENSHER et S. JARA-DIAZ, *Travel behaviour research: updating the state of play*, Oxford, Pergamon, p. 263-277.
- LANDROCK J.N., (1981), « Spatial stability of average daily travel times and trip rates within Great Britain », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 55-62.

Bibliographie

- LEVINSON D.M., (1999), « Space, money, life-stage, and the allocation of time », *Transportation*, 26(2), p. 141-171.
- LEVINSON D. et A. KUMAR, (1994), « The rational Locator: Why travel times have remained stable », *Journal of the American Planning Association*, 60(3), p. 319-332.
- LEVINSON D. et A. KUMAR, (1995), « Activity, travel and the allocation of time », *Journal of the American Planning Association*, 61(4), p. 458-470.
- LEVINSON D. et Y. WU, (2005), « The rational locator reexamined: Are travel times still stable? », *Transportation*, 32(2), p. 187-202.
- LIEPMAN K., (1944), *The journey to work: its significance for industrial and community life*, Londres, Kegan Paul, Trench, Trubner, 206 p.
- LILL E., (1891), *Das Reisegesetz und seine Anwendung auf den Eisenbahnverkehr* (La loi des déplacements et son usage pour le trafic ferroviaire), Vienne, Speilhagen & Schurich.
- LU X. et E. PAS, (1997), réf. Partie III.
- LU X. et E. PAS, (1999), réf. Partie III.
- MA J. et K. G. GOULIAS, (1998), réf. Partie III.
- MACKETT R.L., (1995), « Planning for a sustainable future », *7th World Conference on Transport Research*, Sydney, 16-20 juillet, cité dans B. CHLOND et D. ZUMKELLER, (1997), « Future time use and travel time budgets changes – estimating transportation volumes in the case of increasing leisure time », *8th International Conference on Travel Behavior Research*, Austin, Texas, 21-25 septembre, 18 p.
- MADDALA G.S., (1987), réf. Partie II.
- MADRE J.-L. et J. ARMOOGUM, (1997), « Accuracy of data and memory effects in home based surveys on travel behaviour », *76th Annual Meeting of Transportation Research Board*, Washington, 12-16 janvier.
- MANNERING F., E. MURAKAMI et S.G. KIM, (1994), réf. Partie III.
- MCNALLY M.G., (2000), réf. Partie III.
- METZ D., (2003), « Travel time constraints in transport policy », *Transport*, 157(2), p. 99-105.
- MEURS H. et B. VAN WEE, (2003), réf. Partie II.
- MICHELSON W., (1985), *From sun to sun: Daily obligations and community structure in the lives of employed women and their families*, New Jersey, Rowman and Allanheld Publishers, 208 p.
- MOKHTARIAN P.L. et 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(9/10), p. 643-675.
- MOKHTARIAN P.L. et I. SALOMON, (2001), « How derived is the demand for travel? Some conceptual and measurement considerations », *Transportation Research Part A*, 35(8), p. 695-719.

Bibliographie

- MORRIS J.M. et M.R. WIGAN, (1978), « A family expenditure perspective on Transport planning: australian evidence in context », *Transportation Research Part A*, 13(4), p. 249-285.
- NEWMAN P.W.G. et J.R. KENWORTHY, (1989), réf. Partie II.
- NEWMAN P.W.G. et J.R. KENWORTHY, (1996), réf. Partie II.
- NEWMAN P.W.G. et J.R. KENWORTHY, (1998), réf. Partie II.
- OI W.Y. et P.W. SHULDINER, (1962), *An analysis of urban travel demands*, Evanston, North Western University Press, 290 p., cité dans H.F. GUNN, (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- OORT O., (1969), réf. Partie III.
- ORFEUIL J.P., (2000), *L'évolution de la mobilité quotidienne. Comprendre les dynamiques, éclairer les controverses*, Synthèse de l'INRETS, 37, 146 p.
- PAS E., (1994), « Discussion », *Transportation Research Record*, 1466, p. 109-110.
- PAS E., (1998), « Time in travel choice modeling: relative obscurity to center stage », dans T. GARLING, T. LAITILA et K. WESTIN, *Theoretical foundations of travel choice modeling*, Oxford, Pergamon, p. 231-250.
- PEAT, MARWICK, MITCHELL & Co., (1972), *An analysis of urban area travel by time of day*, Rapport pour le Département des transports des Etats-Unis, FHWA, cité dans Y. ZAHAVI, (1979), *The 'UMOT' Project*, Rapport pour le Département des transports des Etats-Unis et le Ministère des transports de la R.F.A., 267 p.
- PENDYALA R.M. et C.R. BHAT, (2002), réf. Partie III.
- PLAN TRANS, (1997), *Draft report on NPTS Pretest methods*, cité dans A. SCHAFER, (2000), « Regularities in travel demand: an international perspective », *Journal of Transportation and Statistics*, 3(3), p. 1-31.
- POLAK J., (1987), « A comment on Supernak's critique of transport modeling », *Transportation*, 14(1), p. 63-72.
- POLLACCHINI A. et J.P. ORFEUIL, (1999), « Les dépenses des ménages franciliens pour le logement », *Recherche Transports Sécurité*, 63, p. 31-46
- PRAHLAD D.P. et A.G.R. BULLEN, (1980), « Urban activities, travel, time: Relationships from National Time-Use Survey », *Transportation Research Record*, 750, p.1-6.
- PRENDERGAST L.S. et R.D. WILLIAMS, (1981), « Individual travel time budgets », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 39-46.
- PRINCIPIO S. et E. PAS, (1997), « The sociodemographics and travel behaviour of life cycle groups identified by time use patterns », *76th Annual Meeting of Transportation Research Board*, Washington, 12-16 janvier, 26 p.
- 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, p. 99-109.

Bibliographie

- QUETELARD B., (1998), *Les budgets-temps de déplacements – Analyse exploratoire des enquêtes ménages*, CETE Nord-Picardie, 71 p.
- REDMOND L.S. et P.L. MOKHTARIAN, (2001), « The positive utility of the commute: modeling ideal commute time and relative desired commute amount », *Transportation*, 28(2), p. 179-205.
- RIETVELD P., (2002), « Rounding of arrival and departure times in travel surveys: an interpretation in terms of scheduled activities », *Journal of Transportation and Statistics*, 5(1), p. 77-88.
- ROBINSON J., (1977), *How Americans use time: a social-psychological analysis of everyday behavior*, New-York, Prager Publishers, 209 p.
- ROBINSON J., (1997), *Time for life. The surprising ways americans use their time*, Pennsylvanie, The Pennsylvania State University Press, 367 p.
- ROTH G. J. et Y. ZAHAVI, (1981), « Travel time « budgets » in developing countries », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 87-96.
- RUTHERFORD G.S., E. MCCORMACK et M. WILKINSON, (1997), « Travel impacts of urban form: implications from an analysis of two Seattle area travel diaries », dans L. DAY, *Urban Design, Telecommunication and Travel Forecasting Conference: Summary, Recommendations and Compendium of Papers*, p. 95-167, accessible le 10 septembre 2005 à : <http://tmip.fhwa.dot.gov/clearinghouse/docs/udes/>.
- SCHAFFER A., (2000), « Regularities in travel demand: An international perspective », *Journal of Transportation and Statistics*, 3(3), p. 1-31.
- SCHAFFER A. et D.G. VICTOR, (2000), « The future mobility of the world population », *Transportation Research Part A*, 34(3), p. 171-205.
- SCHÖNFELDER S. et K.W. AXHAUSEN, (2000), réf. Partie III.
- SCHWANEN T., (2002), réf. Partie II.
- SCHWANEN T. et M. DIJST, (2002), « Travel-time ratios for visits to the workplace: the relationship between commuting time and work duration », *Transportation Research Part A*, 36(7), p. 573-592.
- STEAD D., (1999), réf. Partie II.
- STOPHER P.R., (1992), « Use of an activity-based diary to collect household travel data », *Transportation*, 19(2), p. 159-176.
- SUPERNAK J., (1982), « Travel-time budget: a critique », *Transportation Research Record*, 879, p. 15-25
- SUPERNAK J., (1984), « Travel regularities and their implications: a discussion paper », *Transportation Research Record*, 987, p. 48-56.
- SZALAI A., (1972), *The use of time. Daily activities of urban and suburban populations in twelve countries*, Paris-The Hague, Mouton, 872 p.
- TANNER J.C., (1961), « Factors affecting the amount of travel », *Road Research Technical Paper*, 51, Crowthorne, Berkshire, London H.M. Stationery Office, p. 46-73.

Bibliographie

- TANNER J.C., (1979), *Expenditure of time and money on travel*, Transport Road Research Laboratory Report, SR-466, Crowthorne, cité dans H.F. GUNN, (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- TANNER J.C., (1981), « Expenditure of time and money on travel », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 25-38.
- TIMMERMANS H., P. WAERDEN, M. ALVES, J. POLAK, S. ELLIS, A.S. HARVEY, S. KUROSE et R. ZANDEE, (2002), réf. Partie III.
- TRAIN K. et D. MCFADDEN, (1978), réf. Partie III.
- TRUONG T.P. et D.A. HENSHER, (1985), réf. Partie III.
- VAN DEN BROEK A., K. BREEDVELD, J. DE HAAN, J. DE HART et F. HUYSMANS, (2004), *Trends in time. The use and organisation of time in the Netherlands*, The Hague, Social and Cultural Planning Office of the Netherlands, 143 p.
- VAN DER HOORN T., (1979), « Travel behaviour and the total activity pattern », *Transportation*, 8(4), p. 308-328.
- VAN WEE B. et K. MAAT, (2003), réf. Partie II.
- VIDAKOVIC V., (1970), *Kenmerken van de stedelijke verkeersstructuur*, Delft, Technical University Delft, cité dans G. HUPKES, (1982), « The law of constant travel time and trip-rates », *Futures*, février, p. 38-46.
- VIDAKOVIC V., (1978), « Het verkeersgegeuen als totaliteit », *Verkeerskunde*, 9, cité dans G. HUPKES, (1982), « The law of constant travel time and trip-rates », *Futures*, février, p. 38-46.
- WIEL M., (2000), réf. Partie II.
- WIGAN M.R. et J.M. MORRIS, (1979), *Time and activity constraints in commodity and passenger flow: the transport implications of activity and time budget*, Australian Road Research Internal Report, AIR 1072-1, cité dans H.F. GUNN, (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- WILLIAMS R., (1978), *Stability and Variability in travel times with respect to travel purpose*, Martin Centre for Architectural and Urban Studies, cité dans H.F. GUNN, (1981), « Travel budgets - A review of evidence and modelling implications », *Transportation Research Part A*, 15(1), p. 7-24.
- ZAHAVI A., (1975), « Mate selection: a selection for handicap », *Journal of Theoretical Biology*, 53, p. 205-214.
- ZAHAVI A., (1979), « Parasitism and nest predation in parasitic Cuckoos », *American Naturalist*, 113, p. 157-159.
- ZAHAVI A. et A. ZAHAVI, (1997), *The handicap principle: a missing piece of Darwin's puzzle*, New York, Oxford University Press, 304 p.

Bibliographie

- ZAHAVI Y., (1973), « The TT-relationship: a unified approach to transportation planning », *Traffic engineering and control*, 15(4/5), p. 205-212.
- ZAHAVI Y., (1974), *Travel time budgets and mobility in urban areas*, Rapport pour le Département des transports des Etats-Unis et le Ministère des transports de la R.F.A., 81 p.
- ZAHAVI Y., (1978), « The measurement of travel demand and mobility », *Joint International Meeting on the Integration of Traffic and Transportation Engineering in Urban Areas*, Tel-Aviv, 17-22 décembre, 23 p.
- ZAHAVI Y., (1979), *The 'UMOT' Project*, Rapport pour le Département des transports des Etats-Unis et le Ministère des transports de la R.F.A., 267 p.
- ZAHAVI Y. et J.M. RYAN, (1980), « Stability of travel components over time », *Transportation Research Record*, 750, p. 19-26.
- ZAHAVI Y. et A. TALVITIE, (1980), « Regularities in travel time and money expenditures », *Transportation Research Record*, 750, p. 13-19.

Bibliographie de la Partie II

- AGUILERA-BELANGER A. et D. MIGNOT, (2002), « Formes urbaines et mobilité », *XXXVIIIème Colloque de l'ASRDLF*, Trois Rivières, 21-23 août, 24 p.
- ALDOUS T., (1992), *Urban villages: a concept for creating mixed-use urban developments on a sustainable scale*, Londres, Urban villages group, 95 p.
- ALLAIRE J., (2004), « Mobilité et effet de serre : l'évolution des villes du Nord et les perspectives au Sud », *Cahier de Recherche du LEPII*, série EPE, 37, 23 p.
- ALONSO W., (1964), *Location and land use: toward a general theory of land rent*, Cambridge, Harvard University Press, 204 p.
- ALTSHULER A., (1979), *The urban transportation system*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 558 p.
- ANDERSON P.W., P.S. KANAROGLOU et E.J. MILLER, (1996), « Urban forms, energy and the environment: review of issues, evidence and policy », *Urban Cities*, 33(1), p. 7-35.
- AUSUBEL J.H., C. MARCHETTI et P.S. MEYER, (1998), réf. Partie I.
- BADOE D.A. et E.J. MILLER, (2000), « Transportation land use interaction: empirical findings in North America, and their implications for modeling », *Transportation Research Part D*, 5(4), p. 235-263.
- BAGLEY M.N. et P.L. MOKHTARIAN, (1998), « The role of lifestyle and attitudinal characteristics in residential neighborhood choice », dans A. CEDER, *Transportation and traffic theory*, Oxford, Pergamon, Elsevier Science, p. 735-758.
- BALCOMBE R. et I.O. YORK, (1993), *The future of residential parking*, Crowthorne, Berkshire, Transport Research Laboratory Report, Project Report 22.
- BANISTER D. et S. MARSHALL, (2000), *Encouraging transport alternatives: good practice in reducing travel*, Londres, The Stationery Office, 147 p.
- BANISTER D., S. WATSON et C. WOOD, (1997), « Sustainable cities, transport, energy, and urban form », *Environment and Planning B: Planning and Design*, 24(1), p. 125-143.
- BARRET G., (1996), « The transport dimension », dans M. JENKS, E. BURTON et K. WILLIAMS, *The compact city. A Sustainable urban form?*, Londres et New York, E. et F.N. Spon Publishers, p. 171-180.
- BARTON H., G. DAVIES et R. GUISE, (1995), *Sustainable settlements – A guide for planners, designers and developers*, Bristol/Londres, University of the West of England and Local Government Management Board, 247 p.
- BIEBER A., M.-H. MASSOT et J.-P. ORFEUIL, (1994), « Prospects for daily urban mobility », *Transport Reviews*, 14(4), p. 321-339.
- BOARNET M. et R. CRANE, (2001), « The influence of land use on travel behavior: specification and estimation strategies », *Transportation Research Part A*, 35(9), p. 823-845.

Bibliographie

- BOARNET M. et S. SARMIENTO, (1998), « Can land use policy really affect travel behavior? », *Urban Studies*, 35(7), p. 1155-1169.
- BREHENY M., (1995), « The compact city and transport energy consumption », *Transaction of the Institute of British Geographers*, 20, p. 81-101.
- BREHENY M., (1997), « Urban compaction: feasible and acceptable? », *Cities*, 14(4), p. 209-217.
- BRESSON G., J. DARGAY, J.-L. MADRE et A. PIROTTE, (2003) « The main determinants of the demand for public transport: a comparative analysis of England and France using shrinkage estimators », *Transportation Research Part A*, 37(7), p. 605-627.
- BRESSON G., J. DARGAY, J.-L. MADRE et A. PIROTTE, (2004), « Economic and structural determinants of the demand for public transport: an analysis on a panel of French urban areas using shrinkage estimators », *Transportation Research Part A*, 38(4), p. 269-285.
- BRUN J. et J. FAGNANI, (1994), « Lifestyles and locational choices. Trade-offs and compromises: a case study of middle-class couples living in the Ile-de-France region », *Urban Studies*, 3, p. 921-934.
- BURCHELL R.W. et G. LOWENSTEIN, W.R. DOLPHIN, C.C. GALLEY, A. DOWNS, S. SESKIN, K. GRAY STILL et T. MOORE, (1998), *Costs of sprawl revisited: the evidence of sprawl's negative and positive effects*, Washington, Transit Cooperative Research Program, Transit Research Board, Report 74, National Research Council, National Academy Press, 619 p.
- BUTTON K., (1991), « Environmental externalities and transport policy », *Oxford Review of Economic Policy*, 6(2), p. 61-75.
- BUTTON K., (1997), « Lessons from European Transport experience », *Annals of American Academy of Political and Social Science*, 553, p. 157-167.
- CALTHORPE P., (1993), *The next american metropolis: ecology, community and the american dream*, New York, Princeton Architectural Press, 175 p.
- CAMAGNI R., M. GIBELLI et P. RIGAMONTI, (2002) « Urban mobility and urban form: the social and environmental costs of different patterns of urban expansion », *Ecological Economics*, 40(2), p. 199-216.
- CERVERO R., (1988), « Land-use mixing and suburban mobility », *Transportation Quarterly*, 42, p. 429-446.
- CERVERO R., (1989), « Job-housing balancing and regional mobility », *Journal of American Planning Association*, 55(2), p. 136-150.
- CERVERO R., (1994), « Transit-based housing of California: evidence on ridership impacts », *Transport Policy*, 1(3), p. 174-183.
- CERVERO R., (1995), « Planned communities, self-containment and commuting: a cross-national perspective », *Urban Studies*, 32(7), p. 1135-1161.
- CERVERO R., (1996), « Mixed land-uses and commuting: evidence from the american housing survey », *Transportation Research Part A*, 30(5), p. 361-377.

Bibliographie

- CERVERO R., (2002), « Built environments and mode choice: toward a normative framework », *Transportation Research Part D*, 7(4), p. 265-284.
- CERVERO R., (2003), « The built environment and travel: evidence from the United States », *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 3(2), p. 119-137.
- CERVERO R. et M. DUNCAN, (2002), *Residential self selection and rail commuting: a nested logit analysis*, Berkeley, University of California, Transportation Center, Decembre, Working paper 604, 31 p.
- CHATMAN D.G., (2003), « The influence of workplace land use and commute mode choice on mileage traveled for personal commercial purposes », *82nd Transportation Research Board Annual Meeting*, Washington, 12-16 janvier, 21 p.
- COMMISSION OF THE EUROPEAN COMMUNITIES, (1990), *Green paper on the urban environment: communication from the Commission to the Council and Parliament*, Bruxelles, Commission Européenne, 27 juin, 59 p.
- CRANE R., (1996), « Cars and Drivers in the new suburbs: linking access to travel in neotraditional planning », *Journal of the American Planning Association*, 62(Winter), p. 51-65.
- CRANE R., (1998), « Travel by design », *Access*, 12, p. 2-7.
- CRANE R., (2000), « The influence of urban form on travel: an interpretive review », *Journal of Planning Literature*, 15(1), p. 3-23.
- CRANE R. et R. CREPEAU, (1998), « Does neighborhood design influence travel? A behavioral analysis of travel diary and GIS data », *Transportation Research Part D*, 3(4), p. 225-238.
- CROZET Y., (2000), « Du péage urbain à la tarification des déplacements, peut-on sortir des ambiguïtés ? », dans *Péage et financement d'infrastructures en milieu urbain : Lyon, les leçons d'un périphérique*, Actes du colloque organisé par le Grand Lyon et le LET, Lyon, 5-6 décembre, Etudes et Recherches, LET, 13, p. 235-251.
- CROZET Y. et I. JOLY, (2004), « Budgets-temps de transport : les sociétés tertiaires confrontées à la gestion paradoxale du "bien le plus rare" », *Cahiers Scientifiques du Transport (les)*, 45, p. 27-48.
- CURTIS C., (1995), « Reducing the need to travel: strategic housing location and travel behavior », dans J.H. EARP, P. HEADICAR, D. BANISTER et C. CURTIS, *Reducing the need to travel: some thoughts on PPG13. A collection of papers*, Oxford, Oxford Brookes University, School of Planning, 1(2), p. 29-47.
- DE JONG G. et H. GUNN, (2001), « Recent evidence on car cost and time elasticities of travel demand in Europe », *Journal of Transport Economics and Policy*, 35(2), p. 137-160.
- DIELEMAN F., M. DIJST et G. BURGHOUWT, (2002) « Urban form and travel behaviour: micro-level household attributes and residential context », *Urban Studies*, 39(3), p. 507-527.
- DUNPHY R.T. et K. FISHER, (1996), « Transportation, congestion, and density: new insights », *Transportation Research Record*, 1552, p. 89-96.
- DUPUY G., (1995), *Les territoires de l'automobile*, Paris, Economica, Anthropos, 216 p.

Bibliographie

- DUPUY G., (1999), *La dépendance automobile. Symptômes, analyses, diagnostic, traitement*, Paris, Economica, Anthropos, 166 p.
- EWING R., (1997), « Is Los-Angeles-style sprawl desirable? », *Journal of the American Planning Association*, 63(1), p. 107-126.
- EWING R., M. DEANNA et S.C. LI, (1996), « Land use impacts on trip generation rates », *Transportation Research Record*, 1518, p. 1-6.
- EWING R., P. HALIYUR et G.W. PAGE, (1994), « Getting around a traditional city, a suburban planned unit development, and everything in between », *Transportation Research Record*, 1466, p. 53-62.
- FARTHING S., J. WINTER et T. COOMBES, (1997), « Travel behaviour and local accessibility to services and facilities », dans M. JENKS, E. BURTON et K. WILLIAMS, *The compact city. A Sustainable urban form?*, Londres et New York, E. et F.N. Spon Publishers, p. 181-189.
- FOUCHIER V., (1997), *Les densités urbaines et le développement durable : le cas de l'Île-de-France et des villes nouvelles*, Paris, Secrétariat Général du Groupe des Villes Nouvelles, 211 p.
- FOUCHIER V., (1999), « Maîtriser l'étalement urbain : une première évaluation des politiques menées dans quatre pays (Angleterre, Norvège, Pays-Bas, Hong-Kong) », *2001 Plus-Veille internationale*, 49, Centre de prospective et de veille scientifique, DRAST, Ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement, 59 p.
- FRANCK L. et G. PIVO, (1994), « Impacts of mixed use and density on utilization of three modes of travel: single-occupant vehicle, transit, and walking », *Transportation Research Record*, 1466, p. 44-52.
- FULFORD C., (1996), « The compact city and the market », dans M. JENKS, E. BURTON et K. WILLIAMS, *The compact city. A Sustainable urban form?*, Londres et New York, E. et F.N. Spon Publishers, p. 122-133.
- GIULIANO G. et D. NARAYAN, (2003), « Another look at travel patterns and urban forms: the US and Great Britain », *Urban Studies*, 40(11), p. 2295-2313.
- GIULIANO G. et K. SMALL, (1993), « Is the journey to work explained by urban structure? », *Urban Studies*, 30(9), p. 1485-1500.
- GODARD X., (2001), « Millennium cities database for sustainable mobility », *Recherche Transports Sécurité*, 72, p. 71-72.
- GORDON P. et H.W. RICHARDSON, (1997), « Are compact cities a desirable planning goal? », *Journal of the American Planning Association*, 63(1), p. 95-106.
- GORHAM R., (1996), *Regional planning and travel behavior: a comparative study of the San Francisco and Stockholm metropolitan regions*, Master's thesis in the Department of City and Regional Planning, Berkeley, University of California, 118 p.
- GORHAM R., (2002), « Comparative neighborhood travel analysis: an approach to understanding the relationship between planning and travel behavior », dans H.S. MAHMASSANI, *In perpetual motion: travel behavior research opportunities and application challenges*, Oxford, Pergamon, Elsevier Science, p. 237-259.

Bibliographie

- GOULIAS K.G., W. BRÖG et E. ERL, (1998), réf. Partie III.
- GUJARATI D.N., (2003), *Basic Econometrics*, New-York, McGraw-Hill/Irwin, 4th Edition, 1032 p.
- GUO J.Y. et C.R. BHAT, (2004), *Operationalizing the concept of neighborhood: application of the residential location choice analysis*, Technical paper, Austin, University of Texas, Department of Civil Engineering, 20 p.
- HANDY S., (1994), « Regional versus local accessibility: neo-traditional development and its implications for non-work travel », *Built Environment*, 18(4), p. 253-267.
- HANDY S., (1996a), « Methodologies for exploring the link between urban form and travel behavior », *Transportation Research Part D*, 1(2), p. 151-165.
- HANDY S., (1996b), « Understanding the link between urban form and nonwork travel behavior », *Journal of Planning Education and Research*, 15(3), p. 183-198.
- HANSON S., (1982), « The determinants of daily travel-activity patterns: relative location and sociodemographic factors », *Urban Geography*, 3(3), p. 179-202.
- HEADICAR P. et C. CURTIS, (1994), « Residential development and car-based travel: does location make a difference? », *22nd PTRC European Transport Forum - Seminar C – Environmental issues*, Warwick, 12-16 Septembre, p. 117-130.
- HERAN F., (2001), « La réduction de la dépendance automobile », *Cahiers Lillois d'Economie et de Sociologie*, 37, p. 61-86.
- HERAN F., (2003), « Forme du réseau viaire et détours », *XXXIX^{ème} Colloque de l'ASRDLF*, Lyon, 1-3 septembre, 17 p.
- HUPKES G., (1982), réf. Partie I.
- JOLY I., (2003), « Les rapports espace-temps de la mobilité quotidienne et les systèmes productifs de transports urbains », 90 p., dans A. Bonnafous (dir.), *Une analyse de la base UITP sur les systèmes de transports urbains 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, 189 p.
- JOLY I., (2004a), « The link between travel time budget and speed: a key relationship for urban space-time dynamics ». *European Transport Conference*, Strasbourg, 4-6 octobre, 19 p.
- JOLY I., (2004b), « Travel Time Budget – Decomposition of the Worldwide Mean », *Annual Conference of the International Association of Time-Use Research*, 27-29 octobre, Rome 23 p.
- JOLY I., S. MASSON et R. PETIOT, (2004), « How may urban public transport still exist? Responses from an international comparaison of urban transport systems based on the UITP database analysis », *European Transport Conference*, Strasbourg, 4-6 octobre, 25 p.
- JULIEN P., (2003), « L'évolution des périmètres des aires urbaines 1968-1999 », dans INSEE-CNRS, *Données Urbaines*, p. 11-20.

Bibliographie

- KAUFMANN V., C. JEMELIN et J.M. GUIDEZ, (2001), *Automobile et modes de vie urbains : quel degré de liberté ?*, Paris, coll. Transport, Recherche, Innovation, La Documentation Française, 167 p.
- KENWORTHY J.R. et F.B. LAUBE, (1996), « Automobile dependence in cities: an international comparison of urban transport and land-use patterns with implication for sustainability », *Environmental Impact Assessment Review*, 16(4/6), p. 279-308.
- KENWORTHY J.R. et F. B. LAUBE, (1999), « Patterns of automobile dependence in cities : a international overview of key physical and economic dimensions with some implications for urban policy », *Transportation Research Part A*, 33(7-8), p. 691-723.
- KENWORTHY J.R. et F.B. LAUBE, (2000), *Millennium Cities Database for Sustainable Transport*, Union Internationale des Transports Publics (UITP), Bruxelles, (CD-rom).
- KITAMURA R., P.L. MOKHTARIAN et L. LAIDET, (1997b), « A micro-analysis of land use and travel in five neighborhoods in the San Francisco Bay Area », *Transportation*, 24(2), p. 125-158.
- KLEIN L.R., (1962), *An introduction to Econometrics*, Englewood Cliffs, Prentice-Hall, Inc., N.J, 280 p.
- KNIGHT C., (1996), « Economic and social issues », dans M. JENKS, E. BURTON et K. WILLIAMS, *The compact city. A Sustainable urban form?*, Londres et New York, E. et F.N. Spon Publishers, p. 114-121.
- KOCKELMAN K.M., (1997), « Travel behavior as function of accessibility, land use mixing, and land use balance – Evidence from San Francisco Bay Area », *Transportation Research Record*, 1607, p. 116-125.
- LERMAN S.R., (1976), « Location, housing, automobile ownership, and mode to work: a joint choice model », *Transportation Research Record*, 610, p. 5-11.
- LEVER W.F., (1993), « Reurbanisation – the policy implications », *Urban Studies*, 30(2), p. 267-284.
- LEVINSON D. et A. KUMAR, (1997), « Density and the journey to work », *Growth and Change*, 28(spring), p. 147-172.
- LEVINSON D. et Y. WU, (2005), réf. Partie I.
- MADDALA G.S., (1987), *Econometrics*, Singapour, McGraw-Hill International Editions, 516 p.
- MADRE J.-L. et J. MAFFRE, (1997), « La mobilité régulière et la mobilité locale en 1982 et 1994 », INSEE Résultats : consommation et modes de vie, 88/89, 173 p.
- MARTINEZ F.J., (2002), « Towards a microeconomic framework for travel behaviour and land use interactions », dans H.S. MAHMASSANI, *In perpetual motion: travel behavior research opportunities and application challenges*, Oxford, Pergamon, Elsevier Science, p. 261-276.
- MCDOWELL L., (1997), « The new service class: housing, consumption and lifestyle among London bankers in the 1990s », *Environment and Planning A*, 29, p. 2061-2078.

Bibliographie

- MCNALLY M.G. et S. RYAN, (1993), « A comparative assessment of travel characteristics for neotraditional development », *Transportation Research Record*, 1400, p. 67-77.
- MEURS H. et B. VAN WEE, (2003), « Land use and mobility: a synthesis of findings and policy implications », *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 3(2), p. 219-233.
- MINDALI O., A. RAVEH et I. SALOMON, (2004), « Urban density and energy consumption: a new look at old statistics », *Transportation Research Part A*, 38 (2), p. 143-162.
- MIRABEL F., (2005), « Les péages urbains pour un meilleure organisation des déplacements », *Cahiers de Recherche du CREDEN*, n°05.04.57, Université de Montpellier I, 30 p.
- MOGRIDGE M.J.H., (1985), « Transport, land use and energy interaction », *Urban Studies*, 22(6), p. 481-492.
- MOGRIDGE M.J.H., (1986), « Road pricing: the right solution for the right problem? », *Transportation Research Part A*, 20(2), p. 157-167.
- MOGRIDGE M.J.H., (1990), *Travel in towns : jam yesterday, jam today and jam tomorrow?*, Londres, The Macmillian Press Ltd, 308 p.
- MYERS D. et A. KITSUE, (1999), « The debate over future density of development: an interpretive review », *Working Paper*, Cambridge, Lincoln Institute of Land Policy.
- NÆSS P., (2003), « Urban Structures and travel behaviour. Experiences from empirical research in Norway and Denmark », *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 3(2), p. 155-178.
- NÆSS P., P. RØE et S. LARSEN, (1995), « Travelling distances, modal split and transportation energy in thirty residential areas in Oslo », *Journal of Environmental Planning and Management*, 38(3), p. 349-370.
- NATIONS UNIES, (1993), *Rapport de la Conférence des Nations Unies sur l'environnement et le développement, Rio de Janeiro, 3-14 juin 1992*, New-York, United Nations Publications, 492 p.
- NEWMAN P.W.G. et J.R. KENWORTHY, (1988), « The transport energy trade-off: fuel-efficient traffic versus fuel-efficient cities », *Transportation Research Part A*, 22(3), p. 163-174.
- NEWMAN P.W.G. et J.R. KENWORTHY, (1989), *Cities and automobile dependence. An international sourcebook*, Aldershot, Avebury Technical, 388 p.
- NEWMAN P.W.G. et J.R. KENWORTHY, (1996), « The land use-transport connection. An overview », *Land Use Policy*, 13(1), p. 1-22.
- NEWMAN P.W.G. et J.R. KENWORTHY, (1998), *Sustainable Cities – overcoming automobile dependence*, Washington, Island Press, 442 p.
- ORFEUIL J.P., (2000), réf. Partie I.
- ORFEUIL J.P. et I. SALOMON, (1993), « Travel patterns of Europeans in everyday life », dans I. SALOMON, P. BOVY et J.P. ORFEUIL, *A billion trips per day – tradition and transition in European travel patterns*, Norwell, M.A., Kluwer Academic Press, p. 33-50.

Bibliographie

- PICKRELL D., (1999), Transportation and land use, dans G.I. JOSE, B.T. WILLIAMS et W. CLIFFORD (eds.), *Essays in Transportation Economics and policy: A handbook in honor of John R. MEYER*, Brookings Institution, Washington, p. 403-435.
- POUYANNE G., (2004), « L'interaction entre usage du sol et comportement de mobilité. Méthodologie et application à l'aire urbaine de Bordeaux », *XLème Colloque de l'ASRDLF, Convergence et disparités régionales au sein de l'espace européen*, Bruxelles.
- PRIEMUS H., (1995), « Reduction of car use: instruments of national and local policies – a Dutch perspective », *Environment and Planning B: Planning and Design*, 22(6), p. 721-737.
- PRIEMUS H., P. NIJKAMP et D. BANISTER, (2001), « Mobility and spatial dynamics: an uneasy relationship », *Journal of Transport Geography*, 9(3), p. 167-171.
- RAJAMANI J., C. BHAT, S. HANDY, S. KNAAP et Y. SONG, (2003), « Assessing impact of urban form measures in nonwork trip mode choice after controlling for demographic and level-of-service effects », *Transportation Research Record*, 1833, p. 158-165.
- RYAN S. et M.G. MCNALLY, (1995), « Accessibility of neotraditionnal neighborhoods: a review of design concepts, policies, and recent literature », *Transportation Research Part A*, 29(2), p. 87-105.
- SCHAEFFER K.H. et E. SCLAR, (1975), *Access for all: transportation and urban growth*, Harmondsworth, Middlesex, Penguin, 210 p.
- SCHAFFER A., (2000), réf. Partie I.
- SCHAFFER A. et D.G. VICTOR, (2000), réf. Partie I.
- SCHWANEN T., (2002), « Urban form and commuting behaviour: a cross-european perspective », *Urban Studies, Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 93(3), p. 336-343.
- SCHWANEN T., F. DIELEMAN, et M. DIJST, (2004), « The impact of urban form on travel behaviour evaluated: empirical evidence and consequences for spatial planning », *Urban Studies*, 41(3), p. 579-604.
- SCHWANEN T., M. DIJST et F. DIELEMAN, (2004), « Policies for Urban form and their impact on travel: the Netherlands experience », *Urban Studies*, 41(3), p. 579-603.
- SCHWANEN T. et P.L. MOKHTARIAN, (2005), « What affects commute mode choice: neighborhood physical structure or preferences toward neighborhood? », *Journal of Transport Geography*, 13(1), p. 83-99.
- SERMONS M.W. et N. SEREDICH, (2001), « Assessing traveler responsiveness to land and location based accessibility and mobility solutions », *Transportation Research Part D*, 6(6), p. 417-428.
- SPENCE N. et M. FROST, (1995), « Work travel responses to changing workplaces and changing residences », dans J. BROTHIE, M. BATTY, E. BLAKELY, P. HALL et P. NEWTON, *Cities in competition. Productive and sustainable cities for the 21st century*, Melbourne, Longman Australia Pty Ltd, p. 359-381.

Bibliographie

- SRINIVASAN S. et J. FERRIERA, (2002), « Travel behavior at the household level: understanding linkages with residential choice », *Transportation Research Part D*, 7(3), p. 225-242.
- STEAD D., (1999), *Planning for less travel – identifying land use characteristics associated with more sustainable travel patterns*, Unpublished PhD Thesis, Bartlett School of Planning, Londres, University College London.
- STEAD D., (2001), « Relationships between land use, socioeconomic factors, and travel patterns in Britain », *Environment and Planning B: Planning and Design*, 28(4), p. 499-528.
- STEAD D. et S. MARSHALL, (2001), « The relationship between urban form and travel patterns: an international review and evaluation », *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 1(2), p. 113-141.
- STEINER R., (1994), « Residential density and travel patterns: review of the literature », *Transportation Research Record*, 1466, p. 37-43.
- STORCHMANN K.-H., (2004), « The impact of fuel taxes on public transport: an empirical assessment for Germany », *Transport Policy*, 8(1), p. 19-28.
- SUN X. et C.G. WILMOT, (1998), « Household travel, household characteristics, and land use: an empirical study from the 1994 Portland travel survey », *Transportation Research Record*, 1617, p. 10-17.
- TALBOT J., (2001), « Les déplacements domicile-travail, de plus en plus d'actifs travaillent loin de chez eux », *INSEE Première*, avril, 767, 4 p.
- VALLELEY M., P. JONES, D. WOFINDEN et S. FLACK, (1997), « The role of parking standards in sustainable development », *25th PTRC European Transport Forum Seminar C – Policy, Planning and Sustainability*, Uxbridge, Brunel University, 1-5 septembre, p. 393-411.
- VAN DER VALK A., (2002), « The Dutch planning experience », *Landscape and Urban Planning*, 58(2/4), p. 201-210.
- VAN DER WAALS F.M.J.,(2000), « The compact city and the environment: a review », *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 91(2), p. 111-121.
- VAN ECK J.R., G. BURGHOUWT et M. DIJST, (2005), « Lifestyles, spatial configurations and quality of life in daily travel: an explorative simulation study, » *Journal of Transport Geography*, 13(2), p. 123-134.
- VAN WEE B., H. HOLWERDA et R. VAN BAREN, (2003), « Preferences for modes, residential location and travel behaviour: the relevance of land-use impacts on mobility », *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 2(3), p. 305-316.
- VAN WEE B. et K. MAAT, (2003), « Land-use and transport: a review and discussion of Dutch research », *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 3(2), p. 199-218.
- VIVIER J., (2001), *Base de données sur 100 villes du monde pour une mobilité durable*, UITP, Millennium Cities Database for Sustainable Transport, Bruxelles, 62 p.
- WEBSTER F.V. et P.H. BLY, (1987), « Changing patterns of urban travel and implications for land use and transport strategy », *Transportation Research Record*, 1125, p. 21-28.

Bibliographie

- WIEL M., (1999), *La transition urbaine, ou le passage de la ville pédestre à la ville motorisée*, Liège, Edition Mardaga, Collectin architecture et recherches, 149 p.
- WIEL M., (2001), *Ville et automobile*, Paris, Descartes & Cie, 141 p.
- WIEL M., (2003), « La transition urbaine est-elle réversible ? », *16^{ème} Entretiens du Centre Jacques Cartier, Les villes ont-elles achevé leur transition*, Lyon, 28 novembre-4 décembre, 17 p.
- WILLIAMS K, E. BURTON et M. JENKS, (1996), « Achieving the compact city through intensification : an acceptable option », dans M. JENKS, E. BURTON et K. WILLIAMS, *The compact city. A Sustainable urban form?*, Londres et New York, E. et F.N. Spon Publishers, p. 83-96.
- WINGO L., (1961), *Transportation and urban land*, Washington, Resources for the future Inc., 132 p.
- WINTER J. et S. FARTHING, (1997), « Coordinating facility provision and new housing development : impacts on car and local facility use », dans S. FARTHING, *Evaluating local environmental policy*, Aldershot, Avebury, p. 159-179.
- ZAHAVI Y., (1979), réf. Partie I.
- ZHANG M., (2004), « The role of land use in travel mode choice: evidence from Boston and Hong Kong », *Journal of the American Planning Association*, 70(3), p. 344-361.

Bibliographie de la Partie III

- ALLISON P. D., (1995), *Survival analysis using SAS – A practical guide*, Cary, SAS Publishing, 292 p.
- ANDERSEN P.K., O. BORGAN, R.D. GILL et N. KEIDING, (1993), *Statistical models based on counting process*, New-York, Springer-Verlag, 784 p., cité dans D.W. HOSMER et S. LEMESHOW, (1999), *Applied survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 386 p.
- AXHAUSEN K.W., (1995), « Travel diary content: a brief review of its development », *the 74th Annual Meeting of Transportation Research Board*, Washington, 22-28 janvier.
- BECKER G., (1965), « A Theory of the Allocation of Time », *The Economic Journal*, 75(299), p. 493-517.
- BEN-AKIVA M. et S.R. LERMAN, (1985), *Discrete choice analysis: theory and application to travel demand*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 384 p.
- BERNDT E.R., (1996), « *The practice of econometrics: classic and contemporary* », Reading, Massachusetts, Addison Wesley Publishing Co., 702 p.
- BHAT C.R., (1996a), « A hazard-based duration model of shopping activity with non-parametric baseline specification and non-parametric control for unobserved heterogeneity », *Transportation Research Part B*, 30(3), p. 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(6), p.465-480.
- BHAT C.R., (2000), « Duration modelling », dans D.A. HENSHER et K.J. BUTTON, *Handbook of transport modelling*, Oxford, Elsevier Science, p. 91-111.
- BHAT C.R., T. FRUSTI, H. ZHAO, S. SCHONFELDER et K.W. AXHAUSEN, (2004a), « Intershopping duration: an analysis using multiweek data », *Transportation Research Part B*, 38(1), p. 39-60.
- BHAT C.R. et F.S. KOPPELMAN, (1999), « A retrospective and prospective survey of time-use research », *Transportation*, 26(2), p. 119-139.
- BHAT C.R. et R. MISRA, (1999), « Discretionary activity time allocation of individuals between in-home and out-of-home and between weekdays and weekends », *Transportation*, 26(2), p. 193-209.
- BHAT C.R., A. SIVAKUMAR et K.W. AXHAUSEN, (2003), « An analysis of the impact of information and communication technologies on non-maintenance shopping activities », *Transportation Research Part B*, 37(10), p. 857-881.
- BHAT C.R., S. SRINIVASAN et K.W. AXHAUSEN, (2005), « An analysis of multiple interepisode durations using a unifying multivariate hazard model », *Transportation Research Part B*, 39(9), p. 797-823.
- BHAT C.R. et J.L. STEED, (2002), A continuous-time model of departure time choice for urban shopping trips, *Transportation Research Part B*, 36(3), p. 207-224.

Bibliographie

- CHEN C. et P.L. MOKHTARIAN, (2003), « Constrained allocation of time and money between activities and travel: a review of modeling methodologies and a new utility maximisation model », *82th Annual Meeting of Transportation Research Board*, Washington, 14-16 janvier, 26 p.
- CHEN C. et P.L. MOKHTARIAN, (2005), « An exploratory study using AIDS model for tradeoffs between time allocations to maintenance activities/travel and discretionary activities/travel », *Transportation*, (à paraître).
- CHRISTENSEN L.R., D.W. JORGENSEN et L.J. LAU, (1975), « Transcendental logarithmic utility functions », *The American Economic Review*, 65(3), p. 367-383.
- CLEVES M., GOULD W.W. et GUTIERREZ R.G., (2004), *An introduction to survival analysis using Stata*, Texas, College Station, Stata Press, 308 p.
- COLLETT D., (1994), *Modelling survival data in medical research*, Londres, Chapman Hall, UK, 350 p.
- COLLINGS J.J., (1974), « The valuation of leisure travel time, a note », *Regional and Urban Economics*, 4(1), p. 65-67.
- COX D.R., (1972), « Regression models and life tables », *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 34(2), p. 187-202.
- COX D.R. et D. OAKES, (1988), *Analysis of survival data*, Londres, CHAPMAN and HALL.
- COX D.R. et E.J. SNELL, (1968), « A general definition of residuals with discussion », *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 30(2), p.248-275.
- DALVI Q., (1978), « Economics theories of travel choice », dans D. HENSHER et Q. DALVI, *Determinants of travel choice, Chapter 2*, Farnborough, Saxon House.
- DAMM D., (1982), Parameters of activity behavior for use in travel analysis, *Transportation Research Part A*, 16(2), p. 135-148.
- DEATON A. et J. MUELLBAUER, (1980), « *Economics and consumer behavior* », Cambridge, Cambridge University Press, 464 p.
- DEDONNEA F., (1972), « Consumer behaviour, transport mode choice and value of time: some microeconomic models », *Regional and Urban Economics*, 1(4), p. 355-382.
- DEJONG G., (1996), « A disaggregate model system of vehicle holding duration, type choice and use », *Transportation Research Part B*, 30(4), p. 263-276.
- DESERPA A., (1971), « A theory of the economics of time », *The Economic Journal*, 81(324), p. 828-846.
- DIJST M. et V. VIDAKOVIC, (2000), « Travel Time Ratio: the key factor for spacial reach », *Transportation*, 27(2), p. 179-199.
- DOWNES J.D. et P. EMMERSON, (1985), « Budget models of travel », *13th PTRC Summer Annual Meeting-Seminar L Transportation Planning Methods*, Brighton, Université du Sussex, 15-18 juillet, p. 63-80.
- DOWNES J.D. et D. MORRELL, (1981), réf. Partie I.

Bibliographie

- EFRON B., (1977), « The efficiency of Cox's likelihood function for censored data », *Journal of the American Statistical Association*, 72(359), p. 557-565.
- ETTEMA D.F., (1996), « *Activity based travel demand modelling* », Thèse de Doctorat, Eindhoven, Université technique de Eindhoven, 297 p.
- ETTEMA D.F., A.W.J. BORGERS et H.J.P. TIMMERMANS, (1993), « Simulation model of activity scheduling behavior », *Transportation Research Record*, 1413, p.1-11.
- ETTEMA D.F., A.W.J. BORGERS et H.J.P. TIMMERMANS, (1995), « Competing risk hazard model of activity choice, timing, sequencing and duration », *Transportation Research Record*, 1493, p.101-109.
- ETTEMA D., T. SCHWANEN et H. TIMMERMANS, (2004), « Task allocation patterns: an assessment of household-level strategies », *EIRASS Conference on « Progress in Activity-Based Analysis »*, Maastricht, 28-31 mai, 31 p.
- ETTEMA D.F. et H. TIMMERMANS, (1997), « Theories and models of activity patterns », dans D.F. ETTEMA et H. TIMMERMANS, *Activity-based approaches to travel analysis*, Oxford, Pergamon, p. 1-36.
- EVANS A., (1972), « On the theory of the valuation and allocation of time », *Scottish Journal of Political Economy*, 19, p. 1-17.
- FLEMING T.R. et D.P. HARRINGTON, (1991), *Counting process and survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 429 p., cité dans D.W. HOSMER et S. LEMESHOW, (1999), *Applied survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 386 p.
- FUJII S. et R. KITAMURA, (2000), « Evaluation of trip-inducing effects of new freeways using a structural equations model system of commuters' time use and travel », *Transportation Research Part B*, 34(5), p. 339-354.
- FUJII, S., R. KITAMURA et K. KISHIZAWA, (1999), « Analysis of individuals' joint activity engagement using a model system of activity-travel behavior and time use », *Transportation Research Record*, 1676, p.11-19.
- GARLING T., M.P. KWAN et R.G. GOLLEDGE, (1994), « Computational-process modelling of household activity scheduling », *Transportation Research Part B*, 28(5), p. 355-364.
- GILBERT C., (1992), « A duration model of automobile ownership », *Transportation Research Part B*, 26(2), p. 97-114.
- GLIEBE J.P. et F.S. KOPPELMAN, (2002), « A model of joint activity participation between household members », *Transportation*, 29(1), p. 49-72.
- GOLOB T.F., (1990a), réf. Partie I.
- GOLOB T.F., (1990b), « Structural equation modeling for travel choice dynamics », dans P. JONES, *Developments in dynamics and activity-based approaches to travel analysis*, Aldershot, Gower Publishing Co., p. 343-370.
- GOLOB T.F., (1998), « A model of household demand for activity participation and mobility », dans T. GÄRLING, T. LAITILA et K. WESTIN, *Theoretical Foundations of Travel Choice Modeling*, Oxford, Pergamon, p. 365-398.

Bibliographie

- GOLOB T.F., (2000), « A simultaneous model of household activity participation and trip chain generation », *Transportation Research Part B*, 34(5), p. 355-376.
- GOLOB T.F., (2003), « Structural equation modeling for travel behavior research », *Transportation Research Part B*, 37(1), p.1-25.
- GOLOB T.F., M.J. BECKMANN et Y. ZAHAVI, (1981), « A utility-theory travel demand model incorporating travel budgets », *Transportation Research Part B*, 15(6), p. 375-389.
- GOLOB T.F. et M.G. MCNALLY, (1997), « A model of activity participation and travel interactions between household heads », *Transportation Research Part B*, 31(3), p. 177-194.
- GOODWIN P.B., (1981), réf. Partie I.
- GOULIAS K.G., W. BRÖG et E. ERL, (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 janvier, 21 p.
- GREENE W.H., (1997), *Econometric analysis*, New York University, Prentice Hall International, 1075 p.
- GREENWOOD M., (1926), *The natural duration of cancer*, Reports on public health and medical subjects, Her majesty's stationery office, Londres, 33, p. 1-26
- GRONAU R., (1986), « Home production – a survey », dans O. ASHENFELTER et R. LAYARD, *Handbook of labour economics*, Vol. 1, Amsterdam, Elsevier Science Publishers Co., p. 273-304.
- HAMED M., S.G. KIM et F. MANNERING, (1992), « A note on travelers'home-stay duration and the efficiency of proportional hazards models », *Working paper*, Seattle, University of Washington, Department of Civil Engineering.
- HAMED M. et F. MANNERING, (1993), « Modelling travellers post-work activity involvement : toward a new methodology », *Transportation Science*, 27(4), p. 381-394.
- HAN A. et J.A. HAUSMAN, (1990), « Flexible parametric estimation of duration and competing risk models », *Journal of Applied Econometrics*, 5(1), p. 1-28.
- HECKMAN J. et G. BORJAS, (1980), « Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous yime model of heterogeneity and state dependence », *Economica*, 47(187), p. 247-283.
- HECKMAN J. et B. SINGER, (1984), « A method for minimising the impact of the distributional assumption in econometric models for duration data », *Econometrica*, 52(2), p. 271-320.
- HENSHER D., (1997), « The timing of change: discrete and continuous time panels in transportation », Chap. 12, dans T.F GOLOB, R. KITAMURA et L. LONG, (eds), *Panels for transportation planning. Methods and applications*, Massachusetts, Transportation Research, Economics and Policy, Kluwer Academic Publishers, 5, 416 p.
- HENSHER D., (1998), « The timing of change for automobile transactions: competing risk multi-spell specification », dans J.D. ORTUZAR, D. HENSHER et S. JARA-DIAZ, *Travel Behaviour research: updating the state of play*, Oxford, Pergamon, p. 487-506.

Bibliographie

- HENSHER D. et F. MANNERING, (1994), « Hazard-based duration models and their application to transport analysis », *Transportation Reviews*, 14(1), p. 63-82.
- HOSMER D.W. et S. LEMESHOW, (1999), *Applied survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 386 p.
- HOWE C.W., B.J. LEE et L.L. BENNET, (1994), « Design and analysis of contingent valuation surveys using the nested Tobit model », *The Review of Economics and Statistics*, 76(2), p. 385-389.
- JARA-DIAZ S.R. (1998), « Time and income in travel demand: towards a microeconomic activity framework », dans T. GARLING, T. LAITILA et K. WESTIN, *Theoretical Foundations of Travel Choice Modelling*, Oxford, Pergamon, p. 51-73.
- JARA-DIAZ S.R., (2000), « Allocation and valuation of travel-time savings », dans D.A. HENSHER et K.J. BUTTON, *Handbook of transport modelling*, Oxford, Elsevier Science, p. 303-319.
- JARA-DIAZ S.R., (2003), « On the goods-activities technical relations in the time allocation theory », *Transportation*, 30(3), p. 245-260.
- JARA-DIAZ S. R. et M. FARAH, (1987), « Transport demand and user's benefits with fixed income: the goods/leisure trade-off revisited », *Transportation Research Part B*, 21(2), p. 165-170.
- JARA-DIAZ S.R. et A. GUEVARA, (2003), « Behind the subjective value of travel time savings: the perception of work, leisure and travel from a joint mode choice – activity model », *Journal of Transport Economics and Policy*, 37(1), p. 29-46.
- JOHNSON M.B., (1966), « Travel Time and the Price of Leisure », *Western Economic Journal*, 4, p. 135-145.
- JONES P., (1990), *Developments in Dynamic and Activity-Based Approaches to Travel Analysis*, Aldershot, Gower Publishing Co., 478 p.
- JONES P., F. KOPPELMAN et J.P. ORFEUIL, (1990), « Activity analysis: state-of-the-art and future directions », dans P. JONES, *Developments in Dynamic and Activity-Based Approaches to Travel Analysis*, Aldershot, Gower Publishing Co., p. 34-55.
- JOVANIS P. et H.L. CHANG, (1989), « Disaggregate model of highway accident occurrence using survival theory », *Accident Analysis and Prevention*, 21(5), p. 445-458.
- JUSTER F., (1990), « Rethinking utility theory », *The Journal of Behavioural Economics*, 19(2), p. 155-179.
- KALBFLEISCH J.D. et R.L. PRENTICE, (1980), *The statistical analysis of failure time data*, New York, John WILEY & Sons, 439 p., cité dans D.W. HOSMER et S. LEMESHOW, (1999), *Applied survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 386 p.
- KAPLAN E. et P. MEIER, (1958), « Non-parametric estimation from incomplete observations », *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), p. 457-481.
- KITAMURA R., (1984), « A model of daily time allocation to discretionary out-of-time activities and trips », *Transportation Research Part B*, 18(3), p. 255-266.

Bibliographie

- KITAMURA R., (1991), « The effects of added transportation capacity on travel: a review of theoretical and empirical results », *The Effects of Added Transportation Capacity: Conference Proceedings*, Bethesda, Maryland, 16-17 décembre, Travel Model Improvement Program, US Department of Transportation, p. 11-15.
- KITAMURA R., C. CHEN, et R. PENDYALA, (1997a), « Generation of synthetic daily activity-travel patterns », *Transportation Research Board*, 1607, p. 154-162.
- KITAMURA R., J. ROBINSON, T. F. GOLOB, M. BRADLEY, J. LEONARD et T. VAN DER HOORN, (1992), réf. Partie I.
- KITAMURA R., Y. SUSILO, K. FUKUI, J. MURAKAMI et K. KISHINO, (2003), réf. Partie I.
- KITAMURA R., T. YAMAMOTO, S. FUJII, et S. SAMPATH, (1996), « A discrete-continuous analysis of time allocation to two types of discretionary activities which accounts for unobserved heterogeneity », dans J.B. LESORT, *Transportation and Traffic Theory*, Oxford, Elsevier Science, p. 431-453.
- KOCKELMAN K.M. (1998), *A utility-theory-consistent system-of-demand-equations approach to household travel choice*, Ph.D. Thesis, Berkeley, The University of California, 166 p.
- KOCKELMAN K.M., (2001), « A model for time-and budget-constrained activity demand analysis », *Transportation Research Part B*, 35(3), p. 255-269.
- KOCKELMAN K.M. et S. KRISHNAMURTHY, (2004), « A new approach for travel demand modeling: linking Roy's Identity to discrete choice », *Transportation Research Part B*, 28(5), p. 459-475.
- KRAAN M., (1995), « Modelling activity patterns with respect to limited time and money budgets », Sydney, *7th World Conference on Transport Research - Topic 15 : Travel choice and demand modelling*, Oxford, Pergamon, Elsevier Science, vol. 1, p. 151-163.
- KRAAN M., (1996), *Time to travel? A model for the allocation of time and money*, Unpublished Ph.D. Thesis, University of Twente.
- KRAAN M., (1997), « In search for limits to mobility growth with a model for the allocation of time and money », dans D. ETTEMA et H. TIMMERMANS, *Activity-based approaches to travel analysis*, Oxford, Pergamon, p. 89-166.
- KUPPAM A.R et R.M. PENDYALA (2001), « A Structural Equations Analysis of Commuters' Activity and Travel Patterns », *Transportation*, 28(1), p. 33-54.
- KURANI K. et M. LEE-GOSSELIN, (1997), « Synthesis of past activity applications », *Proceedings of the 1995 Activity Based Travel Forecasting Conference, Travel Model Improvement Program*, Texas, College Station, p. 51-78.
- LANCASTER K., (1966), « A new approach to consumer theory », *Journal of Political Economy*, 74, p. 132-157.
- LAWLESS J.F., (2003), *Statistical models and methods for lifetime data*, New York, John WILEY & Sons, 630 p.
- LEE B.J., (1992), « A nested Tobit analysis for a sequentially censored regression model », *Economics Letters*, 38(3), p. 269-273.

Bibliographie

- LEVINSON D., (1999), réf. Partie I.
- LEVINSON D. et A. KUMAR, (1995), réf. Partie I.
- LEVINSON D. et Y. WU, (2005), réf. Partie I.
- LOCKWOOD A., S. SRINIVASAN, et C.R. BHAT, (2005), « An exploratory analysis of weekend activity patterns in the San Francisco bay area », *Transportation Research Record*, (à paraître).
- LU X. et E. PAS, (1997), « An examination of activity time allocation on two consecutive day », *8th International Conference on Travel Behavior Research*, Austin, Texas, 21-25 septembre, 22 p.
- LU X. et E. PAS, (1999), « Socio-demographics, activity participation and travel behavior », *Transportation Research Part A*, 33(1), p. 1-18.
- MA J. et K. G. GOULIAS, (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 janvier, 29 p.
- MANNERING F., (1993), « Male/Female characteristics and accident risk: some new evidence », *Accident Analysis and Prevision*, 25(1), p. 77-84.
- MANNERING F. et M. HAMED, (1990), « Occurrence, frequency and duration of commuters' work-to-home departure delay », *Transportation Research Part B*, 24(2), p. 99-109.
- MANNERING F., E. MURAKAMI et S.G. KIM, (1994), « Temporal stability of traveler's activity choice and home-stay duration: some empirical evidence », *Transportation*, 21(4), p. 371-392.
- MANNERING F. et C. WINSTON, (1991), « Brand loyalty and the decline of American automobile firms », *Brookings Papers on Economic Activity, Microeconomics*, 1991, p. 67-114.
- MAS-COLELL A., M.D. WHINSTON et J.R. GREEN, (1995), *Microeconomic Theory*, Oxford University Press, 1008 p.
- MCFADDEN D., (1974), « Conditional logit analysis of qualitative choice behavior », dans P. ZAREMBKA, *Frontiers in econometrics*, New York, Academic Press, p. 105-142.
- MCFADDEN D., (1981), « Econometric models of probabilistic choice », dans C.F. MANSKI et D. MCFADDEN, *Structure Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, p. 198-272.
- MCFADDEN D., (2001), « Disaggregate Behavioral Travel Demand's RUM Side: A 30-Year Retrospective », dans D. HENSHER et J. KING, *The leading edge of travel behavior research*, Oxford, Pergamon, p. 17-64.
- M McNALLY M.G., (2000), « The activity-based approach », dans D.A. HENSHER et K.J. BUTTON, *Handbook of transport modelling*, Oxford, Elsevier Science, p. 53-68.
- MELONI I, L. GUALA et A. LODDO, (2004), « Time allocation to discretionary in-home, out-of-home activities and to trips », *Transportation*, 31(1), p. 69-96.

Bibliographie

- MEYER B.D., (1990), « Unemployment insurance and unemployment spells », *Econometrica*, 58(4), p. 775-782.
- MICHAEL R. et G. BECKER, (1973), « On the new theory of consumer behaviour », *Swedish Journal of Economics*, 75, p. 378-396.
- MISRA R. et C.R. BHAT, (2000), « Activity travel patterns of non-workers in the San Francisco bay area: explanatory analysis », *Transportation Research Record*, 1718, p. 43-51.
- MOHAMMADIAN A.B. et S.T. DOHERTY, (2004), « A hazard model for the duration of time between planning and execution of an activity », *Conference on Progress in Activity-Based Analysis*, Maastricht, 28-31 mai, 30 p.
- MOKHTARIAN P.L. et I. SALOMON, (2001), « How derived is the demand for travel? Some conceptual and measurement considerations », *Transportation Research Part A*, 35(8), p. 695-719.
- MONTMARQUETTE C. et L. MONTY, (1987), « An empirical model of a household's choice of activities », *Journal of Applied Econometrics*, 2(2), p. 145-158.
- MORITA J.G., T.W. LEE et R.T. MOWDAY, (1993), « The regression-analog to survival analysis : a selected application to turnover research », *The Academy of Management Journal*, 36(6), p. 1430-1464.
- NAM D. et F. MANNERING, (2000), « An exploratory hazard-based analysis of highway incident duration », *Transportation Research Part A*, 34(2), p. 85-102.
- NIEMEIER D.A. et J.G. MORITA, (1996), « Duration of trip-making activities by men and women », *Transportation*, 23(4), p. 353-371.
- OAKES D., (1977), « The asymptotic information in censored survival data », *Biometrika*, 64(3), p. 441-448.
- OORT O., (1969), « The evaluation of traveling time », *Journal of Transport Economics and Policy*, 3(3), p. 279-286.
- ORFEUIL J.P., (2000), réf. Partie I.
- PAS E., (1985), « State of the art and research opportunities in travel demand: another perspective », *Transportation Research Part A*, 19(5/6), p. 460-464.
- PAS E., (1986), « Multiday samples, parameter estimation precision, and data collection costs for least squares regression trip-generation models », *Environment and Planning A*, 18, p. 73-87.
- PAS E., (1996), « Recent advances in activity-based travel demand modeling », dans Texas Transportation Institute, *Activity-Based Travel Forecasting Conference*, 2-5 juin, *Recommendations, and Compendium of Papers*. Washington, Travel Model Improvement Program, U.S. Department of Transportation and U.S. Environmental Protection Agency, p. 79-102.
- PAS E. et A.S. HARVEY, (1997), « Time-use research and travel demand analysis and modelling », dans P.R. STOPHER et M. LEE-GOSSELIN, *Understanding Travel Behavior in an Era of Change*, New York, Pergamon Press, p. 315-338.

Bibliographie

- PASELK T. et F. MANNERING, (1994), « Use of duration models for predicting vehicular delay at US/Canadian border crossings », *Transportation*, 21(3), p. 249-270.
- PENDYALA R.M. et C.R. BHAT, (2002), « An exploration of the relationship between timing and duration of maintenance activities », *Transportation*, 31(4), p. 429-456.
- POLLAK R. et M. WATCHER, (1975), « The relevance of the household production function and its implications for the allocation of time », *Journal of Political Economy*, 83(2), p. 255-277.
- PONNALURI R.V., (1995), *Analysis of vehicular stop times: Implications for cold starts*, Unpublished MS Thesis, Department of Civil & Environmental Engineering, Durham, Duke University, NC., 96 p.
- POPKOWSKI LESZCZYC P. T. L. et H. TIMMERMANS, (2002), « Unconditional and conditional competing risk models of activity duration and activity sequencing decisions: an empirical comparison », *Journal of Geographical Systems*, 4, p.157-170.
- RECKER W.W., M.G. MCNALLY et G.S. ROOT, (1986a), « A model of complex travel behavior : part 1 – Theoretical development », *Transportation Research Part A*, 20(4), p. 307-318.
- RECKER W.W., M.G. MCNALLY et G.S. ROOT, (1986b), « A model of complex travel behavior : part 2 – An operational model », *Transportation Research Part A*, 20(4), p. 319-330.
- ROY R., (1943), *De l'utilité : contribution à la théorie des choix*, Hermann, Paris, 47 p.
- RUGG D.J. et R.R. BUECH, (1990), « Analyzing time budgets with Markov chains », *Biometrics*, 46(4), p.1123-1131.
- SCHÖNFELDER S. et K.W. AXHAUSEN, (2001), « Analysing the rythms of travel using survival analysis », *Working paper, 80th Annual Meeting of Transportation Research Board*, Washington, 7-11 janvier, 22 p.
- SCHWANEN T., (2004), « The determinants of shopping duration on workdays in The Netherlands », *Journal of Transport Geography*, 12, p. 35-48.
- SCHWANEN T., D. ETTEMA et H TIMMERMANS, (2004), « Spatial patterns of intra-household interactions in maintenance activity participation », *EIRASS Conference on « Progress in Activity-Based Analysis »*, Maastricht, 28-31 mai, p. 33.
- SIMMA A. et K.W. AXHAUSEN, (2001), « Within-household allocation of travel: case of upper austria », *Transportation Research Record*, 1752, p. 69-75.
- SMALL K.A., (1982), « The scheduling of consumer activities: work trips », *The American Economic Review*, 72(3), p.467-479.
- SRINIVASAN S. et C.R. BHAT, (2005), « Modeling household interactions in daily in-home and out-of-home maintenance activity participation », *Transportation*, 32(5), p. 523-544.
- TIMMERMANS H., P. WAERDEN, M. ALVES, J. POLAK, S. ELLIS, A.S. HARVEY, S. KUROSE et R. ZANDEE, (2002), « Time allocation in urban and transport settings: an international, inter-urban perspective », *Transport Policy*, 9(2), p. 79-93.

Bibliographie

- TOBIN J., (1958), « Estimation of relationships for limited dependent variables », *Econometrica*, 26(1), p. 24-36.
- TRAIN K. et D. MCFADDEN, (1978), « The goods/leisure trade-off and disaggregate worktrip mode choice models », *Transportation Research*, 12(5), p. 349-353.
- TRUONG T.P. et D.A. HENSHER, (1985), « Measurement of travel time values and opportunity cost from a discrete-choice model », *The Economic Journal*, 95(378), p. 438-451.
- VAN DER HOORN T., W. VAN HARREVELD et M.J. VAN DER VLIST, (1983), « The application of the UMOT in the Netherlands », *Colloquium Vervoersplanologisch Speurwerk*, p. 137-154, cité dans M. KRAAN, (1997), « In search for limits to mobility growth with a model for the allocation of time and money », ed. D. ETTEMA et H. TIMMERMANS, *Activity-based approaches to travel analysis*, Oxford, Pergamon, p. 89-166.
- WALES T.J. et A.D. WOODLAND, (1977), « Estimation of the allocation of time for work, leisure and housework », *Econometrica*, 45(1), p. 115-132.
- WANG J.J., (1996), « Timing utility of daily activities and its impact on travel », *Transportation Research Part A*, 30(3), p. 189-206.
- WRIGLEY N., (1986), « Quantitative methods: the era of longitudinal data analysis », *Progress in Human Geography*, 10, p. 84-102.
- WONNACOTT R.J. et T.H. WONNACOTT, (1990), *Introductory Statistics for Business and Economics*, New York, John WILEY & Sons, 832 p.
- YAMAMOTO T. et R. KITAMURA, (1999), « An analysis of time allocation to in-home and out-of-home discretionary activities across working days and non-working days », *Transportation*, 26(2), p. 211-230.
- YAMAMOTO T., R. KITAMURA et S. KIMURA, (1999), « A competing risks duration model of household vehicle transactions with indicators of changes in explanatory variables », *Transportation Research Record*, 1676, p. 116-123.
- YEE J.L. et D.A. NIEMEIER, (2000), « Analysis of activity duration using Puget sound transportation panel », *Transportation Research Part A*, 34(8), p. 607-624.
- ZAHAVI Y., (1979), réf. Partie I.
- ZAHAVI Y. et J.M. MCLYNN, (1983), « Travel choices under changing constraints as predicted by the UMOT model », *Colloquium Vervoersplanologisch Speurwerk*, p. 137-154, cité dans M. KRAAN, (1997), « In search for limits to mobility growth with a model for the allocation of time and money », ed. D. ETTEMA et H. TIMMERMANS, *Activity-based approaches to travel analysis*, Oxford, Pergamon, p. 89-166.
- ZAHAVI Y. et A. TALVITIE, (1980), réf. Partie I.
- ZELLNER A., (1962), « An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests of aggregation bias », *Journal of American Statistical Association*, 57(298), p. 348-368.

Bibliographie de l'Annexe I

- BERVELING J., P. PETERS et J. PRIJ, (2001), « Do we stay quietly in our rooms? Biological, economic and sociological explanations for constant travel time », 9th World Conference on Transport Research, Séoul, 22-27 juillet, 19 p.
- BURNHAM T. et J. PHELAN, (2000), *Mean Genes: From sex to money to food: Taming our primal instincts*, Cambridge, Perseus Publishing, 263 p., cité dans J.BERVELING, P. PETERS et J. PRIJ, (2001), « Do we stay quietly in our rooms? Biological, economic and sociological explanations for constant travel time », 9th World Conference on Transport Research, Séoul, 22-27 juillet, 19 p.
- FINK J.S. et G.P. SMITH, (1980), « Mesolimbic and mesocortical dopaminergic neurons are necessary for normal exploratory behavior in rats », *Neuroscience Letters*, 17, p. 61-65, cité dans J.BERVELING, P. PETERS et J. PRIJ, (2001), « Do we stay quietly in our rooms? Biological, economic and sociological explanations for constant travel time », 9th World Conference on Transport Research, Séoul, 22-27 juillet, 19 p.
- HÄGERSTRAND T., (1973), réf. Partie I.
- HAMER D. et P. COPELAND, (1998), « Living with our genes: why they matter more than you think », New York, Doubleday, 188 p., cité dans J.BERVELING, P. PETERS et J. PRIJ, (2001), « Do we stay quietly in our rooms? Biological, economic and sociological explanations for constant travel time », 9th World Conference on Transport Research, Séoul, 22-27 juillet, 19 p.
- HÖJER M. et L.G. MATTSSON, (2000), « Determinism and backcasting in future studies », *Futures*, 32(7), p. 613-634.
- HUPKES G., (1982), réf. Partie I.
- LE MOAL M. et H. SIMON, (1991), « Mesocorticolimbic dopaminergic network: Functional and regulatory roles », *Physiological Reviews*, 71, p. 155-234, cité dans J.BERVELING, P. PETERS et J. PRIJ, (2001), « Do we stay quietly in our rooms? Biological, economic and sociological explanations for constant travel time », 9th World Conference on Transport Research, Séoul, 22-27 juillet, 19 p.
- MARCHETTI C., (1994), « Anthropological invariants in travel behavior », *Technological forecasting and social change*, 47, p. 75-88.
- MICHON J.A., (1980), « Psychology - aid or guide for travel-demand analysis? », dans J.B. POLAK et J.B. VAN DER KAMP, *Changes in the field of transport studies*, The Hague, Nijhoff, p. 160-174.
- MOKHTARIAN P.L. et I. SALOMON, (2001), réf. Partie I.
- SCITOVSKY T., (1976), *The joyless economy: an inquiry into human satisfaction and consumer dissatisfaction*, Oxford, The Oxford University Press, 328 p., cité dans J.A. MICHON, (1980), « Psychology - aid or guide for travel-demand analysis? », dans J.B. POLAK et J.B. VAN DER KAMP, *Changes in the field of transport studies*, The Hague, Nijhoff, p. 160-174.

Bibliographie

VILHELMSON B., (1999), « Daily mobility and the use of time for different activities: the case of Sweden », *Geojournal*, 48(3), p. 177-185.

WILSON E.O., (1975), *Sociobiology: The new Synthesis*, Cambridge Belknap Press, Harvard University Press, 706 p.

Bibliographie de l'Annexe II

BONNEL P., (2004), réf. Partie I.

CERTU, (1998), *L'enquête ménages déplacements « méthode standard »*, Collection du CERTU, Lyon, éditions du CERTU, 295 p.

CETE DE LYON, INSEE et SYTRAL, (1995), *Enquête déplacements auprès des ménages de l'agglomération lyonnaise*, document technique, Lyon, 119 p.

NICOLAS J.P., P. POCHE et H. POIMBOEUF, (2001), *Indicateurs de mobilité durable sur l'agglomération lyonnaise, méthodes et résultats*, Recherche pour le compte de Renault, Lyon, APDD, LET, 235 p.

ORFEUIL J.P., (2002), « Quelles interactions entre les marchés de la mobilité à courte et à longue distance ? », *Recherche, Transport, Sécurité*, 76, p. 208-221.

Bibliographie de l'Annexe IX

ALLISON P.D., (1995), *Survival analysis using SAS – A practical guide*, Cary, SAS Publishing, 292 p.

BHAT C.R., (2000), « Duration modelling », dans D.A. HENSHER et K.J. BUTTON, *Handbook of transport modelling*, Oxford, Elsevier Science, p. 91-111.

COX D.R., (1972), « Regression models and life tables », *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 34(2), p. 187-202.

COX D.R et D. OAKES, (1988), *Analysis of survival data*, Londres, CHAPMAN and HALL.

COX D.R. et E.J. SNELL, (1968), « A general definition of residuals with discussion », *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, 30(2), p.248-275.

CLEVES M., GOULD W.W. et GUTIERREZ R.G., (2004), *An introduction to survival analysis using Stata*, Texas, College Station, Stata Press, 308 p.

COLLETT D., (1994), *Modelling survival data in medical research*, Londres, Chapman Hall, UK, 350 p.

EFRON B., (1977), « The efficiency of Cox's likelihood function for censored data », *Journal of the American Statistical Association*, 72(359), p. 557-565.

FLEMING T.R. et D.P. HARRINGTON, (1991), *Counting process and survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 429 p., cité dans D.W. HOSMER et S. LEMESHOW, (1999), *Applied survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 386 p.

Bibliographie

- GREENWOOD M., (1926), *The natural duration of cancer*, Reports on public health and medical subjects, Her majesty's stationery office, Londres, 33, p. 1-26
- HECKMAN J. et G. BORJAS, (1980), « Does unemployment cause future unemployment? Definitions, questions and answers from a continuous time model of heterogeneity and state dependence », *Economica*, 47(187), p. 247-283.
- HECKMAN J. et B. SINGER, (1984), « A method for minimising the impact of the distributional assumption in econometric models for duration data », *Econometrica*, 52(2), p. 271-320.
- HENSHER D. et F. MANNERING, (1994), « Hazard-based duration models and their application to transport analysis », *Transportation Reviews*, 14(1), p. 63-82.
- HOSMER D.W. et S. LEMESHOW, (1999), *Applied survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 386 p.
- KALBFLEISCH J.D. et R.L. PRENTICE, (1980), *The statistical analysis of failure time data*, New York, John WILEY & Sons, 439 p., cité dans D.W. HOSMER et S. LEMESHOW, (1999), *Applied survival analysis*, New York, John WILEY & Sons, 386 p.
- KAPLAN E. et P. MEIER, (1958), « Non-parametric estimation from incomplete observations », *Journal of the American Statistical Association*, 53(282), p. 457-481.
- LAWLESS J.F., (2003), *Statistical models and methods for lifetime data*, New York, John WILEY & Sons, 630 p.
- MEYER B.D., (1990), « Unemployment insurance and unemployment spells », *Econometrica*, 58(4), p. 775-782.
- OAKES D., (1977), « The asymptotic information in censored survival data », *Biometrika*, 64(3), p. 441-448.

ANNEXES

Annexe I - Origines de la stabilité

Les pistes des origines de la stabilité des budgets-temps de transport, évoquées dans cette partie, sont apportées par différents champs disciplinaires. Selon les disciplines, les propositions sont le plus souvent difficilement testables. De façon générale, elles s'organisent autour des trois axes : les solutions biologiques, les solutions économiques et les solutions sociologiques (Baveling et al., 2001).

Les premières rassemblent les explications produites par les disciplines telles que l'éthologie, la sociobiologie, la psychologie. Elles concernent essentiellement les régularités comportementales propres à la nature humaine et peuvent être assimilées à une détermination génétique du comportement. Les solutions économiques font référence aux disciplines qui dressent un cadre d'hypothèses relatives à la nature de l'activité humaine, afin d'expliquer un comportement. La plupart suppose que l'individu adopte un comportement rationnel. Enfin, les solutions sociologiques regroupent les explications sociologiques, anthropologiques et historiques et expliquent le comportement par le contexte de l'activité humaine.

I. Les solutions biologiques

Ce groupe d'explications de la stabilité est composé de solutions de type biologique, voire génétique (Baveling et al., 2001), anthropologique (Marchetti, 1994) et bio-psychologique (Michon, 1980).

Les anthropologues ont avancé que la culture est un déterminant principal du comportement humain. Ainsi, l'observation de « loi » universelle est d'autant plus rare que les cultures diverses. Mais, pour certains, l'influence exercée par notre culture sur le comportement n'est pas suffisante pour nous éloigner de nos comportements naturels. Ce rejet de l'indépendance du comportement par rapport à notre constitution biologique est ainsi partagée par de nombreuses branches scientifiques (sociobiologie, anthropologie Darwiniste, etc.). Les sociobiologistes et certains psychologues ajoutent aux côtés des déterminants culturels des déterminants biologiques (Wilson, 1975). Une part génétique peut donc être à l'origine de la régularité du comportement. L'étude d'un comportement se concentre donc sur les questions :

- de la part héréditaire du comportement. Jusqu'à quel point le comportement est-il inscrit dans nos gènes ?
- des objectifs et des fonctions du comportement. Jusqu'à quel point nos comportements sont-ils liés à d'anciens objectifs de conservation, de procréation, etc. ?
- des mécanismes du comportement. Quels sont les stimuli qui font naître et qui façonnent un comportement ?
- de développement du comportement durant la vie de l'individu. Le comportement est, pour partie, acquis au travers d'un processus d'apprentissage de génération en génération.

1. La survie par la mobilité

Pour un certain nombre d'animaux, les « temps de déplacement » observés sont relativement stables. Pour répondre à leurs besoins vitaux, ils doivent chasser, cueillir et donc se déplacer. La constance du temps alloué à certaines activités n'est pas rare chez les animaux. Ainsi, les chiens sauvages ou certains faucons passent un temps constant à chasser. Et les animaux domestiques, comme les canaris ou les hamsters, passent une durée stable à courir ou voler durant la journée.

Les raisons de ces stabilités sont étudiées par les biologistes. Tout d'abord, il est avancé que les animaux et les hommes ont des stocks limités d'énergie, de nourriture et de temps. Une bonne gestion de ces ressources est vitale pour un animal sauvage. Il est risqué de dépenser toute son énergie en peu de temps. Les animaux doivent gérer leurs efforts à la fois pour maintenir leur niveau de ressources vitales, mais aussi pour maintenir leur forme physique. C'est ce qui explique pourquoi les temps alloués à certaines activités, dont la mobilité, ont des bornes supérieures et inférieures. Ensuite, la gestion du risque semble faire intervenir le même type d'arbitrage, entre d'une part le besoin de protection et d'autre part, le plaisir de l'excitation naissant avec la prise de risque.

Ces deux explications reposent sur le concept de la « sélection naturelle » provenant de la théorie de l'évolution. Comme la sélection naturelle est un processus s'étalant sur plusieurs générations, il est supposé que la nature humaine s'est développée durant l'ère Paléolithique. Comparée à cette longue période, notre histoire récente n'est pas assez longue pour que notre constitution biologique ait pu être modifiée. Ainsi, nos comportements sont fondamentalement très proches de ceux de nos ancêtres (Burnham et Phelan, 2000).

2. L'instinct de mobilité

Le besoin de ressources explique certainement une part de notre besoin de mobilité. Mais l'activité de recherche explique elle aussi notre mobilité actuelle. Notre instinct s'est développé à une période où les ressources étaient rares. Mais maintenant, dans les pays développés, les ressources sont abondantes et facilement accessibles. C'est simplement la recherche de ressources qui nous rend heureux et non leur possession (Burnham et Phelan, 2000). La satisfaction de ce comportement inscrit dans nos gènes persiste et motive notre mobilité. Notamment, les biologistes parviennent à identifier les gènes responsables de notre besoin de mobilité et de découverte (LeMoal et Simon, 1991). Il semble que certaines dopamines intensifient notre besoin de mobilité (Fink et Smith, 1980 ; Hamer et Copeland, 1998).

3. Bio-psychologie : la recherche d'un équilibre plutôt que d'une satisfaction

L'étude de la motivation du comportement par la bio-psychologie apporte un double éclairage. En effet, tout d'abord, la biologie avance que l'homme partage avec les grands animaux le besoin d'explorer son environnement et de disposer de ressources suffisantes et variées. Ensuite, la psychologie constitue un cadre explicatif des motivations du comportement. Ainsi, Michon (1980) suppose que l'homme s'adapte à son environnement et qu'il cherche à préserver un équilibre face à des situations variables. Cette hypothèse de représentation du comportement a notamment été utilisée par Sciotoovsky (1976), qui supposait comme première motivation du comportement humain, le maintien d'un niveau optimal d'éveil ou d'activité, plutôt que la recherche de satisfaction. Ainsi, le comportement est gouverné par les expériences passées et notamment celles apportant du plaisir en déviant du niveau optimal et habituel d'éveil. Ainsi, l'homme doit répondre à un besoin de mobilité et d'exploration, mais sans trop s'écarter de son habitude : un budget-temps de transport d'une heure. Le retour à un niveau habituel de mobilité est alors motivé par le stress. Ainsi, les comportements se modifient dans les grandes villes, où les distances à parcourir sont importantes et peuvent amener à dépasser le budget-temps de transport. Des comportements de substitution sont développés, de type récréatif ou résidentiel. Afin de réduire le stress du long trajet, le temps du transport est agrémenté d'autres activités distrayantes ou similaires à celles du domicile. La technologie embarquée dans les modes de transport et les

comportements « non-transport » observés dans les transports en commun en sont des indicateurs. Dans les cas extrêmes où le temps de transport est trop éloigné d'une heure, et où les comportements de substitutions ne peuvent être développés, les localisations résidentielles, les emplois ou les modes de transport sont modifiés.

La régularité comportementale imposée par la nature humaine est la base du raisonnement de Marchetti (1994). Dans son exposé, l'homme est un « animal de territoire », qui est motivé par un instinct d'extension de sa zone d'activité, de laquelle dépend son niveau de ressources. Il est aussi caractérisé par un « instinct de caverne » qui le pousse à retourner dans sa grotte à la fin de la journée. Pour Marchetti, l'hypothèse de Zahavi montre « l'unité quintessentielle de l'instinct de mobilité autour du monde »⁹¹, qui est validée au-delà des cultures, des races et des religions. La stabilité du budget-temps de transport résulte des instincts hérités de nos ancêtres, qui nous poussent à explorer un territoire et à retourner dans nos grottes le soir. L'équilibre obtenu détermine un temps « d'exposition » qui est proche d'une heure.

Sous cette hypothèse, Marchetti justifie le raisonnement selon lequel la structure et la croissance des villes sont expliquées par les vitesses disponibles et le budget-temps de transport. La suprématie des instincts biologiques permet alors de définir la zone d'activité humaine en fonction du temps d'exposition décelé par Zahavi et selon les vitesses de déplacement. Ainsi, à la vitesse de la marche à pied, de 5 km/h pendant une heure et en « rentrant à la grotte » pour la nuit, le territoire qui peut être parcouru a un rayon de 2,5 km, soit une surface de 20 km². Ces dimensions spatiales sont retrouvées pour les villages où la marche à pied domine et aussi, jusqu'au 19^{ème} s. pour les villes fortifiées, dont les murailles n'avaient pas de diamètre supérieur à 5 km. L'avènement successif des modes de transport plus rapides pourrait alors expliquer l'extension spatiale des villes. Les vitesses supérieures repoussant alors les frontières des zones d'activités humaines.

⁹¹ Marchetti (1994), p. 1-2.

II. Les solutions économiques

L'essentiel des explications économiques relatives aux choix de transport considèrent l'homme non pas comme une entité biologique, mais comme un individu optimisant son utilité sous un certain nombre de contraintes. Les modèles économiques de transport supposent que le transport est une demande dérivée, qui acquiert la valeur de l'activité à destination. De ce fait, le temps consacré au transport est ressenti comme un coût que l'individu cherche à minimiser. L'individu recherche donc une gestion optimale des ressources engagées dans chacun de ces choix, principalement le temps et l'argent pour les choix de transport.

La première explication économique de la stabilité des dépenses de transport a été énoncée par Hupkes (1982). Les caractéristiques du choix de transport sont considérées comme le résultat d'un processus d'optimisation. L'homme est donc considéré rationnel et cherche à maximiser l'utilité de sa mobilité, qui peut être décomposée en deux termes. Une utilité *dérivée* qui tient compte de la nature dérivée du transport. Elle correspond donc à l'utilité de l'activité à destination. Elle est tout d'abord croissante, car la zone d'activités accessibles s'étend avec le temps consacré au transport. Le nombre d'opportunités socio-économiques accessibles augmente. Puis, elle est décroissante car le temps de transport est de plus en plus en concurrence avec le temps pour les autres d'activités. A cette utilité dérivée, s'ajoute une utilité *intrinsèque* correspondant au plaisir résultant du transport pour lui-même. Le mouvement offre certains plaisirs, tels que le changement de cadre, la sensation de vitesse, le sentiment de liberté, l'excitation de la conduite d'un véhicule, ou tout simplement le plaisir du mouvement (Mokhtarian et Salomon, 2001). Cette utilité intrinsèque est croissante, puis rapidement décroissante, voire négative lorsque le transport, le mouvement, devient un effort non désiré.

Ce raisonnement économique montre donc l'existence d'un niveau optimum de transport. Mais, il ne suppose pas la constance d'un temps de déplacement. Cette dernière proviendrait de la répétition d'un choix d'allocation dans un environnement stable. Au contraire, Hupkes proposait de rechercher les facteurs susceptibles d'affecter l'une ou l'autre des deux utilités, donc de rechercher les éléments intervenant dans la formation de l'univers de choix de l'individu.

Reprenant l'hypothèse de l'utilité intrinsèque du transport, Mokhtarian et Salomon (2001), décomposent l'utilité du transport en trois éléments :

- l'utilité de la destination. Elle est équivalente à l'utilité dérivée de Hupkes,
- l'utilité de l'activité menée pendant le déplacement,
- l'utilité produite par le déplacement. Elle correspond au simple plaisir du mouvement (plaisir de la vitesses, sensation de liberté, etc.).

Ainsi, ils définissent plusieurs sources positives d'utilité du transport dont notamment une partie qui ne correspond pas à la nature purement dérivée de la demande de mobilité. Mokhtarian et Salomon supposent alors que les individus ne minimisent pas uniformément leurs dépenses temporelles de transport. Mais qu'il existe un niveau désiré de mobilité inobservé, qui varie entre les individus et pour un même individu dans le temps. Si le budget-temps de transport réalisé excède ce niveau désiré, l'individu voudra diminuer sa dépense temporelle. Si le budget-temps de transport réalisé est inférieur au niveau désiré, l'individu voudra augmenter son temps de transport. Enfin, le niveau de ce budget-temps de transport désiré varie avec les caractéristiques personnelles, les attributs démographiques, les modes de transport utilisés et les motifs des déplacements.

Sous cette hypothèse, les stabilités observées peuvent provenir du fait que les fluctuations autour du niveau idéal de mobilité se compensent. De plus, les variations des budgets-temps de transport observées au niveau micro peuvent s'expliquer par le fait que le niveau désiré peut être une fonction des caractéristiques individuelles, et qu'il n'est pas toujours défini selon les contraintes pesant sur la mobilité.

III. Les solutions sociologiques

L'étude sociologique se concentre sur le contexte des choix effectués par les individus. Pour identifier ce qui conduit les individus à se comporter d'une façon ou d'une autre, la sociologie recherche les motivations et le contexte individuels. Ces motivations diffèrent dans le temps, dans l'espace et d'une situation à l'autre. Ainsi, il n'existe pas ou très peu de règles pouvant être appliquées de façon universelle. Un schéma explicatif de la constance pour une population donnée ne pourra être soutenu face à la diversité des contextes locaux et historiques.

De plus, la stabilité du temps de transport fait l'hypothèse que le temps est mesurable, divisible, calculable et universel. Or, les psychologues et sociologues du temps ont montré que les perceptions du temps diffèrent entre les pays et les populations. Dans les sociétés modernes, le temps est de plus en plus souvent multiple. Ainsi, les comparaisons des perceptions du temps entre des cultures différentes ou pour un même individu à des périodes différentes sont extrêmement difficiles.

Le temps de transport en tant que choix individuel trouve relativement peu d'explication dans la sociologie. Ses références au contexte de la constitution d'un comportement et notamment aux motivations et aux perceptions qui caractérisent l'individu, rendent problématique la généralisation d'un schéma explicatif à l'ensemble d'une vaste population caractérisée par ailleurs par de fortes différences culturelles.

En définitive, seul le caractère habituel d'un comportement sociologique pourrait expliquer cette stabilité. La routine peut s'inscrire sur la gestion du temps de transport, mais aussi sur l'ensemble des temps. Hägerstrand (1973) suggérait, pour une personne active, le découpage des temps suivant : 9 heures de sommeil et de soins de soi, 1 heure de sustentation, 8 heures de travail et 2 heures pour les achats et les activités de services. Les 4 heures restantes peuvent alors être consacrées au transport et aux loisirs. Sous cet ensemble de contraintes temporelles, il n'est pas surprenant que les temps de transport moyens se concentrent autour d'une moyenne d'un peu plus d'une heure. Le caractère routinier de ce découpage temporel peut être utilisé pour énoncer l'emploi du temps représentatif des populations.

Ce n'est alors pas seulement les origines du temps de transport qui sont à rechercher, mais les origines de l'ensemble des durées des activités. Il est bien évident que pour ce problème plus général, la diversité des contextes, des perceptions, des motivations, etc. empêchent de dresser un cadre universel explicatif de la stabilité d'un tel emploi du temps.

Conclusion

L'ensemble de ces explications fait référence au comportement individuel avec l'objectif d'expliquer la stabilité de la moyenne. Le passage de l'unité individuelle à la moyenne est le point critique de l'explication de la stabilité.

L'explication biologique avance que l'humain est programmé pour se déplacer une certaine partie de sa journée. Mais pourquoi observe-t-on alors de si grandes différences selon les modes de transport, selon les jours, les saisons et les cycles de vies, etc. ? La réponse économique suppose que l'utilité nette du transport est croissante jusqu'à un certain temps de déplacement, puis décroissante car le coût généralisé est supérieur à l'utilité du transport. Mais comment ce niveau optimal peut-il être identique pour tous les individus ? Les accessibilités sont totalement différentes suivant le lieu de résidence, le moyen de transport, etc. (Hupkes, 1982). De plus, la valorisation de ces accessibilités diffère selon les individus et selon plusieurs échelles temporelles pour un même individu (Höjer et Mattson, 2000). De nombreux facteurs peuvent affecter les utilités intrinsèque et dérivée. Parmi ceux-ci des changements sociétaux de grande ampleur tels que les réductions de temps de travail ou une substitution majeure entre les nouvelles technologies de l'information et de la communication et les transports pourraient modifier les formes de ces utilités et donc le temps de transport optimal. De même, les explications sociologiques peuvent difficilement être supposées stables entre individus. L'observation de Hägerstrand (1973) correspond au découpage temporel d'un homme de l'époque contemporaine. Mais, elle est difficilement transférable à toutes les populations pour lesquelles la stabilité du budget-temps de transport est observée. De grandes variations peuvent être observées autour de cet emploi du temps moyen au niveau désagrégé pour les populations inactives, les populations rurales, etc. Et au niveau agrégé, les structures de ces sous-populations ne sont pas identiques et les organisations temporelles diffèrent, par exemple les japonais travaillent environ 25% de temps en plus que les européens.

Loin de supposer une identité de comportements face au choix du temps de transport, la conjecture de Zahavi mentionne l'existence de variations autour de la moyenne. La composition de plusieurs situations produit la stabilité observée de la moyenne. Il faut donc rechercher les origines de la stabilité des temps de transport, tout d'abord, dans les mécanismes de la constitution de la moyenne par agrégation des comportements individuels.

Ensuite, la stabilité trouvera une explication par l'identification et l'explication d'un comportement moyen conduisant à une dépense de transport stable pour les différents groupes d'individus.

Finalement, l'étude des variations autour de la moyenne révélera très certainement de nombreuses informations tant sur les mécanismes intervenant dans la constitution de la moyenne (compensation, effet de structure, etc.), que sur les comportements individuels.

Annexe II - L'enquête ménages de Lyon 1995

Présentation de l'enquête ménages de Lyon 1995

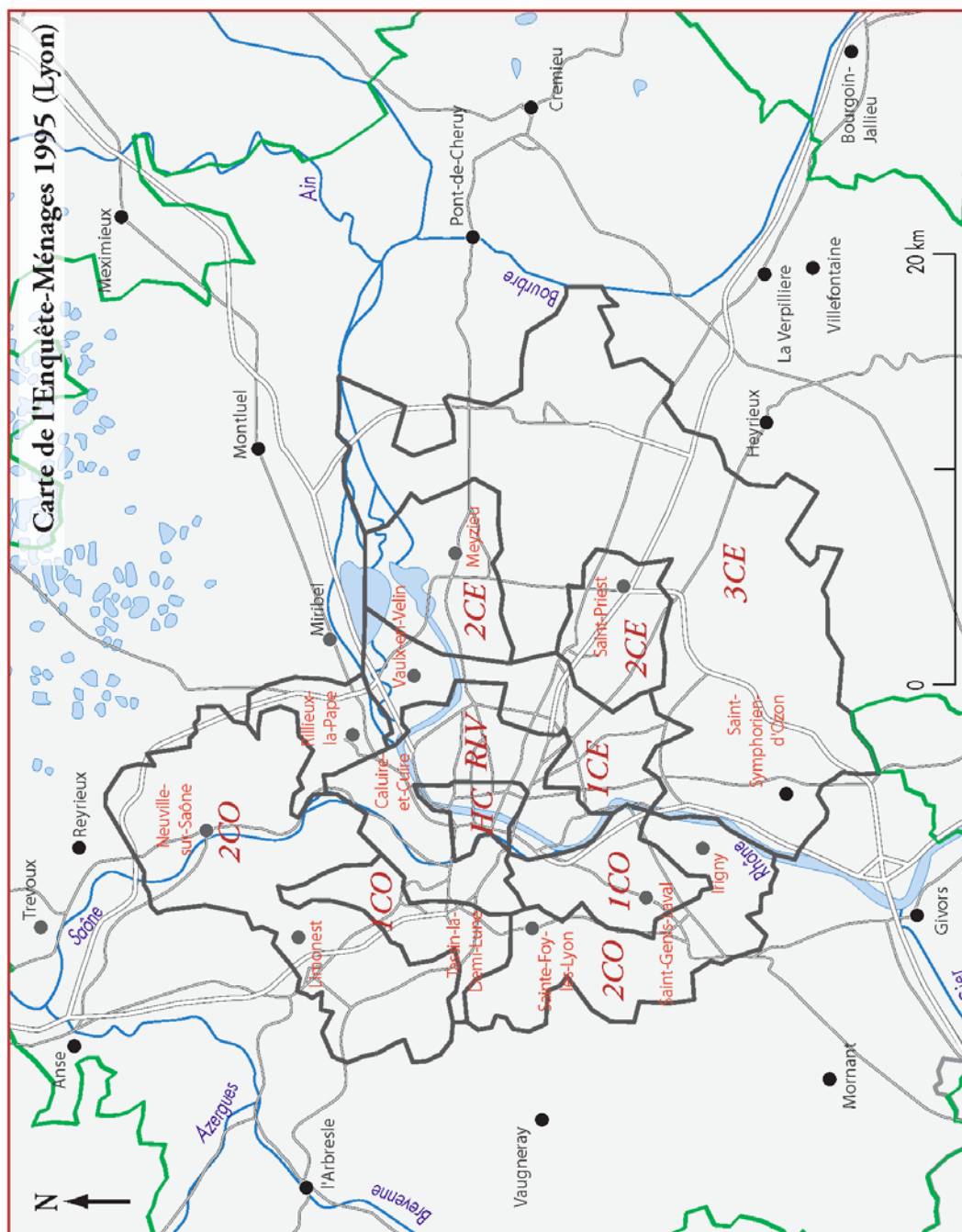
L'enquête ménages déplacements (CERTU, 1998) constitue la principale source de données française en milieu urbain sur les déplacements réalisés au sein d'une agglomération. Dans l'objectif de produire une information aidant à la réflexion dans le domaine de la planification des déplacements urbains, l'enquête ménages fournit une connaissance fine des déplacements. Pour l'ensemble des agglomérations de province, une méthodologie standard est appliquée. La population cible est constituée de l'ensemble des déplacements réalisés par les résidents du périmètre d'étude. L'échantillon est constitué par tirage aléatoire de ménages, après stratification géographique du périmètre d'enquête, au sein de la base ménages du recensement de 1990, mis à jour à partir du fichier des constructions neuves.

Tous les individus du ménage de 5 ans et plus sont enquêtés le même jour sur l'ensemble de leurs déplacements réalisés la veille du jour d'enquête. L'enquête ne porte que sur des jours de semaine. Les déplacements recensés sont ceux effectués sur la voie publique, à l'intérieur du périmètre d'enquête entre 4 heures du matin la veille et 4 heures du matin le jour même. Un déplacement est défini comme : « un aller simple effectué d'un point (zone origine) à un autre point (zone destination), pour un motif unique, selon une heure de départ et une heure d'arrivée et effectué avec un ou plusieurs modes de transport » (Cete de Lyon et al., 1995). 13997 individus sont enquêtés, issus de 6001 ménages, pour 53213 déplacements.

Les limites des enquêtes ménages françaises

Malgré la similitude de la méthodologie dans le temps, le dispositif des enquêtes ménages admet certaines critiques et limites (Bonnell, 2004). Tout d'abord, l'enquête ménages se concentre sur la mobilité des résidents du périmètre d'enquête. De fait, une partie des déplacements au sein de ce périmètre sont exclus, lorsqu'ils sont réalisés par des non-résidents de la zone. Ainsi, les déplacements de transit et les déplacements professionnels ne sont pas pris en compte. Certaines évaluations (Nicolas et al., 2001 ; Orfeuil, 2002) ont notamment montré l'importance de ces omissions (plus d'un tiers des véhicules kilomètres parcourus un jour moyen de semaine). Ensuite, le périmètre des enquêtes ménages reste

encore parfois trop restreint par rapport au bassin d'attraction de l'agglomération. L'étalement urbain, le desserrement des activités et le développement des franges des zones urbaines élargissent peu à peu cette zone, qui nécessite une adaptation du périmètre d'enquête. Enfin, Bonnel (2004) rappelle que la taille d'échantillon est souvent faible pour permettre l'analyse désagrégée selon certaines dimensions. En conséquence pour constater des différences significatives entre segments de population une taille d'échantillon suffisante est nécessaire.



source : d'après l'Atlas du Grand Lyon, INSEE, Cartographie et Décision, 1994

Annexe III - Les budgets-temps de transport de l'Enquête-ménages de Lyon 1995

Statistiques descriptives des budgets-temps de transport corrigés

99 individus sont écartés en raison de durées de déplacement incorrectes.

Variable d'analyse : Budget-temps de transport						
Temps de transport erroné	Nb obs.	Nb	Moyenne	Écart Type	Minimum	Maximum
0	12364	12364	79.19	62.35	2.0	960.0
1	99	99	222.07	461.41	0	1675.0

1062 individus sont écartés en raison de déplacements dont l'origine et/ou la destination sont en dehors de l'aire urbaine définie par l'enquête.

Budget-temps de transport						
Hors Zone	Nb obs.	Nb	Moyenne	Écart Type	Minimum	Maximum
0	11401	11401	74.46	65.37	0	1555.0
1	1062	1062	143.33	128.81	10.0	1675.0

120 individus sont écartés en raison de déplacements qui ne sont associés à aucun trajet de retour à domicile.

Budget-temps de transport						
Un seul déplacement	Nb obs.	Nb	Moyenne	Écart Type	Minimum	Maximum
0	12343	12343	79.37	70.08	2.0	1675.0
1	120	120	178.71	278.77	0	1500.0

84 individus sont écartés en raison de budgets-temps de transport supérieurs à 6 h.

Budget-temps de transport						
BTT > 360	Nb obs.	Nb	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
0	12379	12379	76.55	52.15	0	360.0
1	84	84	637.40	364.28	365.0	1675.0

1534 individus sont immobiles et ne sont donc pas considérés.

Budget-temps de transport						
Immobile	Nb obs.	Nb	Moyenne	Écart Type	Minimum	Maximum
0	12463	12463	80.33	75.44	0	1675.0
1	1534	0

18 individus sont écartés en raison d'horaires d'activités erronés.

Budget-temps de transport						
Horaire erroné	Nb obs.	Nb	Moyenne	Écart Type	Minimum	Maximum
0	13979	12445	79.46	66.87	0	1500.0
1	18	18	680.94	718.38	10.0	1675.0

Statistiques descriptives des budgets-temps de transport

Statistiques descriptives des budgets-temps de transport avant correction (en min)

Moyenne	80.33	Médiane	65	Intervalle Interquartile	61
Ecart type	75.44	Mode	60	Intervalle des valeurs	1675
N	12463	Quantile 75% (Q3)	101	Quantile 25% (Q1)	40

Statistiques descriptives des budgets-temps de transport (en min)

Moyenne	72.21	Médiane	60	Intervalle Interquartile	55
Ecart type	46.99	Mode	60	Intervalle des valeurs	353
N	11232	Quantile 75% (Q3)	95	Quantile 25% (Q1)	40

Annexe IV - Définitions des variables

Variable	Définition
<i>Variables socio-économiques</i>	
Genre	Homme = 1 / femme = 0
Age	Age exact ou classes d'âges : de 0 à 19 ans ; de 20 à 49 ans ; plus de 50 ans.
Statut professionnel	Statuts codés de 1 à 9 : travail à temps plein, travail à temps partiel, étudiant, scolaire, chômeur, retraité, reste au foyer, formation ou stage, et autre
Actif	Actifs à temps complet ou partiel et les étudiants
Scolaire	Collégiens et lycéens
Inactif	Chômeurs et retraités
Femme au foyer	Femmes au foyer
Nombre de personnes totales du ménage	Comptabilise le nombre de membres du ménage
Nombre d'enfants	Le nombre d'enfants du ménage
Nombre d'enfants de moins de 5ans	Le nombre d'enfants du ménage de moins de 5ans
Nombre d'enfants de 6 à 17 ans	Le nombre d'enfants du ménage de 6 à 17 ans
Revenu du ménage	Le revenu mensuel du ménage est classé selon les paliers : 0 ; 2500 ; 5000 ; 7500 ; 10000 ; 12500 ; 15000 ; 20000 ; 30000 ; 50000 ; 50000 et plus (en F) Les ménages à hauts revenus sont définis comme supérieurs à 20000F. Les ménages à faibles revenus sont définis comme inférieurs à 5000F.
<i>Variables de transport</i>	
Titulaire du permis de conduire	Codée 1 si l'individu est titulaire du permis de conduire
Nombre de VP à libre disposition du ménage	Nombre de voitures particulières à libre disposition du ménage allant de 0 à 4 et plus.
Mode principalement utilisé	Codé de 1 à 7 : La marche à pieds, le vélo, les deux-roues, les transports en communs, la voiture particulière en tant que conducteur ou passager et la classe « autre ». Le mode est dit mode principal s'il représente la plus grande part du nombre de déplacements effectués dans la journée.

Annexe IV - Définitions des variables

Variable	Définition
<i>Autres variables</i>	
Jour des déplacements	De 1 à 5 : du lundi au vendredi
Zone de domicile	Définie de 1 à 8 selon : hypercentre, Lyon-Villeurbanne, 1 ^{ère} couronne Est et Ouest, 2 ^{ème} couronne Est et Ouest, 3 ^{ème} couronne Est, et zone externe
<i>Variables du programme d'activités</i>	
Budget-temps de travail	Somme des durées quotidiennes de travail, à temps plein et à temps partiel et des durées à l'université.
Budget-temps de loisir	Somme des durées quotidiennes de activités : loisir sportif ; loisir culturel ; loisir associatif ; promenade ; restaurant ; visite d'amis
Budget-temps d'achat et service	Somme des durées quotidiennes de activités : achat quotidien ; achat hebdomadaire ; achat d'équipement, de vêtements et de loisir ; achat de santé ; démarches ; recherche d'emploi
Accompagnement	Codée 1 si l'individu réalise un déplacement d'accompagnement

Annexe V - Composition de la base MCD

Population	
Surface area (ha)	
Characteristics of the metropolitan area	
Urban density	persons/ha
Job density	jobs/ha
Proportion of jobs in CBD	%
Metropolitan gross domestic product per capita	USD
Supply indicators	
Private Transport Infrastructure Indicators	
Length of road per 1000 people	m/1000 persons
Length of freeway per 1000 people	m/1000 persons
Length of road per urban hectare	m/ha
Length of freeway per urban hectare	m/ha
Parking spaces per 1000 CBD jobs	spaces/1000 jobs
Public Transport Infrastructure Indicators	
Total length of public transport lines per 1000 people	m/1000 persons
Total length of reserved public transport routes per 1000 people	m/1000 persons
* Bus reserved route length per 1000 people	m/1000 persons
* Minibus reserved route length per 1000 people	m/1000 persons
* Segregated tram network length per 1000 people	m/1000 persons
* Light rail network length per 1000 people	m/1000 persons
* Metro network length per 1000 people	m/1000 persons
* Suburban rail network length per 1000 people	m/1000 persons
* Heavy rail network length per 1000 people	m/1000 persons
Total length of reserved public transport routes per urban hectare	m/ha
* Bus reserved route length per urban hectare	m/ha
* Minibus reserved route length per urban hectare	m/ha
* Segregated tram network length per urban hectare	m/ha
* Light rail network length per urban hectare	m/ha
* Metro network length per urban hectare	m/ha
* Suburban rail network length per urban hectare	m/ha
* Heavy rail network length per urban hectare	m/ha
Intermodal Transport Infrastructure Indicators	
Number of park and ride facilities per kilometre of reserved public transport route	facilities/km
Number of park and ride spaces per kilometre of reserved public transport route	spaces/km
Number of park and ride facilities per 10,000 urban hectare	facilities/10000 ha
Car equivalents per number of park and ride spaces	units/space
Private transport supply [cars and motorcycles]	
Passenger cars per 1000 people	units/1000 people
Motor cycles per 1000 people	units/1000 people
Total private passenger vehicles per 1000 people	units/1000 people
Passenger car kilometres per car	km/unit
Motor cycle kilometres per motor cycle	km/unit
Total private passenger vehicle kilometres per vehicle	km/unit
Private collective transport supply [taxis and shared taxis]	
Taxis per million people	units/10 ⁶ persons
Shared taxis per million people	units/10 ⁶ persons
Taxi vehicle kilometres per capita	v.km/person

Annexe V - Composition de la base

Shared taxi vehicle kilometres per capita	v.km/person
Traffic Intensity Indicators	
Passenger cars per kilometre of road	units/km
Motor cycles per kilometre of road	units/km
Total private passenger vehicles per kilometre of road	unit equivalents/km
Total single and collective private passenger vehicles per kilometre of road	unit equivalents/km
Passenger car kilometres per kilometre of road	v.km/km
Motor cycle kilometres per kilometre of road	v.km/km
Total private passenger vehicle kilometres per kilometre of road	v.km/km
Total private and collective passenger vehicle kilometres per kilometre of road	v.km/km
Passenger car kilometres per urban hectare	v.km/ha
Motor cycle kilometres per urban hectare	v.km/ha
Total private passenger vehicle kilometres per urban hectare	v.km/ha
Total private and collective passenger vehicle kilometres per urban hectare	v.km/ha
Average road network speed	km/h
Public Transport Supply and Service	
Total public transport vehicles per million people	units/10 ⁶ persons
* Buses per million people	units/10 ⁶ persons
* Minibuses per million people	units/10 ⁶ persons
* Tram units per million people	units/10 ⁶ persons
* Light rail units per million people	units/10 ⁶ persons
* Metro units per million people	units/10 ⁶ persons
* Suburban rail units per million people	units/10 ⁶ persons
* Heavy rail units per million people	units/10 ⁶ persons
Total public transport vehicle kilometres of service per capita	v.km/person
* Bus vehicle kilometres per capita	v.km/person
* Minibus vehicle kilometres per capita	v.km/person
* Tram wagon kilometres per capita	v.km/person
* Light rail wagon kilometres per capita	v.km/person
* Metro wagon kilometres per capita	v.km/person
* Suburban rail wagon kilometres per capita	v.km/person
* Heavy rail wagon kilometres per capita	v.km/person
Total public transport vehicle kilometres of service per urban hectare	v.km/ha
* Bus vehicle kilometres per urban hectare	v.km/ha
* Minibus vehicle kilometres per urban hectare	v.km/ha
* Tram wagon kilometres per urban hectare	v.km/ha
* Light rail wagon kilometres per urban hectare	v.km/ha
* Metro wagon kilometres per urban hectare	v.km/ha
* Suburban rail wagon kilometres per urban hectare	v.km/ha
* Heavy rail wagon kilometres per urban hectare	v.km/ha
Total public transport seat kilometres of service per capita	seat km/person
* Bus seat kilometres per capita	seat km/person
* Minibus seat kilometres per capita	seat km/person
* Tram seat kilometres per capita	seat km/person
* Light rail seat kilometres per capita	seat km/person
* Metro seat kilometres per capita	seat km/person
* Suburban rail seat kilometres per capita	seat km/person
* Heavy rail seat kilometres per capita	seat km/person
Overall average speed of public transport	km/h
* Average speed of buses	km/h
* Average speed of minibuses	km/h
* Average speed of trams	km/h

Annexe V - Composition de la base

* Average speed of light rail	km/h
* Average speed of metro	km/h
* Average speed of suburban rail	km/h
* Average speed of heavy rail	km/h
Mobility Indicators	
Overall mobility	
Daily trips by foot per capita	trips/person
Daily trips by mechanized, non motorised modes per capita	trips/person
Daily public transport trips per capita	trips/person
Daily private transport trips per capita	trips/person
Total daily trips per capita	trips/person
Mode split of all trips	
* Percentage of non motorised modes over all trips	%
* Percentage of motorised public modes over all trips	%
* Percentage of motorised private modes over all trips	%
Mode split of mechanised trips	
* Percentage of mechanised, non motorised modes over mechanised trips	%
* Percentage of motorised public modes over mechanised trips	%
* motorised private modes	%
Overall average trip distance	km
Overall average trip distance by car	km
Overall average trip distance by public transport	km
Average distance of mechanised trips	km
Overall average distance of the journey-to-work	km
Average distance of the journey-to-work by mechanised modes	km
Average time of a car trip	minutes
Average time of a public transport trip	minutes
Private Mobility Indicators [cars and motorcycles]	
Passenger car kilometres per capita	v.km/person
Motor cycle kilometres per capita	v.km/person
Total private passenger vehicle kilometres per capita	v.km/person
Passenger car passenger kilometres per capita	p.km/person
Motor cycle passenger kilometres per capita	p.km/person
Total private passenger kilometres per capita	p.km/person
Private Mobility Indicators [taxis and shared taxis]	
Taxi passenger kilometres per capita	p.km/person
Shared taxi passenger kilometres per capita	p.km/person
Taxi trips per capita	trips/person
Shared taxi trips per capita	trips/person
Public Transport Mobility Indicators	
Total public transport boardings per capita	boardings/person
* Bus boardings per capita	boardings/person
* Minibus boardings per capita	boardings/person
* Tram boardings per capita	boardings/person
* Light rail boardings per capita	boardings/person
* Metro boardings per capita	boardings/person
* Suburban rail boardings per capita	boardings/person
* Heavy rail boardings per capita	boardings/person
Total public transport passenger kilometres per capita	p.km/person
* Bus passenger kilometres per capita	p.km/person
* Minibus passenger kilometres per capita	p.km/person
* Tram passenger kilometres per capita	p.km/person

Annexe V - Composition de la base

* Light rail passenger kilometres per capita	p.km/person
* Metro passenger kilometres per capita	p.km/person
* Suburban rail passenger kilometres per capita	p.km/person
* Heavy rail passenger kilometres per capita	p.km/person
User cost of transport	
Average user cost of a car trip	10-4 % per capita GDP/trip
Average user cost of a public transport trip	10-4 % per capita GDP/trip
Price of fuel per km	10-5 % per capita GDP/km
User cost of private transport per passenger kilometre	10-5 % per capita GDP/km
User cost of public transport per passenger kilometre	10-5 % per capita GDP/km
Maximum charge for on-street parking in the CBD	10-4 % per capita GDP/h
Maximum charge for off-street parking in the CBD	10-4 % per capita GDP/h
Average of the maximum parking charges in the CBD	10-4 % per capita GDP/h
Fine for parking in no parking zone	% per capita GDP
Fine for obstructing public transport	% per capita GDP
Fine for exceeding parking time in a paying parking place	% per capita GDP
Public transport productivity	
Overall public transport vehicle occupancy	persons/unit
* Bus vehicle occupancy	persons/unit
* Minibus vehicle occupancy	persons/unit
* Tram wagon occupancy	persons/unit
* Light rail wagon occupancy	persons/unit
* Metro wagon occupancy	persons/unit
* Suburban rail wagon occupancy	persons/unit
* Heavy rail wagon occupancy	persons/unit
Overall public transport seat occupancy	persons/seat
* Bus seat occupancy	persons/seat
* Minibus seat occupancy	persons/seat
* Tram seat occupancy	persons/seat
* Light rail seat occupancy	persons/seat
* Metro seat occupancy	persons/seat
* Suburban rail seat occupancy	persons/seat
* Heavy rail seat occupancy	persons/seat
Public transport operating cost recovery	%
Average public transport farebox revenue per boarding	USD/boarding
Average public transport farebox revenue per passenger kilometre	USD/pass. km
Average public transport farebox revenue per vehicle kilometre	USD/v.km
Transport Financial Cost	
Public Transport Cost	
Percentage of metropolitan GDP spent on public transport investment	%
Public transport investment per capita	USD/person
Public transport operating cost per vehicle kilometre	USD/v.km
Public transport operating cost per passenger kilometre	USD/pass. km
Public transport operating cost per capita	USD/person
Percentage of metropolitan GDP spent on public transport operating costs	%
Private Transport Cost	
Percentage of metropolitan GDP spent on road investment	%
Road investment per capita	USD/person
Annual road investment per kilometre of road	USD/km
Private transport operating cost per vehicle kilometre	USD/v.km
Private transport operating cost per passenger kilometre	USD/pass. km
Private transport operating cost per capita	USD/person

Annexe V - Composition de la base

Percentage of metropolitan GDP spent on private transport operating costs	%
Overall Transport Cost	
Overall transport cost per passenger kilometre	USD/pass. km
Overall private transport cost per passenger kilometre	USD/pass. km
Overall public transport cost per passenger kilometre	USD/pass. km
Total passenger transport cost per capita	USD/person
Total private passenger transport cost per capita	USD/person
Total public passenger transport cost per capita	USD/person
Total passenger transport cost as percentage of metropolitan GDP	%
Total private passenger transport cost as percentage of metropolitan GDP	%
Total public passenger transport cost as percentage of metropolitan GDP	%
Transport Externalities Indicators	
Transport Energy Indicators	
Private passenger transport energy use per capita	MJ/person
Public transport energy use per capita	MJ/person
Total transport energy use per capita	MJ/person
Energy use per private passenger vehicle kilometre	MJ/km
Energy use per public transport vehicle kilometre	MJ/km
* Energy use per bus vehicle kilometre	MJ/km
* Energy use per minibus vehicle kilometre	MJ/km
* Energy use per tram wagon kilometre	MJ/km
* Energy use per light rail wagon kilometre	MJ/km
* Energy use per metro wagon kilometre	MJ/km
* Energy use per suburban rail wagon kilometre	MJ/km
* Energy use per heavy rail wagon kilometre	MJ/km
Energy use per private passenger kilometre	MJ/p.km
Energy use per public transport passenger kilometre	MJ/p.km
* Energy use per bus passenger kilometre	MJ/p.km
* Energy use per minibus passenger kilometre	MJ/p.km
* Energy use per tram passenger kilometre	MJ/p.km
* Energy use per light rail passenger kilometre	MJ/p.km
* Energy use per metro passenger kilometre	MJ/p.km
* Energy use per suburban rail passenger kilometre	MJ/p.km
* Energy use per heavy rail passenger kilometre	MJ/p.km
Overall energy use per passenger kilometre	MJ/p.km
Air Pollution Indicators	
Total emissions per capita	
* Emissions of CO per capita	kg/person
* Emissions of SO ₂ per capita	kg/person
* Emissions of VHC per capita	kg/person
* Emissions of NO _x per capita	kg/person
Total emissions per urban hectare	kg/ha
Total emissions per total hectare	kg/ha
Transport Fatalities Indicators	
Total transport deaths per million people	deaths/10 ⁶ persons
Total transport deaths per billion vehicle kilometres	deaths/10 ⁹ v.km
Total transport deaths per billion passenger kilometres	deaths/10 ⁹ p.km
Public/Private Transport Balance Indicators	
Proportion of total motorised passenger kilometres on public transport	%
Ratio of public versus private transport speeds	
Ratio of annual investment in public transport versus private transport infrastructure	

Annexe V - Composition de la base

Ratio of segregated public transport infrastructure versus expressways
Ratio of public versus private transport energy use per passenger kilometre
Ratio of public vs private transport total cost
Ratio of public versus private transport user cost per passenger kilometre

Annexe VI - Détermination des éléments constituant la valeur du temps (Chapitre 5, p. 244)

Le programme d'optimisation du modèle d'allocation du temps aux activités de Jara-Diaz (2003) est le suivant :

$$\text{Max}_{X,T} U(X,T)$$

sous les contraintes :

$$\begin{aligned} wT_w - \sum_{i=1}^G P_i X_i &\geq 0 & (\lambda) \\ \tau - \sum_{j=1}^A T_j &= 0 & (\mu) \\ T_j - f_j(X) &\geq 0 & (\kappa_j) \quad \forall j = 1, \dots, A \\ X_i - g_i(T) &\geq 0 & (\psi_i) \quad \forall i = 1, \dots, G \end{aligned}$$

Afin de tenir compte des relations entre les temps d'activités, nous proposons l'introduction de la contrainte technique suivante :

$$T_j - h_j(T_j) \geq 0 \quad (\varphi_j)$$

où T_j est le vecteur de durées d'activités différentes de j . L'hypothèse simplificatrice est faite que la durée minimale requise d'une activité est uniquement dépendante des durées des autres activités. La durée T_j n'a pas d'effet sur son niveau minimum.

Sans cette hypothèse, le Lagrangien a pour expression :

$$\begin{aligned} \text{Lagrangien} = & U(X,T) - \lambda \left(wT_w - \sum_{i=1}^G p_i X_i \right) - \mu \left(\tau - \sum_{j=1}^A T_j \right) \\ & + \sum_{j=1}^A \kappa_j (T_j - f_j(X)) + \sum_{i=1}^G \psi_i (X_i - g_i(T)) + \sum_{j \neq k}^A \varphi_j (T_j - h_j(T)) \\ & + \varphi_k (1 - h_k(T)) \end{aligned}$$

où le dernier terme correspond à l'effet de la contrainte liant la durée d'une activité avec l'effet de sa réduction de son temps minimum requis. L'hypothèse émise élimine ce dernier terme.

Ainsi, les éléments suivants de la valeur du temps découlent aisément des conditions de premier ordre de ce programme d'optimisation :

$$\frac{\mu}{\lambda} = w + \frac{\partial U / \partial T_w}{\lambda} - \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_w} - \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \varphi_j \frac{\partial h_j}{\partial T_w}$$

$$\frac{\kappa_k}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial T_k}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_k} + \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \varphi_j \frac{\partial h_j}{\partial T_k}$$

$$\frac{\kappa_k}{\lambda} = w + \frac{\partial U / \partial T_w}{\lambda} - \frac{\partial U / \partial T_k}{\lambda} + \sum_{i=1}^G \frac{\psi_i}{\lambda} \left(\frac{\partial g_i}{\partial T_k} - \frac{\partial g_i}{\partial T_w} \right) + \sum_{j=1}^A \frac{\varphi_j}{\lambda} \left(\frac{\partial h_j}{\partial T_k} - \frac{\partial h_j}{\partial T_w} \right)$$

$$\frac{\psi_i}{\lambda} = P_i - \frac{\partial U / \partial X_i}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \kappa_j \left(\frac{\partial f_j}{\partial X_i} \right)$$

$$\frac{\varphi_k}{\lambda} = \frac{\mu}{\lambda} + \frac{\partial U / \partial T_k}{\lambda} + \frac{1}{\lambda} \sum_{i=1}^G \psi_i \frac{\partial g_i}{\partial T_k} + \frac{1}{\lambda} \sum_{j=1}^A \varphi_j \frac{\partial h_j}{\partial T_k}$$

Annexe VII - Récapitulatif des modèles d'allocation
des temps

Synthèse des modèles d'allocation des temps

	Golob et al. (1981) <i>UMOT</i>	Kraan (1997)	Bhat et Misra (1999)
Utilité	$U(x, c, L) = \phi(x) + \varphi(c) + \xi(L)$	$U(T_i, d_i, f_i, \forall i; T_H, G) = \sum_i [Z_i(T_i, d_i, f_i) - R_i(d_i)] + Z_H(T_H) + Z_G(G)$	$U(s_1, s_2, s_3, s_4) = \sum_{i=1}^4 e^{\beta_i X} \ln(s_i)$
Equation intermédiaire	$U(x, c, L) = \sum_{j=1}^m a_j \log(x_j) + b_1 \log\left(M - \sum_{j=1}^m c_j x_j\right) + b_2 \log\left(\bar{T} - \sum_{j=1}^m \frac{x_j}{v_j}\right)$	$U(T_i, d_i, f_i, \forall i; T_H, G) = \sum_i \left[T_i^{\beta_i} d_i^{\gamma_i} f_i^{\rho_i} - \zeta_t \frac{d_i}{v_i} - \zeta_c c_i^d d_i \right] + T_H^g + G^z$	$s_i^* = \frac{e^{\beta_i X}}{\sum_{j=1}^4 e^{\beta_j X}}$
Contrainte budgétaire (λ)	$p_x x + p_c c \leq M$	$\sum_i \left[T_i + \frac{d_i}{v_i} \right] + T_H = T_{tot}$	
Contrainte temporelle (μ)	$t_x x + L \leq \bar{T}$	$\sum_i c_i(T_i, d_i, f_i) + G = Y$ $T_i, d_i, f_i \geq 0 \quad \forall i$ $T_H, G \geq 0$	$\sum_{i=1}^4 s_i = 1$ $s_i > 0$
Système estimé	$x_j^* = \frac{a_j}{\frac{b_1 c_j}{M} + \frac{b_2}{v_j \bar{T}}}$	$\left\{ \begin{array}{l} \ln(T_H) = \frac{\ln\left[\frac{\beta}{g}\right] + \rho \ln\left[\frac{\rho v}{\beta d}\right]}{g-1} + \frac{\beta + \rho - 1}{g-1} \ln(T) \\ f = \frac{\rho v}{\beta d} T \\ t_t = \frac{\rho}{\beta} T \end{array} \right.$	$\ln\left(\frac{s_i^*}{s_1^*}\right) = \beta_i' X, \quad i=1, 2, 3, 4$

Synthèse des modèles d'allocation des temps (suite)

	Kitamura (1984)	Kockelman (2001)
Utilité	$U(t_1, \dots, t_i, x_i) = \sum_{i=1}^I \xi_i V_i(t_i, x_i)$	$\max_{A, T, Z} u(A, T, tA, Z)$
Equation intermédiaire	$V_i(t_i, x_i) = \gamma_i f_i(x_i) \ln t_i$ <p style="text-align: center;">et</p> $f_i(x_i) = \prod_{k=1}^{K_i} x_{ik}^{\beta_{ik}}$	Fonction d'utilité indirecte : $v = \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln(t_i) + \frac{1}{2} \sum_{i,j} \beta_{ij} \ln(t_i) \ln(t_j) + \sum_i \gamma_i \ln(T_d) \ln(t_i)$ $+ \sum_i \gamma_{iY} \ln(Y) \ln(t_i) + \gamma_i \ln(Y) \ln(T_d)$
Contrainte budgétaire (λ)	-	$P_A A + P_t A + P_Z Z \leq Y + wT_w$
Contrainte temporelle (μ)	$\sum_{i=1}^I t_i = T$ $t_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, I$	$\sum_i T_i + tA = T, \quad i = 1, \dots, n$ $A, tA, Z \geq 0$
Système estimé	$\ln \left(\frac{t_i^*}{t_j^*} \right) = \sum_{k=1}^{k_1} \beta_{1k} \ln x_{1k} + \eta_1$ $\ln \left(\frac{t_{j-1}^*}{t_j^*} \right) = \sum_{k=1}^{k_{j-1}} \beta_{j-1,k} \ln x_{j-1,k} + \eta_{j-1}$ $\ln \left(\frac{t_{j+1}^*}{t_j^*} \right) = \sum_{k=1}^{k_{j+1}} \beta_{j+1,k} \ln x_{j+1,k} + \eta_{j+1}$ <p style="text-align: center;">...</p> $\ln \left(\frac{t_i^*}{t_j^*} \right) = \sum_{k=1}^{k_i} \beta_{ik} \ln x_{ik} + \eta_i$	$X_i^* = \frac{-\frac{1}{t_i} \left(\alpha_i + \sum_j \beta_{ij} \ln(t_j) + \gamma_{iY} \ln(Y) + \gamma_{iT} \ln(T_d) \right)}{\frac{1}{T_d} \left(\sum_j \gamma_{jT} \ln(t_j) + \gamma_{TY} \ln(Y) \right)}$

Synthèse des modèles d'allocation des temps (suite)

	Chen et Mokhtarian (2005)
<i>Utilité</i>	$\max U(t_w, t_m, t_d, t_t, G)$
<i>Equation intermédiaire</i>	<p style="text-align: center;">Fonction de demande :</p> $\ln c(u, p) = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_k \sum_j \gamma_{kj}^* \ln p_k \ln p_j + \mu \beta_0 \prod_k p_k^{\beta_k}$ $\sum_i \alpha_i = 1, \quad \sum_j \gamma_{kj}^* = \sum_k \gamma_{kj}^* = \sum_j \beta_j = 0$
<i>Contrainte budgétaire (λ)</i>	$c_m t_m + c_d t_d + c_t t_t + G = w t_w + Y$
<i>Contrainte temporelle (μ)</i>	$t_w + t_m + t_d + t_t = \tau$ $t_t \geq b_w t_w + b_m t_m + b_d t_d$ $b_w, b_m, b_d \geq 0$
<i>Système estimé</i>	$\frac{p_w t_w}{Y} = \alpha_w + \gamma_{ww} \ln p_w + \gamma_{wm} \ln p_m + \gamma_{wd} \ln p_d + \beta_w \ln(Y/P)$ $\frac{p_w t_m}{Y} = \alpha_m + \gamma_{mw} \ln p_w + \gamma_{mm} \ln p_m + \gamma_{md} \ln p_d + \beta_m \ln(Y/P)$ $\frac{p_w t_d}{Y} = \alpha_d + \gamma_{dw} \ln p_w + \gamma_{dm} \ln p_m + \gamma_{dd} \ln p_d + \beta_d \ln(Y/P)$ $\frac{G}{Y} = \alpha_G + \gamma_{Gw} \ln p_w + \gamma_{Gm} \ln p_m + \gamma_{Gd} \ln p_d + \beta_G \ln(Y/P)$ $\ln P = \alpha_0 + \alpha_w \ln p_w + \alpha_m \ln p_m + \alpha_d \ln p_d + \frac{1}{2} \gamma_{ww} (\ln p_w)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{mw} \ln p_m \ln p_w$ $+ \frac{1}{2} \gamma_{dw} \ln p_d \ln p_w + \frac{1}{2} \gamma_{wm} \ln p_w \ln p_m + \frac{1}{2} \gamma_{mm} (\ln p_m)^2 + \frac{1}{2} \gamma_{dm} \ln p_d \ln p_m$ $+ \frac{1}{2} \gamma_{wd} \ln p_w \ln p_d + \frac{1}{2} \gamma_{md} \ln p_m \ln p_d + \frac{1}{2} \gamma_{dd} (\ln p_d)^2$

J : les modes de transport
 I : les activités
 K : les variables exogènes
 x : quantité de transport (distance parcourue)
 c : consommation non-transport
 L : temps de loisir
 M : budget monétaire
 Y : revenu non-salarial
 T : temps disponible hors travail net du temps de la consommation
 p_x : prix du bien transport
 p_c : prix des biens de consommation c
 t_x : temps de transport par unité de transport x
 a_i : coefficient d'attractivité du mode i
 b_1 et b_2 : pondérations des utilités de la consommation et du loisir dans la fonction d'utilité totale

T_i : durée d'activité i
 d_i : distance parcourue pour l'activité i
 f_i : nombre de réalisation de l'activité i
 T_H : temps passé à domicile
 T_{tot} : temps disponible hors-travail
 G : dépense en biens non-transport
 Z_i : utilité de l'activité i
 R_i : fonction de résistance du transport
 Z_H : utilité des activités à domicile
 Z_G : utilité de la consommation
 $\beta_i, \gamma_i, \rho_i, \vartheta, \chi$: paramètres à estimer
 ζ_t/ζ_c : valeur du temps
 v_i : vitesse moyenne
 $c_i d_i$: coût monétaire de la distance d_i

s_i : part du temps discrétionnaire alloué à l'activité i
 X : matrice des variables exogènes

t_j : durée de l'activité j
 x_j : vecteur des variables exogènes
 V_j : utilité de l'activité j
 ξ_j : variables aléatoires positives i.i.d.
 T : temps total disponible
 f_j : fonction des variables x_j
 K_j : nombre de variables exogènes relatives à l'activité j
 β_k : paramètres à estimer
 η_j : variable aléatoire telle que : $\xi_j = \exp(\eta_j)$

A : le vecteur des activités hors-domicile
 T : le vecteur des temps consacrés aux activités
 tA : le vecteur des temps de transport associés à chaque activité
 Z : le vecteur de biens de consommation
 G : dépense en biens non-transport

t_w : temps de travail
 t_m : temps obligatoire
 t_d : temps discrétionnaire
 t_i : temps de transport
 c_m : coût horaire des activités obligatoires
 c_d : coût horaire des activités discrétionnaires
 c_i : coût horaire du transport
 G : dépense en biens non-transport
 b_w : temps de transport par unité de temps de travail
 b_m : temps de transport par unité de temps obligatoire
 b_d : temps de transport par unité de temps discrétionnaire
 p_w : *full price* du travail
 p_m : *full price* des activités de obligatoires
 p_d : *full price* des activités discrétionnaires
 $\alpha_0, \alpha_k, \gamma_{kj}^*, \mu, \beta_0, \beta_k$ sont les paramètres

Annexe VIII - Récapitulatif des modèles de durées
appliqués à l'analyse des programmes d'activités

Synthèse des modèles de durées appliqués à l'analyse des programmes d'activités

Etude	Durée modélisée	Méthode	Résultats
<i>Durée à domicile entre deux activités</i>			
Hamed et Mannering (1993)	Durée à domicile après le travail	Weibull	La probabilité de poursuivre une activité hors domicile est affectée par les caractéristiques socio-économiques et l'horaire d'arrivée au domicile
Mannering F., E. Murakami et S.G. Kim (1994)	Durée à domicile entre deux activités hors-domicile	Modèles de Cox test de stabilité des coefficients sur deux années	Instabilité du modèle ; Effet des variables relatives aux habitudes et aux horaires de retour à domicile
<i>Durée des activités</i>			
Niemeier et Morita (1996)	Durées d'activités d'achats, de loisirs et d'affaires personnelles en distinguant hommes et femmes	Modèle non-paramétrique et semi-paramétrique de Cox	Différence d'allocation significative pour l'achat ; Les femmes ont des durées d'achat plus longues ; L'inscription des achats sur un trajet pour le travail allonge la durée d'achat.
Bhat (1996a)	Durée d'achat sur le trajet travail-domicile	Modèle non-paramétrique à hasards proportionnels tenant compte d'une hétérogénéité inobservée non-paramétrique	Les biais des estimations paramétriques de la dépendance temporelle et de l'hétérogénéité inobservée ; Effet du statut professionnel et du mode de transport.
Kitamura et al. (1997a)	durées des activités pour les actifs et les inactifs (illustration des résultats pour les loisirs récréatif, les loisirs sociaux, les durées d'activités sur le trajet travail-domicile)	Modèle paramétrique Weibull	Dépendance des durées des épisodes d'activité par rapport aux activités passées ; Influence des horaires de réalisation et des attributs socio-économiques

Synthèse des modèles de durées appliqués à l'analyse des programmes d'activités (suite)

Etude	Durée modélisée	Méthode	Résultats
<i>Durée des activités (suite)</i>			
Yee et Niemeier (2000)	Durées de visites, d'activité sociales, de loisir et d'affaire personnelles observées en quatre dates de 1989-1993	Modèle semi-paramétrique de Cox	Instabilité des coefficients ; Fort effet propre à l'année considérée.
Timmermans et al. (2002)	Durées de travail, d'études, d'achat, de loisirs récréatifs et de loisirs sociaux	Modèle semi-paramétrique de Cox	Tendances communes aux différentes régions ; Les types de ménages et les jours de réalisation des activités sont plus influentes que les contextes spatiaux ou les systèmes de transport ; Différences entre les régions plus faibles que les différences intra-zones
Schwanen (2004)	Durée d'achat selon sa position dans le programme d'activités	Modèle semi-paramétrique de Cox	Effet significatif de l'offre de commerces plus large et diversifiée des zones urbanisées
Srivinasan et Bhat (2005)	Stratégie du ménage pour la participation et la durée des activités de maintenance hors-domicile	Modèle de durées joint à un modèle logit mixte estimés simultanément	Spécialisation des tâches, effets des temps obligatoires, effets des variables socio-économiques.
<i>Durées avant réalisation – choix d'horaire</i>			
Wang (1996)	Durée avant l'engagement d'une des 15 activités d'un emploi du temps	Modèle paramétrique Weibull	Estimation des horaires préférés pour l'engagement des activités
Bhat et Steed (2002)	Durée avant l'engagement d'une activité d'achat quotidiens	Modèle non-paramétrique tenant compte de l'hétérogénéité inobservée gamma et autorisant les effets variables dans le temps	Effets des variables socio-économiques ; Absence d'effet des coûts et des temps de trajet ; Présence d'hétérogénéité

Synthèse des modèles de durées appliqués à l'analyse des programmes d'activités (suite)

Etude	Durée modélisée	Méthode	Résultats
<i>Durées d'activités et les probabilités de transition entre activités</i>			
Ettema, Borgers et Timmermans (1995)	Durée de l'activité en cours, choix de la prochaine activité et leur dépendance mutuelle	Modèle de durées à risques concurrents et durée de vie accélérée	Différences significatives en termes de critères d'organisation des différents types d'activités
Ma et Goulias (1998)	Choix d'horaire ; durées d'activités ; temps de transport par type d'activité	Modèle à risques concurrents ; modèles à durées de vie accélérée ; modèles à durée de vie accélérée itérés	Les temps de transport sont endogènes aux durées d'activités
Bhat (1996b)	Durées d'activités durant le trajet travail-domicile	Modèle généralisé non-paramétrique à hasards proportionnels multiples	Endogénéité entre le type et la durée de l'activité ; effet des variables socio-économiques et du travail
Popkowski Leszczys et Timmermans (2002)	Probabilité de transition et durée des activités	Modèle à risques (non)concurrents (in)conditionnels	Le modèle à risques concurrents conditionnels est le plus performant ; la durée et la nature de l'activité précédente affecte le choix du type d'activité et l'horaire de réalisation ; les variables socio-économiques affectent les probabilités de transition entre activités.
<i>Durée inter-épisode</i>			
Schönfelder et Axhausen (2001)	Durée inter-achats	Modèle paramétrique Weibull et modèle semi-paramétrique de Cox	Effet des variables socio-économiques ; différences entre les deux villes
Bhat, Sivakumar et Axhausen (2003)	Durées inter-épisodes d'achat non-relatifs à la maintenance du ménage	Modèle non-paramétrique à hasards proportionnels tenant compte de l'hétérogénéité inobservée	Impact des technologies de communication sur la durée interachats ; hétérogénéité de l'usage des technologies de communication

Synthèse des modèles de durées appliqués à l'analyse des programmes d'activités (suite)

Etude	Durée modélisée	Méthode	Résultats
<i>Durée inter-épisode (suite)</i>			
Bhat, Frusti, Schönfelder, Axhausen (2004a)	Durée inter-achats	Modèle non-paramétrique à hasards proportionnels tenant compte de l'hétérogénéité inobservée	Tendance hebdomadaire ; hasard non-monotone ; les statuts professionnels de l'individu et de son conjoint, le mode de transport utilisé, et le comportement d'enchaînement des déplacements sont influents
Bhat, Srinivasan et Axhausen (2005)	Durées inter-épisodes pour différents types d'activités (deux activités d'achats de maintenance ou non et trois activités non-achat : loisir, affaires personnelles et activité sociale)	Modèle généralisé non-paramétrique à hasards proportionnels multiples tenant compte de l'hétérogénéité inobservée	Probabilité de participation aux activités d'achat est croissante avec le temps ; participation aux activités non-achat sont fortement marquées par un rythme hebdomadaire ; les attributs de l'individu, du conjoint et du ménage, la localisation résidentielle, le jour de semaine ont une forte influence sur la durée inter-épisode ; le taux de motorisation et le lien entre la localisation et le système de transport n'ont pas d'effet sur les taux de participations aux activités
<i>Durée entre la planification et l'exécution</i>			
Mohammadian et Doherty (2004)	Durée entre la planification d'une activité et son exécution	Modèles de durées paramétriques avec hétérogénéité gamma et semi-paramétriques	Effets des attributs et des mesures de flexibilité des activités, des caractéristiques individuelles et des caractéristiques du programme d'activités total hebdomadaire

Annexe IX - Présentation des modèles de durées

I. Principes généraux

L'application des modèles de durées en économie des transports est relativement récente. Il apparaît donc nécessaire de rappeler les éléments principaux de cette méthodologie pour une meilleure compréhension des hypothèses du modèle et des résultats de son application aux BTT. Le lecteur souhaitant développer les notions abordées et étudier d'autres méthodes d'estimation des modèles de durées pourra se référer aux ouvrages suivants : Kalbfleisch et Prentice (1980), Lawless (2003), Hosmer et Lemeshow (1999), Allison (1995).

Avant de présenter dans le détail les modèles de durées, examinons tout d'abord les hypothèses à la base du modèle. L'objectif est la modélisation et l'étude de la durée quotidienne consacrée aux transports ainsi que de la probabilité d'interruption de ce processus au cours du temps : sa dynamique temporelle.

Définissons T , la variable aléatoire réelle positive, représentant le temps qu'un individu consacre à ses transports quotidiennement. Nous supposons que T est continue⁹² et que les individus sont homogènes par rapport à leurs comportements d'allocation de temps aux transports. La distribution de T est caractérisée par la fonction de densité, $f(t)$ et la fonction de répartition, $F(t)$ définies par :

$$f(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta)}{\Delta} \quad (eq. 1)$$

et

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u) du \quad (eq. 2)$$

⁹² La continuité de la variable modélisée est une hypothèse critiquable pour l'analyse du temps de transport quotidien. En effet, le budget-temps de transport est considéré comme la somme des durées des déplacements réalisés dans une journée. Il est dépendant du nombre de déplacements et n'est donc pas une variable continue dans le processus décisionnel de l'individu. Cependant, le grand nombre d'observations dont nous disposons ainsi que le grand nombre de valeurs prises par les temps de transport, nous permettent de soutenir cette hypothèse récurrente dans l'ensemble des modèles de temps de transport.

Ainsi la probabilité d'interruption du processus dans un intervalle de temps Δ , est donnée par : $f(t) \cdot \Delta$. Et la probabilité que l'interruption survienne avant la date t est : $F(t)$.

La probabilité complémentaire de $F(t)$ est donnée par la fonction de survie ou la fonction d'endurance (Bhat, 2000), notée $S(t)$. Elle correspond à la probabilité que le processus dure jusqu'à la date t :

$$S(t) = \Pr[T > t] = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(u) du \quad (eq. 3)$$

Les modèles de durées estiment les probabilités d'interruption sur un intervalle de temps infinitésimal Δ après la date t , sachant que le processus a duré jusqu'à une date donnée t . Cette probabilité conditionnelle est notée $h(t)$ et est qualifiée de fonction de hasard ou encore de taux de hasard. Elle est définie par :

$$h(t) = \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta | T > t)}{\Delta} \quad (eq. 4)^{93}$$

Enfin, le hasard intégré est défini par :

$$H(t) = \int_0^t h(u) du = -(\ln S(t)) \quad (eq. 5)$$

Il ne possède pas d'interprétation directe.

Ces cinq fonctions caractérisent la distribution de la durée, T , du processus et la variation de sa probabilité d'interruption au fil du temps.

Le hasard $h(t)$ peut être transformé par application de la propriété des probabilités conditionnelles suivante :

$$P(A/B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(B|A)P(A)}{P(B)} \quad (eq. 6)$$

où dans notre cas $P(B|A) = 1$, car $P(t \leq T \leq t + \Delta | T > t) = 1$

Ainsi :

⁹³ $P(A|B)$ note la probabilité conditionnelle de l'évènement A sachant l'évènement B.

$$\begin{aligned}
 h(t) &= \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta | T > t)}{\Delta} \\
 &= \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta)}{\Delta} \cdot \frac{1}{P(T > t)} \\
 &= \lim_{\Delta \rightarrow 0^+} \frac{F(t + \Delta) - F(t)}{(1 - F(t)) \cdot \Delta}
 \end{aligned}$$

Le hasard se définit comme le rapport des fonctions de densité et de survie :

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (\text{eq. 7})$$

De plus, le lien entre le hasard et la survie est obtenu par :

$$\begin{aligned}
 h(t) &= \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{dF(t)/dt}{S(t)} = \frac{d[1 - S(t)]}{S(t)} = \frac{-dS(t)/dt}{S(t)} \\
 h(t) &= \frac{-d \ln S(t)}{dt} \quad (\text{eq. 8})
 \end{aligned}$$

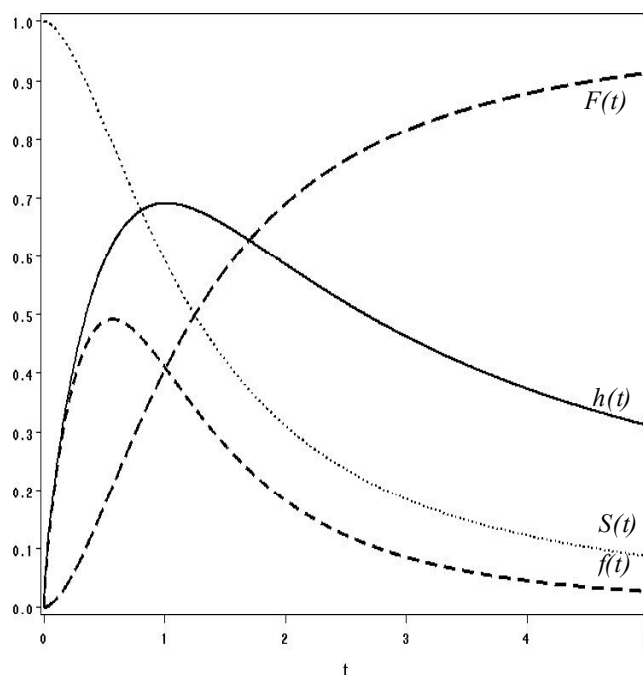
En définitive, la probabilité conditionnelle peut se déterminer par le quotient de la probabilité instantanée d'interruption à la date t , et de la probabilité de survie jusqu'à la date t . La fonction de hasard exprime quant à elle, l'opposé de la pente de la courbe de survie en valeur relative.

En conséquence, la pente de la fonction de hasard indique les variations de la pente de la survie. Les variations du hasard correspondent aux modifications du rythme de la survie, l'accélération ou la décélération du processus. La forme de la fonction de hasard a donc d'importantes implications sur la représentation de la dynamique temporelle du processus (Hensher et Mannering, 1994). Par exemple, avec une pente croissante, le hasard décrit un processus dont la fonction de survie décroît de plus en plus vite. La figure 1 illustre un exemple de formes liant ces différentes fonctions lorsque le hasard est supposé non-monotone.

Les courbes F et f illustrent les fonctions de répartition et de densité. Toutes deux sont des probabilités non-conditionnelles. Les modèles de durées se concentrent plus particulièrement sur les fonctions de survie et de hasard. La probabilité d'atteindre une date donnée t est illustrée par la courbe de survie, S . Enfin, la pente de la courbe de hasard, h , nous informe directement sur les variations du rythme de décroissance de la survie. La probabilité conditionnelle d'interruption est dépendante du temps écoulé. Le hasard représenté dans la

figure 1 admet un renversement de sa pente. Ainsi, cette probabilité conditionnelle est croissante avec le temps écoulé, puis décroissante. L'interruption est donc de plus en plus probable au départ du processus, puis de moins en moins probable pour des durées importantes. L'information sur cette dynamique temporelle du processus est directement révélée par l'étude de la pente de la courbe de hasard.

figure 1 : Exemples de formes des fonctions de densité, de distribution, de hasard et de survie



La pente du hasard et la forme de la fonction de survie peuvent être étudiées au travers de trois approches : paramétrique, non-paramétrique et semi-paramétrique. Dans les méthodes semi-paramétriques et paramétriques, les fonctions de distribution des durées sont supposées dérivées de distributions connues. Les méthodes paramétriques reposent sur des hypothèses fortes, et grâce à cela, permettent des interprétations et surtout des prédictions robustes. Un des objectifs de l'estimation sera alors de déterminer quelle est la distribution la plus adaptée à la représentation de l'échantillon et de déterminer ses paramètres. A l'opposé, dans les méthodes non-paramétriques, aucune hypothèse n'est formulée sur la distribution *a priori* des durées. Elles décrivent les processus étudiés directement à partir des observations, mais produisent moins aisément des prédictions.

II. L'estimation non-paramétrique – inférence non-paramétrique

1. L'estimateur de Kaplan-Meier

L'approche non-paramétrique se rapproche d'une analyse des statistiques descriptives des durées. La fonction de survie est estimée à l'aide de l'estimateur (KM) du produit limite de Kaplan-Meier (1958). L'estimateur KM de la survie à la date t_j est calculé comme le produit des proportions suivantes :

$$S_{KM}(t_j) = \prod_{k=1}^j \frac{n(t_k) - d(t_k)}{n(t_k)}, \quad (eq. 9)$$

où $n(t_k)$ est la population à risque à la date t_k . $d(t_k)$ est le nombre d'interruptions à la date t_k . La fonction de survie correspondante est alors une fonction en paliers avec une marche pour chaque temps discret correspondant à une interruption. L'estimateur KM considère les probabilités de survie à chaque palier, puis les multiplie pour obtenir un estimateur de la survie.

Lorsque le processus étudié révèle un grand nombre de temps d'interruption identiques, la définition des marches est problématique. Cette discrétisation des temps d'interruption peut notamment survenir, lorsque les temps déclarés sont arrondis, réduisant ainsi la représentation des interruptions entre eux⁹⁴. Dans ce cas, les temps d'interruption doivent être regroupés dans des intervalles réguliers. La définition des marches de la fonction est donnée par le choix arbitraire des intervalles des temps d'interruption. L'estimation de la pente du hasard est réalisée sous l'hypothèse d'un hasard constant entre chaque temps discret, donc d'une distribution uniforme des interruptions dans les intervalles. Cette méthode est connue sous le nom de table de survie (*lifetable method*).

La prise en compte des observations censurées est réalisée de telle sorte qu'elles contribuent à la population à risque jusqu'à ce qu'elles en disparaissent, mais ne sont pas comptabilisées comme des interruptions. Il en résulte qu'après le dernier temps observé non-censuré, l'estimation de la survie sera considérée comme non-définie. De plus, dans les tables de survie, les populations à risque sont ajustées de la moyenne des observations censurées évaluée au centre de chaque intervalle. Sous l'hypothèse d'une distribution uniforme des

⁹⁴ C'est notamment le cas des temps de déplacements déclarés, qui sont majoritairement des multiples de 5 minutes.

observations censurées sur l'intervalle, les populations à risque sont réduites de la moitié du nombre d'observations censurées sur l'intervalle : $c/2$. La probabilité de survie à l'intervalle est donc donnée par : $(n-c/2-d) / (n-c/2)$, avec n le nombre d'observations au début de l'intervalle et d le nombre d'interruptions observées dans l'intervalle et c le nombre d'observations censurées à droite dans l'intervalle.

L'application de ces méthodes non-paramétriques produit donc un estimateur de la survie pour chaque date. Dans un second temps, l'étude de cet estimateur et de ses propriétés statistiques permet de construire l'intervalle de confiance de la survie et de déterminer pour chaque date un estimateur du hasard, des quantiles de la survie, de la survie médiane résiduelle.

2. Survie prédite et intervalle de confiance

De la même façon que dans les modèles classiques de régression, les intervalles de confiance des valeurs prédites renseignent sur la qualité de la prédiction. Un estimateur de la variance de la survie est obtenu par l'application de la méthode delta (Hosmer et Lemeshow, 1999). Basée sur les développements limites de Taylor, cette méthode produit une estimation de la variance d'un estimateur dont la forme diffère d'une simple somme. L'obtention de la variance de l'estimateur de Kaplan-Meier de la survie est réalisée en deux temps. Tout d'abord, la variance du logarithme de l'estimateur est déterminée. Ce dernier est :

$$\begin{aligned} \ln(\hat{S}(t)) &= \sum_{i:t_i \leq t} \ln\left(\frac{n_i - d_i}{n_i}\right) \\ &= \sum_{i:t_i \leq t} \ln(\hat{p}_i) \end{aligned} \quad (eq. 10)$$

où : $\hat{p}_i = \frac{n_i - d_i}{n_i}$. Notons $\hat{q}_i = 1 - \hat{p}_i$

En considérant les observations de la population à risque à la date t_i comme des réalisations indépendantes d'une variable aléatoire Bernouilli de probabilité constante, dont \hat{p}_i est un estimateur et $(\hat{p}_i \hat{q}_i)/n_i$ un estimateur de la variance, nous pouvons déduire un estimateur de la variance de leurs transformations dans (eq. 10).

Par application de la méthode delta⁹⁵, la variance du logarithme d'une variable X de moyenne μ_X et de variance σ_X^2 est :

$$V[\ln(X)] \cong \frac{1}{\mu_X^2} \sigma_X^2 \quad (\text{eq. 11})$$

Et la variance de l'exponentiel de X est :

$$V(\exp(X)) \cong (\exp(\mu_X))^2 \cdot \sigma_X^2 \quad (\text{eq. 12})$$

D'où la variance du logarithme de l'estimateur de la survie est :

$$\begin{aligned} \hat{V}[\ln(\hat{S}(t))] &= \sum_{i:t_i \leq t} \hat{V}[\ln(\hat{p}_i)] \\ &= \sum_{i:t_i \leq t} \left[\ln\left(\frac{n_i - d_i}{n_i}\right) \right] \end{aligned} \quad (\text{eq. 13})$$

Et la variance de l'estimateur de la survie proposé par Greenwood (1926) est :

$$\hat{V}(\hat{S}(t)) = (\hat{S}(t))^2 \sum_{i:t_i \leq t} \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)} \quad (\text{eq. 14})$$

Il a été démontré que l'estimateur de Kaplan-Meier est asymptotiquement distribué selon une loi normale (Andersen et al., 1993, Fleming et Harrington, 1991). Ainsi, nous pouvons déduire les bornes des intervalles de confiance de la survie estimée :

$$\hat{S}(t) \pm z_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}[\hat{S}(t)] \quad (\text{eq. 15})$$

où $z_{1-\alpha/2}$ est le quantile de la distribution normale standard et $\hat{\sigma}(\hat{S}(t))$ est l'écart type estimé de $\hat{S}(t)$ ⁹⁶.

3. Le hasard estimé

Un estimateur du hasard au point milieu de chaque intervalle peut être déterminé par le quotient de la densité et de la survie évaluées en ce point. Soit t_{mi} le milieu de $[t_{i-1}, t_i[$ et b_i l'étendue de cet intervalle : $b_i = t_i - t_{i-1}$.

Par construction de l'estimateur (eq. 9), la survie estimée en chaque point t_i est :

⁹⁵ Hosmer et Lemeshow (1999), p. 354.

⁹⁶ Cette définition des bornes des intervalles de confiance peut conduire à des valeurs non comprises entre 0 et 1. Dans ce cas, Kalbfleisch et Prentice (1980, p.15) ont proposé d'obtenir l'intervalle de confiance pour $-\log S(t)$.

$$\hat{S}(t_i) = \begin{cases} 1 & \text{si } i = 0 \\ \hat{S}(t_{i-1}) \cdot \hat{p}_i & \text{si } i > 0 \end{cases} \quad (\text{eq. 16})$$

La survie estimée au point t_{mi} est :

$$\hat{S}(t_{mi}) = \frac{\hat{S}(t_i) + \hat{S}(t_{i-1})}{2} = \frac{(1 + \hat{p}_i)\hat{S}(t_{i-1})}{2} \quad (\text{eq. 17})$$

Par ailleurs, la densité peut être estimée par :

$$\hat{f}(t_{mi}) = \frac{-[\hat{S}(t_i) - \hat{S}(t_{i-1})]}{t_i - t_{i-1}} = \frac{\hat{q}_i \hat{S}(t_{i-1})}{b_i} \quad (\text{eq. 18})$$

Le hasard estimé au point milieu de chaque intervalle est :

$$\hat{h}(t_{mi}) = \frac{\hat{f}(t_{mi})}{\hat{S}(t_{mi})} = \frac{2\hat{q}_i}{b_i(1 + \hat{p}_i)} \quad (\text{eq. 19})$$

4. Les quantiles de la survie estimée

Les quantiles de la survie peuvent être estimés à leur tour. Ils sont définis par :

$$\hat{t}_p = \min \{t : \hat{S}(t) \leq (p/100)\} \quad (\text{eq. 20})$$

Un estimateur de leur variance peut être obtenu par la méthode delta (Collett, 1994, cité dans Hosmer et Lemeshow, 1999) :

$$\hat{V}(\hat{t}_p) = \frac{\hat{V}(\hat{S}(\hat{t}_p))}{[\hat{f}(\hat{t}_p)]^2} \quad (\text{eq. 21})$$

Le numérateur est l'estimateur de la variance de la survie estimée de Greenwood. Le dénominateur est l'estimateur de la fonction de densité.

Ainsi l'intervalle de confiance d'un quantile estimé est obtenu par :

$$\hat{t}_p \pm z_{1-\alpha/2} \hat{\sigma}(\hat{t}_p) \quad (\text{eq. 22})$$

5. La survie médiane résiduelle estimée

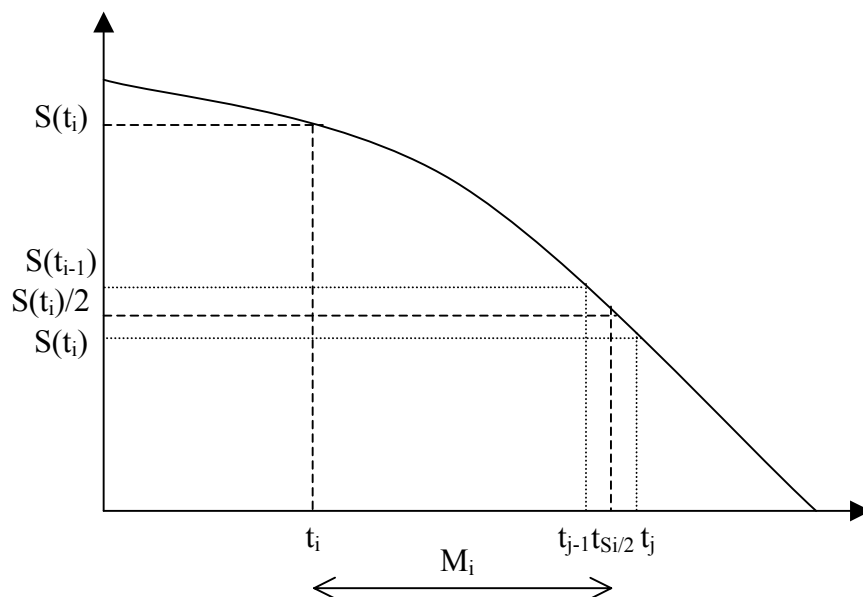
Un indicateur particulier de l'analyse des durées est la médiane, préféré à la moyenne en raison de la censure de certaines observations. L'estimation non-paramétrique produit pour la population à risque à chaque date le temps de survie supplémentaire atteint par 50% de ces individus. Cette survie médiane résiduelle à la date t exprime donc le temps de survie médian restant pour la population à risque à cette date.

Elle est donnée par :

$$\hat{M}_i = t_{j-1} - t_i + b_j \frac{\hat{S}(t_{j-1}) - \hat{S}(t_i)/2}{\hat{S}(t_{j-1}) - \hat{S}(t_j)} \quad (eq. 23)$$

où $[t_{j-1}, t_j[$ est l'intervalle défini par : $\hat{S}(t_{j-1}) \geq \hat{S}(t_i)/2 > \hat{S}(t_j)$. Ce qui correspond à une application du théorème de Thalès dans la figure 2. A la date t_i , la population à risque représente une proportion de l'échantillon initial donnée par $S(t_i)$. Le temps de survie médian de cette population à risque en t_i correspond donc à $S(t_i)/2$. L'approximation de ce temps médian est obtenu par interpolation linéaire entre les deux dates observées les plus proches encadrant le temps de survie. Enfin, le temps de survie médian résiduel est la différence (M_i) entre le temps de survie médian de la population à risque à la date considérée ($t_{Si/2}$) et la date déjà atteinte par ces individus (t_i).

figure 2 : Détermination de la survie médiane résiduelle



6. Tests d'équivalence des survies selon les classes

Cette approche produit une approximation purement empirique des fonctions de hasard et de survie qui est donc *a priori* proche de la réalité. Mais, elle modélise difficilement l'effet des covariables. Dans notre application, seuls des tests ont pu être mis en œuvre pour examiner les relations entre les durées et les covariables.

Les tests d'équivalence des survies entre classes sont basés sur les tableaux de contingence à chaque date t_i , à partir desquels sont testées les différences entre le nombre d'interruptions observées dans une classe j : $d_j(t_i)$ et le nombre d'interruptions prédites $\hat{e}_j(t_i)$ à partir de l'estimation d'une survie commune à toutes les classes.

Le tableau de contingence dans le cas d'une variable dichotomique à la date t_i est :

Événement	Classe 1	Classe 0	Total
Interruption	$d_1(t_i)$	$d_0(t_i)$	$d(t_i)$
Non interruption	$n_1(t_i)-d_1(t_i)$	$n_0(t_i)-d_0(t_i)$	$n(t_i)-d(t_i)$
Population à risque	$n_1(t_i)$	$n_0(t_i)$	$n(t_i)$

L'estimation du nombre d'interruptions dans la classe 1 à chaque date t_i est :

$$\hat{e}_1(t_i) = \frac{n_1(t_i)d(t_i)}{n(t_i)} \quad (eq. 24)$$

Et la variance de $d_1(t_i)$ est usuellement estimée par (Hosmer et Lemeshow, 1999) :

$$v_1(t_i) = \frac{n_1(t_i) n_0(t_i) d(t_i) (n(t_i) - d(t_i))}{n^2(t_i) (n(t_i) - 1)} \quad (eq. 25)$$

Ainsi, la statistique de test suivante suit un chi-deux à 1 degré de liberté :

$$Q = \frac{\left[\sum_{i=1}^m w_i (d_1(t_i) - \hat{e}_1(t_i)) \right]^2}{\sum_{i=1}^m w_i^2 \hat{v}_1(t_i)} \quad (eq. 26)$$

où t_m est la dernière date observée.

Selon les pondérations choisies w_i , plusieurs versions du test peuvent être déduites. Les pondérations sont le plus souvent fixées à 1. Il s'agit alors du test du *log-rank*. Le test de Wilcoxon (ou Wilcoxon généralisé) correspond à des pondérations égales à la population à risque à chaque date. Le choix de ces pondérations influence le résultat du test, dans la mesure où elles privilégient certaines différences entre les survies selon la proximité avec le début ou la fin du processus. Ainsi, les pondérations du test *log-rank* privilégient les différences de survies apparaissant au début du processus. Et le test de Wilcoxon privilégie les différences de survies des dates proches de la fin du processus.

III. Les modèles de régression

Dans l'objectif de modéliser la distribution de la durée de vie en fonction de variables exogènes deux types de modèles de régression paramétriques peuvent être utilisés : le modèle à durée de vie accélérée ou le modèle à hasards proportionnels. Ces deux modèles se distinguent par les hypothèses qu'ils formulent sur la spécification de la relation entre la durée de vie et les covariables. Le premier suppose un effet multiplicatif direct sur la durée. Le second modèle suppose un effet multiplicatif des covariables sur le hasard.

Comme nous allons le voir, le modèle à durée de vie accélérée propose la forme la plus flexible, mais reste dépendant de la validité de la distribution choisie. Son estimation pleinement paramétrique sera réalisée par la technique du maximum de vraisemblance. Le modèle à hasards proportionnels impose une contrainte supplémentaire sur la forme du hasard estimé. Cependant, cette forme particulière permet l'estimation du modèle par la méthode semi-paramétrique de Cox basée sur la vraisemblance partielle de Cox, qui ne nécessite pas la spécification de la distribution des durées. Ce type de modèle sera aussi estimable par maximum de vraisemblance si la distribution supposée soutient l'hypothèse de proportionnalité des hasards.

1. Approche paramétrique – Modèle à durée de vie accélérée - Modèle log-linéaire

Les modèles paramétriques supposent une structure log-linéaire du modèle. Le logarithme de la durée (T) est modélisé par :

$$\ln t = g(X, \beta) + \sigma \varepsilon \quad (\text{eq. 27})$$

où X est la matrice composée des vecteurs colonne des covariables, β est le vecteur colonne des coefficients associés aux covariables et ε est un terme d'erreur dont nous supposons la distribution connue (par exemple, distribution normale, logistique ou distribution à valeurs extrêmes) et dont dépendront les fonctions décrivant la distribution de la durée T .

Selon le domaine d'application, la fonction $g(X, \beta)$ est spécifiée différemment. Par exemple, les formes suivantes sont généralement utilisées en sciences physiques :

$$g(X, \mu \beta) = \mu + (\ln X) \beta \quad (\text{quand } X \text{ est un voltage})$$

$$g(X, \mu \beta) = \mu + (1/X) \beta \quad (\text{quand } X \text{ est une température})$$

La spécification la plus courante en économie est la suivante :

$$g(X, \mu \beta) = \mu + X\beta \quad (\text{eq. 28})$$

Elle permet une interprétation aisée des coefficients estimés. Si $X=0$, alors μ représente l'indicateur de localisation de la variable aléatoire $\ln(T)$ ($E(g(X, \mu\beta)) = \mu + E(X\beta)$). Et les coefficients donne les variations de $E[\ln T | X]$.

La forme linéaire ($X\beta$) permet une estimation aisée des coefficients par maximum de vraisemblance. Et la transformation logarithmique assure la positivité des valeurs prédites. La durée, T , s'exprime alors comme la transformation suivante de ε , qui autorise une grande liberté pour la relation entre T et les covariables : $t = \exp\{g(X, \beta)\} \cdot (\exp\{\varepsilon\})^\sigma$

Par construction, ce modèle considère que les covariables affectent directement le temps de survie :

$$\sigma\varepsilon = \ln(t \cdot \exp\{-g(X, \mu \beta)\}) \quad (\text{eq. 29})$$

En posant $\lambda = \exp\{-g(X, \mu \beta)\} = \exp\{-X\beta\}$ ⁹⁷ (Cox et Oakes, 1988), λ a un rôle de facteur d'échelle. Si $\lambda > 1$, l'échelle de temps est accélérée. Et elle est ralentie si $\lambda < 1$. Les covariables expliquent une survie plus ou moins longue⁹⁸.

Dans ce modèle la fonction de survie est de la forme :

$$S(t|X) = S_0(t \exp\{-X\beta\}) \quad (\text{eq. 30})$$

où $S_0(t) = S(t|X=0)$ est la fonction de survie de référence qui est donnée par la distribution supposée de la durée. De plus, la fonction de hasard correspondante est donnée par :

$$\begin{aligned} h(t|X) &= \frac{-\partial S(t|X)/\partial t}{S(t|X)} = -\frac{d \ln S(t)}{dt} \\ &= h_0(t \exp\{-X\beta\}) \cdot \exp\{-X\beta\} \end{aligned} \quad (\text{eq. 31})$$

Le hasard de référence est fonction de l'interaction entre la durée et les variables exogènes.

⁹⁷ Dans cette expression, le signe négatif du vecteur des coefficients découle de la construction du modèle. De plus, il permet l'interprétation directe des coefficients en termes d'effet sur la durée. Pour son interprétation en termes d'effet sur le hasard, l'opposé du coefficient doit être considéré. Par exemple, un coefficient positif aura un effet négatif sur le hasard. Il réduit donc la probabilité d'interruption et par conséquent, allonge la durée de survie.

⁹⁸ Allison (1995, p.62) utilise l'image du rapport entre l'âge d'un chien et l'âge d'un homme qui vaut $\lambda=7 : 1$ an humain pour 7 ans canins.

L'interprétation des coefficients estimés peut se faire par le ratio des durées pour les variables dichotomiques (par exemple, pour une covariable binaire X_1) :

$$\frac{E[T|X_1 = 1]}{E[T|X_1 = 0]} = \frac{E[\exp\{\mu + \beta_1 1 + \sigma\varepsilon\}]}{E[\exp\{\mu + \sigma\varepsilon\}]} = \exp\{\beta_1\} \quad (eq. 32)$$

ou en termes relatifs pour les variables continues car :

$$\frac{\partial \ln t}{\partial X_k} = \beta_k \quad (eq. 33)$$

2. Modèle de Cox – Approche semi-paramétrique - Modèle à hasards proportionnels

Nous avons vu que les modèles paramétriques imposent une distribution *a priori* aux durées. Le modèle à hasards proportionnels ajoute une décomposition de la fonction de hasard de la forme suivante :

$$h(t/X) = h_0(t) \cdot g(X, \beta) \quad (eq. 34)$$

où $h_0(t)$ est la fonction de hasard de référence. Et $g(X)$ est la fonction des effets des covariables. $h_0(t)$ et $g(X, \beta)$ sont telles que le taux de hasard, $h(t)$ est positif. Et $h(t) = h_0(t)$ quand $g(X, \beta) = 1$ et $g(X=0, \beta) = 1$.

$h_0(t)$ est uniquement fonction du temps de survie et représente la variation de la probabilité conditionnelle d'interruption dans le temps indépendamment des covariables. La forme de cette fonction de référence sera déduite de la fonction de distribution supposée des durées. Comme nous le verrons, cette propriété de décomposition des effets du temps et des covariables n'est pas soutenue par l'ensemble des distributions. Seules les distributions exponentielle et Weibull supportent le modèle à hasards proportionnels, les autres distributions conduisant à un modèle à durée de vie accélérée.

$g(X, \beta)$ modifie le hasard de référence, $h_0(t)$, en fonction des covariables. Généralement cette fonction des covariables est définie comme : $g(X, \beta) = \exp(X\beta)$ (Cox, 1972)⁹⁹.

Le modèle estimé est :

⁹⁹ L'estimation dans le modèle de Cox se concentre sur le hasard. De ce fait, le signe positif du vecteur de coefficients permet une interprétation en termes d'effets des covariables sur le hasard. L'opposé du coefficient donne donc l'impact sur la durée.

$$\ln h(t) = \ln h_0(t) + X\beta \quad (eq. 35)$$

La séparation de l'effet du temps et des effets des covariables conduit le modèle à hasards proportionnels à supposer la proportionnalité des taux de hasards de deux individus, i et j , ayant des attributs différents. Etant donné que les effets des covariables ne sont pas dépendants du temps, le rapport des hasards de deux individus, i et j est :

$$\frac{h_i(t)}{h_j(t)} = \frac{h_0(t) \cdot g(X_i, \beta)}{h_0(t) \cdot g(X_j, \beta)} = \frac{h_0(t) \cdot \exp\{X_i\beta\}}{h_0(t) \cdot \exp\{X_j\beta\}} = \exp\{(X_i - X_j)\beta\} \quad (eq. 36)$$

L'estimation directe du hasard produit d'une part, les paramètres de la fonction de distribution des durées et donc ceux du hasard de référence $h_0(t)$, et d'autre part, les coefficients β associés aux covariables¹⁰⁰. Cependant, l'élimination du hasard de référence dans l'expression du quotient de hasards offre aussi la possibilité d'estimer les coefficients associés aux covariables par la vraisemblance partielle de Cox. L'expression de cette dernière est un produit de quotients de hasards et ne nécessite donc pas l'estimation des attributs d'une distribution supposée.

Ces coefficients estimés peuvent s'interpréter, soit en termes d'effet sur le ratio des hasards, soit par l'effet de la covariable sur le logarithme du hasard, donc en variation relative du hasard :

$$\frac{\partial \ln h(t)}{\partial X_k} = \frac{\partial \ln[h_0(t) \cdot g(X, \beta)]}{\partial X_k} = \frac{\partial \ln g(X, \beta)}{\partial X_k} = \frac{\partial \ln(\exp\{X\beta\})}{\partial X_k} = \beta_k \quad (eq. 37)$$

Ainsi, pour une variable dichotomique, un coefficient estimé $\beta = \ln(2)$ s'interprètera de préférence en termes de rapport de hasards. Le hasard évalué pour une modalité de la covariable est deux fois plus grand que le hasard pour l'autre modalité. Pour une variable quantitative, un coefficient positif implique alors qu'une augmentation de la covariable associée augmente le taux de hasard¹⁰¹ et diminue en conséquence le temps de survie estimé. Ainsi, si la covariable j augmente de 1 unité, alors le hasard varie de $100(e^{\beta_j} - 1)\%$.

¹⁰⁰ L'élimination du hasard de référence dans l'expression du quotient de hasards offre la possibilité d'estimer les coefficients associés aux covariables par la vraisemblance partielle de Cox. L'expression de cette dernière est un produit de quotients de hasards et ne nécessite donc pas l'estimation des attributs d'une distribution supposée.

¹⁰¹ Le signe moins devant le β dans la fonction $g_0(\cdot)$.

Test de l'hypothèse de proportionnalité des hasards

Le modèle de Cox repose sur l'hypothèse de proportionnalité des hasards. Il est donc nécessaire de tester la validité de cette hypothèse.

La structure du modèle à hasards proportionnels suppose que pour deux individus 1 et 2 caractérisés par X_1 et X_2 , la relation entre leurs hasards peut être définie par :

$$h_1(t|X_1) = \delta h_2(t|X_2) \quad (\text{eq. 38})$$

où δ est une constante de proportionnalité. Nous avons vu que le taux de proportionnalité (δ) de ces taux de hasard est une fonction des différences de caractéristiques des individus (eq. 35).

Cette hypothèse de proportionnalité conduit à des survies liées par :

$$S_1(t|X_1) = [S_2(t|X_2)]^\delta \quad (\text{eq. 39})$$

En conséquence, la proportionnalité des hasards peut être testée graphiquement en représentant soit la transformation des survies suivante¹⁰² :

$$\log[-\log S_1(t|X_1)] = \log(\delta) + \log[-\log S_2(t|X_2)] \quad (\text{eq. 40})$$

soit la transformation des hasards :

$$\log[h_1(t|X_1)] = \log(\delta) + \log[h_2(t|X_2)] \quad (\text{eq. 41})$$

Pour chaque transformation, les courbes des survies ou des hasards ne diffèrent que de la constante, $\log \delta$. Leurs représentations graphiques face à $\ln t$ seront alors des droites parallèles, si les hasards estimés vérifient l'hypothèse de proportionnalité

¹⁰² Il s'agit aussi d'une transformation du hasard intégré, qui se définit par $H(t|X) = -\log S(t|X)$

figure 3 : Illustration de hasards proportionnels

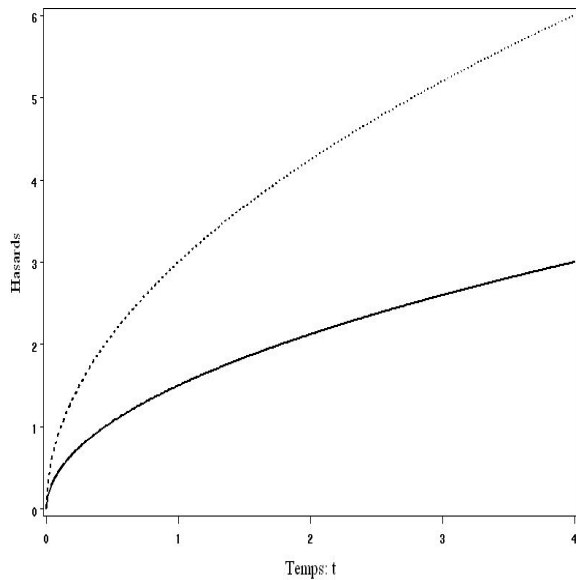
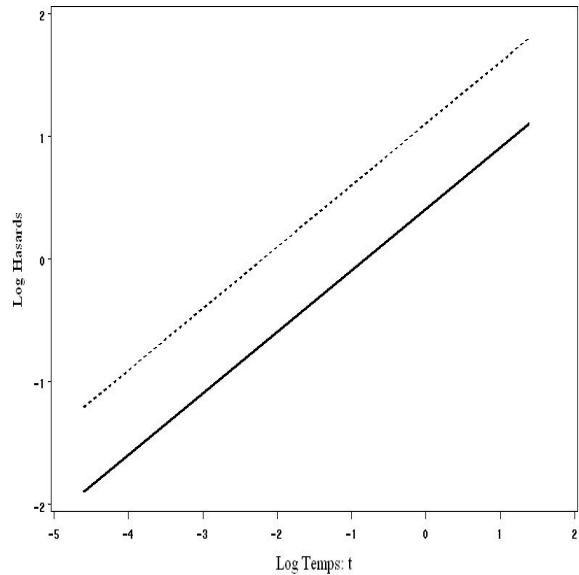


figure 4 : Test de proportionnalité par les logarithmes des hasards



3. Estimations par maximum de vraisemblance et maximum de vraisemblance partielle

L'estimation de ces modèles paramétriques est réalisable par la méthode du maximum de vraisemblance. Nous laissons au lecteur le soin de consulter les ouvrages de référence sur les principes et les propriétés du maximum de vraisemblance¹⁰³. Dans un premier temps, nous présentons ici les fonctions de vraisemblance et de log-vraisemblance estimées dans le cadre des modèles à durée de vie accélérée, dont les expressions en présence d'observations censurées divergent de la forme classique. Ensuite, nous présentons l'estimation semi-paramétrique par le maximum de la vraisemblance partielle de Cox.

a) Estimation paramétrique

L'approche paramétrique suppose une distribution *a priori* des résidus du modèle : $\ln t = X\beta + \sigma\varepsilon$, où ε est le terme d'erreur. De la même façon que dans un modèle linéaire standard, les résidus sont supposés suivre une loi de distribution connue de moyenne et de

¹⁰³ Greene (1997), chap. 4.

variance constante entre observations. Nous supposons connaître la fonction de distribution $F(\varepsilon)$, la densité $f(\varepsilon)$ et la fonction de survie $S(\varepsilon)$ caractérisant la distribution de ε . La présence du paramètre σ simplifie l'estimation du modèle car il permet de fixer la variance des résidus à une valeur standard, σ étant adapté afin de compenser les variations des variances d'un échantillon à un autre.

A partir de la distribution supposée des résidus et par changement de variable nous pouvons déduire l'expression de la densité de la durée :

$$\begin{aligned} f_t(t) &\equiv f_\varepsilon(\varepsilon = g(t)) \cdot \frac{\partial g(t)}{\partial t} \\ &= \frac{1}{\sigma} \frac{1}{t} f_\varepsilon\left(\frac{\ln t - X\beta}{\sigma}\right) \end{aligned} \quad (\text{eq. 42})$$

$$\text{où } \varepsilon = g(t) = \frac{\ln t - X\beta}{\sigma}$$

Ainsi, si toutes les durées t_i sont observées, la vraisemblance de l'échantillon s'écrit :

$$L = \prod_{i=1}^N f_t(t_i) \quad (\text{eq. 43})$$

Dans le cas de censure à droite, en indexant par $j=1, \dots, J$ les observations complètes et par $k=1, \dots, K$ les observations censurées à droite, la vraisemblance est donnée par :

$$L = \prod_{j=1}^J f_t(t_j) \prod_{k=1}^K S_t(t_k) \quad (\text{eq. 44})$$

Soit en logarithme :

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{j=1}^J \ln f_t(t_j) + \sum_{k=1}^K \ln S_t(t_k) \\ &= \sum_{j=1}^J \ln(h_t(t_j) S_t(t_j)) + \sum_{k=1}^K \ln S_t(t_k) \\ &= \sum_{j=1}^J \ln h_t(t_j) + \sum_{i=1}^N \ln S_t(t_i) \\ &= \sum_{i=1}^N [\delta_i \ln h_t(t_i) + \ln S_t(t_i)] \end{aligned} \quad (\text{eq. 45})$$

où

$$\delta_i = \begin{cases} 1 & \text{si l'observation est complète} \\ 0 & \text{si l'observation est censurée à droite} \end{cases}$$

Comme nous l'avons déjà évoqué, selon le type de distribution supposée pour la distribution de référence des durées, le modèle estimé pourra être un modèle à durée de vie accéléré ou un modèle à hasards proportionnels.

b) Estimation semi-paramétrique du modèle à hasards proportionnels

Le modèle dit de Cox permet de réaliser l'estimation d'un modèle à hasards proportionnels, sans spécifier la distribution des durées. Contrairement aux approches plus classiques utilisées dans la régression ordinaire ou les modèles à durée de vie accélérée, cette méthode ne modélise pas l'effet direct des covariables sur la valeur de la variable aléatoire, mais leur effet sur la valeur de la fonction de hasard.

En notant les événements observés par ordre d'apparition, $t_1 < \dots < t_K$ et $X_{(k)}$ le vecteur de variables exogènes de l'individu dont le temps d'interruption est égal à t_k , et $R_{(ti)}$, l'ensemble des individus à risque à t_i , la vraisemblance partielle de Cox est donnée par :

$$PL(\beta) = \prod_{k=1}^K \frac{h_{(k)}}{\sum_{i \in R(t_k)} h_{(i)}} = \prod_{k=1}^K \frac{\exp\{X_{(k)}\beta\}}{\sum_{i \in R(t_k)} \exp\{X_{(i)}\beta\}} \quad (eq. 46)$$

L'expression de la vraisemblance partielle diffère de la vraisemblance classique par l'index du produit et la probabilité considérée. Ici le produit est réalisé sur les événements et non sur les individus. Et la probabilité considérée est celle qu'un individu donné subisse l'événement k considéré, sachant qu'il fait partie de la population à risque à cette date¹⁰⁴. Cette probabilité est donnée par le ratio des hasards.

Pour les détails de la maximisation de cette vraisemblance et l'introduction de la censure, le lecteur pourra se référer à Kalbfleisch et Prentice (1980).

L'estimation semi-paramétrique est basée sur une fonction de vraisemblance partielle qui ne dépend que des paramètres associés aux variables exogènes. Ainsi l'approche semi-paramétrique complète l'approche non-paramétrique, qui ne permet d'analyser que la distribution des durées et révèle donc uniquement des informations relatives aux formes des fonctions de hasard et de survie.

¹⁰⁴ Voir Collet (1994) pour plus de détails

Le modèle de Cox offre une alternative satisfaisante à l'estimation paramétrique pour l'estimation des effets des variables exogènes sans prendre de risque sur la distribution des durées. L'usage de la fonction de vraisemblance partielle proposée par Cox (1972) évite donc les risques d'une mauvaise spécification. Dans ce cas, la qualité de l'estimation des effets des covariables est considérée plus robuste dans cette approche que dans l'approche pleinement paramétrique dont la distribution supposée est erronée (Oakes, 1977). Par contre, ce type d'estimation produit théoriquement des estimateurs dont les variances sont plus élevées que ceux produits par un modèle pleinement paramétrique dont la distribution des durées est connue. Cependant, plusieurs études ont montré que cette la perte d'efficacité des estimateurs reste réduite (Hensher et Mannering, 1994). Efron (1997) et Oakes (1977) ont obtenu des matrices de variance-covariance des estimateurs du modèle de Cox proches de ceux du modèle pleinement paramétrique.

En définitive, le modèle de Cox peut être appliqué sans perte dommageable d'efficacité des estimateurs. Mais, il exclut l'estimation directe de la fonction de hasard de référence et ne permet pas de considérer la dynamique du processus. De plus, cette estimation semi-paramétrique repose sur l'hypothèse forte de proportionnalité des hasards.

Cette approche peut être complétée par l'estimation non-paramétrique pour obtenir un estimateur de la fonction de survie. Dans le modèle à hasards proportionnels, la survie en t pour un individu caractérisé par X peut s'écrire :

$$S(t)=[S_0(t)]^{\exp\{X\beta\}} \quad (eq. 47)$$

où $S_0(t)$ est la fonction de survie de référence, qui est la valeur de la survie pour un individu dont les covariables sont toutes nulles. Après avoir estimé les coefficients β par maximisation de la vraisemblance partielle, un estimateur de $S_0(t)$ peut être obtenu par la méthode non-paramétrique. Ainsi un estimateur de la survie peut être reconstitué. Par convention, la survie estimée est évaluée au point moyen des covariables.

A l'aide de cette estimation « mixte » nous pouvons réaliser les tests relatifs à la forme du hasard et les analyses des résidus, tous deux présentés dans la partie suivante consacrée à l'approfondissement de l'estimation paramétrique.

4. Estimation paramétrique - modèles à durée de vie accélérée et modèles à hasards proportionnels

Nous avons vu que les modèles paramétriques reposent sur l'hypothèse d'une distribution des durées. Cependant, ils offrent une grande variété de formes pour les fonctions de hasard et de survie. Selon la distribution supposée, ils permettent de considérer que les covariables agissent directement sur la durée du processus ou sur le hasard de référence. Enfin, la spécification complète des fonctions de hasard et de survie permettra de produire des prévisions.

a) Présentation des distributions usuelles

Les distributions usuelles pour les durées sont présentées dans le tableau 1. Chacune est déterminée à partir de la distribution supposée du terme d'erreur du modèle log-linéaire de la durée. Le tableau 1 présente les correspondances entre la distribution des résidus et la distribution des durées¹⁰⁵.

tableau 1 : Distributions des résidus et distributions des durées

Distribution des résidus (ε)	Distribution des durées (T)	Type de modèle
Valeurs extrêmes à 1 paramètre	Exponentielle	HP et durée de vie accélérée
Valeurs extrêmes à 2 paramètres	Weibull	HP et durée de vie accélérée
Logistique	Log-logistique	Durée de vie accélérée
Normale	Log-normale	Durée de vie accélérée
Log Gamma à 3 paramètres	Gamma généralisée	Durée de vie accélérée

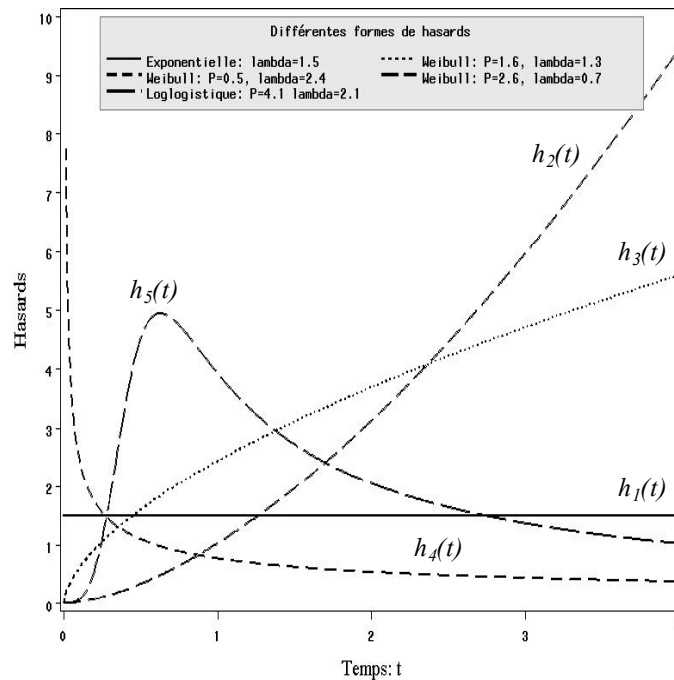
HP : hasards proportionnels

Ces différentes distributions permettent l'ajustement de nombreuses formes de hasards. Par exemple à partir des hasards les plus simples, comme ceux des modèles exponentiel, Weibull et log-logistique, le hasard peut être constant, croissant, décroissant, concave, convexe et non-monotone (figure 5). Le hasard exponentiel ($h_1(t)$) est constant et caractérise donc les processus indépendants du temps. Le hasard Weibull ($h_2(t)$, $h_3(t)$, $h_4(t)$) est monotone. S'il est positif, alors plus longtemps un individu reste dans un état, plus la probabilité d'en sortir est grande. Enfin, le hasard log-logistique ($h_5(t)$) permet les formes monotones et non-monotones

¹⁰⁵ Allison (1995), p. 66.

selon variance de la variable aléatoire caractérisée. La dynamique temporelle décrite révèle deux phases. Dans un premier temps, la probabilité de sortie est croissante. Ensuite, cette probabilité décroît, l'individu voit sa probabilité de sortie se réduire avec le temps écoulé.

figure 5 : Exemples de formes de hasard correspondant aux distributions : exponentielle ($h_1(t)$), Weibull ($h_2(t)$, $h_3(t)$, $h_4(t)$), log-logistique ($h_5(t)$).



Le hasard de la distribution exponentielle est constant. La distribution Weibull est une généralisation de la distribution exponentielle. Elle est plus flexible pour capturer la dynamique temporelle, mais reste limitée aux formes monotones. Enfin, la distribution log-logistique permet des formes de hasards non-monotones et l'interprétation de ces coefficients est relativement simple. De ce fait elle est souvent utilisée comme une approximation de la distribution log-normale ou gamma généralisée.

Ainsi, connaissant la fonction de densité de ε et par changement de variable, nous pouvons déduire la fonction de densité caractérisant la distribution de T .

Pour la présentation des différents modèles, nous posons : $\lambda = \exp\{-g(X, \beta)\}$, $g(X, \beta) = X\beta$ et $p = 1/\sigma$.

Modèle Exponentiel

Le modèle exponentiel impose la contrainte $\sigma = 1$. Le terme résiduel ε suit une distribution à valeurs extrêmes standard (ou distribution de Gumbel ou encore distribution à double exponentielle) caractérisée par la densité : $f_\varepsilon(\varepsilon) = \exp\{\varepsilon - \exp(\varepsilon)\}$ et une survie : $S_0(\varepsilon) = \exp\{-\exp(\varepsilon)\}$. Ce qui signifie que $\ln T$ sachant X suit la même distribution. Et T a une distribution exponentielle de paramètre λ .

Le modèle exponentiel est caractérisé par les fonctions suivantes.

La fonction de densité exponentielle :

$$f_t(t) = \lambda \cdot \exp\{-\lambda t\} \quad (\text{eq. 48})$$

La fonction de répartition :

$$F(t) = 1 - \exp\{-\lambda t\} \quad (\text{eq. 49})$$

La fonction de survie :

$$S(t) = \exp\{-\lambda t\} \quad (\text{eq. 50})$$

La fonction de hasard :

$$h(t) = \lambda \quad (\text{eq. 51})$$

La fonction de hasard intégré :

$$H(t) = \lambda t \quad (\text{eq. 52})$$

Le hasard est constant et indépendant de la durée du processus. Ainsi, le modèle exponentiel supporte la forme d'un modèle à hasards proportionnels. Le coefficient de proportionnalité δ de eq. 37 est donné par $\delta = \lambda$. De plus, par construction du modèle, les covariables ont un effet direct sur la durée. Le modèle exponentiel est aussi un modèle à durée de vie accélérée.

Les coefficients β estimés sont interprétables en termes d'effet sur le logarithme de la durée. Donc, $\exp\{\beta\}$ est l'effet de la covariable associée sur la durée. Et $\exp\{-\beta\}$ pourra s'interpréter directement en termes d'effet sur le hasard.

Modèle Weibull :

Le modèle Weibull relaxe la contrainte sur σ et suppose une distribution des résidus ε à valeurs extrêmes standard : $S_0(\varepsilon) = \exp\{-\exp(\varepsilon)\}$.

Ainsi, la distribution de T est une distribution de Weibull de paramètres de forme, $p=1/\sigma$ et d'échelle λ .

Nous obtenons :

$$f_t(t) = \lambda \cdot p \cdot (\lambda t)^{p-1} \cdot \exp\{-(\lambda t)^p\} \quad (eq. 53)$$

$$F(t) = 1 - \exp\{-(\lambda t)^p\} \quad (eq. 54)$$

$$S(t) = \exp\{-(\lambda t)^p\} \quad (eq. 55)$$

$$h(t) = \lambda \cdot p \cdot (\lambda t)^{p-1} \quad (eq. 56)$$

$$H(t) = (\lambda t)^p \quad (eq. 57)$$

Le hasard Weibull est monotone et décroissant avec t si $\sigma > 1$. Et il est monotone croissant et convexe, si $0 < \sigma < 0,5$ et monotone croissant concave si $0,5 < \sigma < 1$. Pour $\sigma = 1$, nous retrouvons le hasard exponentiel. Enfin, il correspond à une ligne droite passant par l'origine si $\sigma = 0,5$.

Le modèle Weibull est, par construction, un modèle à durée de vie accélérée. Et son hasard peut être décomposé en isolant les effets de t et les effets des covariables, λ . Par conséquent, c'est aussi un modèle à hasards proportionnels de coefficient de proportionnalité, $\delta = \lambda^p$.

Les coefficients β seront interprétables en termes d'effet sur le hasard après transformation par $\exp\{-\beta\}$. Et les tests de significativité seront valables pour les coefficients et leurs transformations. Enfin, la transformation du hasard par le logarithme montre que ce coefficient σ peut s'interpréter comme l'élasticité du hasard par rapport au temps.

Modèle log-logistique

Le modèle log-logistique suppose que les résidus, et donc $\ln T$ sachant X , suivent une distribution logistique :

$$S_0(\varepsilon) = \frac{1}{1 + \exp\{\varepsilon\}} \quad (\text{eq. 58})$$

Ainsi T , suit une distribution log-logistique caractérisée par :

$$f_t(t) = \lambda p \cdot (\lambda t)^{p-1} \cdot (1 + (\lambda t)^p)^{-2} \quad (\text{eq. 59})$$

$$F(t) = (1 + (\lambda t)^p)^{-1} - 1 \quad (\text{eq. 60})$$

$$S(t) = (1 + (\lambda t)^p)^{-1} \quad (\text{eq. 61})$$

$$h(t) = \frac{\lambda p \cdot (\lambda t)^{p-1}}{1 + (\lambda t)^p} \quad (\text{eq. 62})$$

$$H(t) = \ln(1 + (\lambda t)^p) \quad (\text{eq. 63})$$

Ce modèle permet un hasard non-monotone. Lorsque $\sigma < 1$ le hasard passe par l'origine, croît jusqu'à son maximum, puis décroît vers 0. Le maximum est atteint pour $t = [(p-1)^{1/p}] / \lambda$. Quand $\sigma > 1$, le hasard est décroissant convexe, comme le hasard Weibull. Enfin, quand $\sigma = 1$, le hasard prend la valeur de λ en $t=0$, puis converge vers 0. Le ratio des hasards n'est pas constant, cette distribution ne supporte pas la forme des modèles à hasards proportionnels.

En plus des interprétations des coefficients propres aux modèles à durée de vie accélérée, la transformation de la fonction de survie suivante permet d'interpréter les coefficients en termes d'effet sur la côte de la survie¹⁰⁶ :

$$\begin{aligned} \ln \left[\frac{S(t)}{1 - S(t)} \right] &= \ln \left(\left([1 + (\lambda t)^p] \cdot \left[1 - \frac{1}{1 + (\lambda t)^p} \right] \right)^{-1} \right) \\ &= \ln((\lambda t)^{-p}) \\ &= -p \ln(\lambda t) \\ &= pX\beta - p \ln t \end{aligned} \quad (\text{eq. 64})$$

Nous retrouvons là, les interprétations classiques des coefficients des modèles logistiques.

¹⁰⁶ La côte d'un événement est définie comme le rapport des probabilités de l'événement et de son complémentaire.

b) Diagnostic graphique sur la forme du hasard à partir du hasard intégré

Les expressions des hasards intégrés pour les différentes distributions et certaines de leurs transformations permettent de « tester » graphiquement l'adéquation du type de modèle avec l'échantillon. En effet, elles montrent pour chaque modèle des propriétés particulières. Ainsi, l'estimation non-paramétrique de Kaplan-Meier va permettre la recherche de ces propriétés et donc l'identification du modèle paramétrique et de la distribution les plus adaptés à l'échantillon.

Le hasard intégré exponentielle est de la forme :

$$H(t) = \lambda t \quad (\text{eq. 65})$$

La représentation graphique du hasard intégré estimé face à t doit être une droite passant par l'origine, si le modèle exponentiel est adapté.

Le hasard intégré Weibull :

$$H(t) = (\lambda t)^p \quad (\text{eq. 66})$$

Donc son logarithme est :

$$\begin{aligned} \ln H(t) &= p \ln(\lambda t) \\ &= p \ln t - pX\beta \end{aligned} \quad (\text{eq. 67})$$

La représentation graphique de $\ln(\hat{H}(t))$ face à $\ln t$ valide le modèle Weibull si elle a l'allure d'une droite de pente $p=1/\sigma$.

Le hasard intégré log-logistique :

$$H(t) = \ln(1 + (\lambda t)^p) \quad (\text{eq. 68})$$

La transformation du hasard intégré suivante :

$$\begin{aligned} \ln(\exp\{H(t)\} - 1) &= p \ln(\lambda t) \\ &= p \ln t - pX\beta \end{aligned} \quad (\text{eq. 69})$$

conduit à une représentation graphique face à $\ln t$ caractérisée par une droite de pente $p=1/\sigma$, si le modèle log-logistique est adapté à l'échantillon.

c) Qualité d'ajustement
 Résidus de Cox-Snell

Nous avons vu précédemment comment « tester » graphiquement l'adéquation entre le type de modèle appliqué et l'échantillon à partir de représentations de transformations du hasard intégré. Cependant, ces résultats reposent sur l'hypothèse d'une homogénéité des individus, impliquant l'indépendance des covariables par rapport au temps. Une solution pour intégrer l'effet des covariables est d'utiliser les indicateurs traditionnels de la qualité d'ajustement : les résidus.

Il existe de nombreuses définitions de résidus pour les modèles de durées (Collet, 1994). En effet, selon la méthode d'estimation utilisée, les modèles ne produisent pas une prédiction de l'espérance de la durée. C'est notamment le cas lors de l'application de la vraisemblance partielle de Cox.

Les résidus retenus habituellement sont ceux de Cox-Snell. Ils sont définis par :

$$e_i = -\ln \hat{S}(t_i | X_i) \equiv \hat{H}(t_i | X_i) \quad (eq. 70)$$

où t_i est la date d'interruption ou la date censurée pour l'individu i . Et X_i est le vecteur des covariables de l'individu i . Cox et Snell (1968) ont montré que si la qualité de l'ajustement est acceptable, alors ces résidus sont approximativement distribués selon une distribution exponentielle de paramètre 1.

Test du rapport de vraisemblances

La comparaison des ajustements des différents types de modèles peut être réalisée par le test classique du rapport de vraisemblances. Cependant, ce test ne peut être réalisé que pour comparer des modèles emboîtés. Ce test ne permet donc pas de comparer l'ajustement du modèle log-logistique avec les autres modèles. En effet, seuls les modèles exponentiels, Weibull et log-normal sont des sous modèles dérivés du modèle gamma généralisé¹⁰⁷.

La statistique du rapport de vraisemblances est :

$$LR = 2 \left[\log L(\hat{\theta}_{H1}) - \log L(\hat{\theta}_{H0}) \right] \quad (eq. 71)$$

¹⁰⁷ Greene (1997), chap. 4, p. 161 ; Allison, (1995)

où $\hat{\theta}_{H_0}$ et $\hat{\theta}_{H_1}$ et sont les valeurs de l'ensemble des paramètres qui maximisent la fonction de log-vraisemblance sous les contraintes imposées par les hypothèses du test H_0 et H_1 , respectivement.

Sous H_0 , cette statistique suit une loi de Khi-deux dont le nombre de degrés de liberté correspond au nombre de restrictions indépendantes dans H_0 .

Les restrictions de la distribution gamma généralisée suivantes sont applicables¹⁰⁸ :

tableau 2 : Distributions obtenues par restrictions de la distribution gamma généralisée

Restrictions	Modèle / distribution	ddl
$\sigma=1$	Gamma standard	1
$\delta=1$ et $\sigma \neq 1$	Weibull	1
$\sigma=1$ et $\delta=1$	Exponentiel	2
$\delta \rightarrow 0$	Log-normal	1

d) Estimation des quantiles

Enfin, l'estimation paramétrique des durées permet de produire des prédictions. Parmi les indicateurs classiques, les quantiles peuvent être prédits selon la distribution estimée.

Le quantile $q/100$ est défini par :

$$t_q = \{t | S(t) = q/100\} \text{ (eq. 72)}$$

Modèles exponentiel et Weibull

Le modèle exponentiel étant une simplification du modèle Weibull, les quantiles pour le modèle exponentiel seront déduits des quantiles Weibull.

Ainsi le quantile d'ordre q dans le modèle Weibull est donnée par :

¹⁰⁸ La distribution gamma généralisée possède deux paramètres : σ et δ . Sa densité est:

$$f(t) = \frac{p\lambda^{\frac{1}{\delta^2}} t^{p\frac{1}{\delta^2}-1} \exp\{-(\lambda t)^p\}}{\Gamma\left(\frac{1}{\delta^2}\right)}$$

$$t_q = \frac{(-\ln S(t_q))^{\frac{1}{p}}}{\lambda} \quad (eq. 73)$$

$$= (-\ln S(t_q))^{\sigma} \exp\{X\beta\}$$

D'où la durée médiane : $t_{50} = \frac{(\ln(2))^{\sigma}}{\lambda}$

Pour le modèle exponentiel, les quantiles sont obtenus en posant : $\sigma=1$.

L'effet des covariables sur ce temps de survie médian peut être déterminé. Pour une covariable binaire le ratio des survies médianes est donné par :

$$\frac{t_{50}(X_1 = 1)}{t_{50}(X_1 = 0)} = \exp\{\beta_1\} \quad (eq. 74)$$

Pour une variable continue, nous pouvons déduire une évaluation de l'élasticité de la médiane par rapport à la covariable X_k , de :

$$\begin{aligned} \frac{X_k}{t_{50}} \cdot \frac{\partial t_{50}}{\partial X_k} &= X_k \cdot \frac{\partial \ln(t_{50})}{\partial X_k} \\ &= X_k \cdot \frac{\partial(\sigma \ln(\ln(2)) + X\beta)}{\partial X_k} \quad (eq. 75) \\ &= X_k \beta_k \end{aligned}$$

Si X_k est le logarithme d'une variable Z_k , alors, le β_k associé correspond à l'élasticité de la médiane par rapport à cette variable Z_k . Cette élasticité est commune à tous les quantiles.

Modèle log-logistique

Pour le modèle log-logistique, les quantiles sont donnés par :

$$t_q = \left(\frac{1-q}{q}\right)^{\sigma} \frac{1}{\lambda}$$

$$= \left(\frac{1-q}{q}\right)^{\sigma} \exp\{X\beta\} \quad (eq. 76)$$

et la médiane par :

$$t_{50} = \frac{1}{\lambda} \quad (eq. 77)$$

Ainsi, pour une covariable binaire le ratio des survies médianes est donné par :

$$\frac{t_{50}(X_1 = 1)}{t_{50}(X_1 = 0)} = \exp\{\beta_1\} \quad (eq. 78)$$

L'effet des covariables sur la médiane est :

$$\frac{\partial t_{50}}{\partial X_k} = \beta \exp\{X\beta\} \quad (eq. 79)$$

Il s'interprète en termes d'élasticité de la médiane :

$$\frac{\partial \ln(t_{50})}{\partial \ln(X_k)} = \frac{X_k \beta_k}{\exp\{X\beta\}} \quad (eq. 80)$$

Annexe X - Démonstrations des modèles exponentiel, Weibull, log-logistique

I. Modèle Exponentiel

Le modèle exponentiel contraint le coefficient $\sigma = 1$. Le terme résiduel ε suit alors une fonction de distribution à valeurs extrêmes standard. Ce qui signifie que le log de t suit la même distribution. Et que T a une distribution exponentielle, d'où le nom du modèle. Ainsi, le modèle peut se réécrire :

$$\ln t = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon^* \quad \Leftrightarrow \quad t = e^{\beta_0 + \beta_1 X} \varepsilon$$

avec $\varepsilon^* = \ln \varepsilon$

$$f_w(w) = \exp\{w - \exp\{w\}\}$$

avec $w = \ln t - X\beta$

Par changement de variable :

$$\begin{aligned} f_t(t) &= f_w(w = g(t)) \cdot \frac{\partial g(t)}{\partial t} \\ &= \exp\{\ln t - X\beta - \exp\{\ln t - X\beta\}\} \cdot \frac{1}{t} \\ &= \exp\{\ln t - X\beta\} \cdot \exp\{-\exp\{\ln t - X\beta\}\} \cdot \frac{1}{t} \\ &= (\exp\{\ln t\} \cdot \exp\{-X\beta\}) \cdot \exp\{-\exp\{(\ln t - X\beta)\}\} \cdot \frac{1}{t} \end{aligned}$$

en posant : $\lambda = \exp\{-X\beta\}$

$$f_t(t) = \lambda \cdot \exp\{-\lambda t\}$$

Rque : fonction de densité exponentielle

$$\begin{aligned} F(t) &= \int_0^t f(u) du \\ &= \int_0^t \lambda \cdot \exp\{-\lambda u\} du \\ &= [-\exp\{-\lambda u\}]_0^t \\ &= 1 - \exp\{-\lambda t\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} S(t) &= 1 - F(t) \\ &= \exp\{-\lambda t\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} h(t) &= \frac{f(t)}{S(t)} \\ &= \frac{\lambda \cdot \exp\{-\lambda t\}}{\exp\{-\lambda t\}} \\ &= \lambda \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H(t) &= -\ln(S(t)) \\ &= \lambda t \end{aligned}$$

La représentation graphique du hasard intégré face à t permet de vérifier l'adéquation de la distribution exponentielle avec l'échantillon.

II. Modèle Weibull :

Le modèle Weibull suppose une distribution des résidus ε à valeurs extrêmes standard et relaxe la contrainte sur σ . Ainsi, la distribution de t est une distribution de Weibull.

Si $\varepsilon \rightarrow EV$ alors la densité de la variable transformée : $w = (\ln t - X\beta)/\sigma$ est de la forme :

$$f_w(w) = \exp\{w - \exp\{w\}\}$$

Par changement de variable :

$$\begin{aligned} f_t(t) &= f_w(w = g(t)) \cdot \frac{\partial g(t)}{\partial t} \\ &= \exp\left\{\frac{\ln t - X\beta}{\sigma} - \exp\left\{\frac{\ln t - X\beta}{\sigma}\right\}\right\} \cdot \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{t} \\ &= \exp\left\{\frac{\ln t - X\beta}{\sigma}\right\} \cdot \exp\left\{-\exp\left\{\frac{\ln t - X\beta}{\sigma}\right\}\right\} \cdot \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{t} \\ &= (\exp\{\ln t\} \cdot \exp\{-X\beta\})^{\frac{1}{\sigma}-1} \cdot \exp\{\ln t\} \cdot \exp\{-X\beta\} \cdot \exp\left\{-\exp\left\{(\ln t - X\beta)^{\frac{1}{\sigma}}\right\}\right\} \cdot \frac{1}{\sigma} \cdot \frac{1}{t} \end{aligned}$$

en posant : $p = \frac{1}{\sigma}$ et $\lambda = \exp\{-X\beta\}$

$$f_t(t) = \lambda \cdot p \cdot (\lambda t)^{p-1} \cdot \exp\{- (\lambda t)^p\}$$

Rque : fonction de densité Weibull

$$\begin{aligned} F(t) &= \int_0^t f(u) du \\ &= \int_0^t \lambda p (u \lambda)^{p-1} \cdot \exp\{- (\lambda u)^p\} du \\ &= \left[- \exp\{- (\lambda u)^p\} \right]_0^t \\ &= 1 - \exp\{- (\lambda t)^p\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} S(t) &= 1 - F(t) \\ &= \exp\{- (\lambda t)^p\} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} h(t) &= \frac{f(t)}{S(t)} \\ &= \frac{\lambda \cdot p \cdot (\lambda t)^{p-1} \cdot \exp\{- (\lambda t)^p\}}{\exp\{- (\lambda t)^p\}} \\ &= \lambda \cdot p \cdot (\lambda t)^{p-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} H(t) &= -\ln(S(t)) \\ &= (\lambda t)^p \end{aligned}$$

D'où l'expression suivante :

$$\begin{aligned} \ln H(t) &= p \ln(\lambda t) \\ &= p \ln t - pX\beta \end{aligned}$$

dont la représentation graphique face à $\ln t$ permet d'observer l'adéquation de la distribution Weibull avec l'échantillon.

III. Modèle log-logistique

Le modèle log-logistique suppose que les résidus, et donc le log de t , suit une distribution logistique. Ainsi t , suit une distribution log-logistique. Ce modèle permet un hasard non-monotone.

Si $\varepsilon \rightarrow \text{Logistique}$ alors la densité de la variable transformée : avec $w = (\ln t - X\beta)/\sigma$, est de la forme :

$$f_w(w) = \frac{\exp\{w\}}{1 + \exp\{w\}}$$

Par changement de variable :

$$\begin{aligned} f_t(t) &= \frac{\exp\left\{(\ln t - X\beta)\frac{1}{\sigma}\right\}}{t\sigma \cdot \left(1 + \exp\left\{(\ln t - X\beta)\frac{1}{\sigma}\right\}\right)^2} \\ &= \frac{p \cdot (\lambda t)^p}{t \cdot (1 + (\lambda t)^p)^2} \\ &= \lambda p \cdot (\lambda t)^{p-1} \cdot (1 + (\lambda t)^p)^{-2} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} F(t) &= \int_0^t \lambda p \cdot (u\lambda)^{p-1} \cdot (1 + (u\lambda)^p)^{-2} du \\ &= \left[(1 + (u\lambda)^p)^{-1} \right]_0^t \\ &= (1 + (\lambda t)^p)^{-1} - 1 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} S(t) &= 1 - F(t) \\ &= (1 + (\lambda t)^p)^{-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} h(t) &= \frac{\lambda p \cdot (\lambda t)^{p-1} \cdot (1 + (\lambda t)^p)^{-2}}{(1 + (\lambda t)^p)^{-1}} \\ &= \frac{\lambda p \cdot (\lambda t)^{p-1}}{1 + (\lambda t)^p} \end{aligned}$$

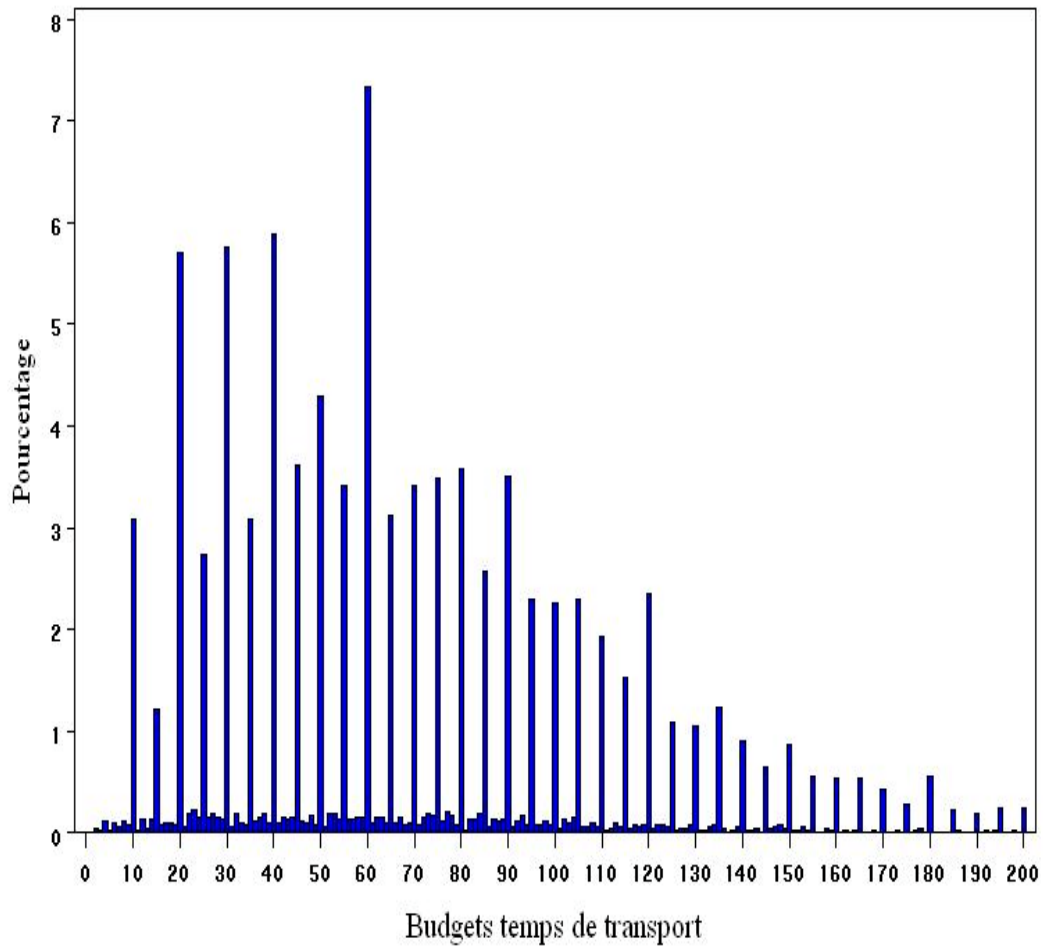
$$\begin{aligned} H(t) &= -\ln\left(\left(1 + (\lambda t)^p\right)^{-1}\right) \\ &= \ln\left(1 + (\lambda t)^p\right) \end{aligned}$$

D'où l'expression suivante :

$$\begin{aligned} \ln(\exp\{H(t) - 1\}) &= p \ln(\lambda t) \\ &= p \ln t - pX\beta \end{aligned}$$

dont la représentation graphique face à $\ln t$ permet d'observer l'adéquation de la distribution log-logistique avec l'échantillon.

Annexe XI - Présence d'arrondis dans les temps de transport déclarés



Annexe XII - Régression MCO des budgets-temps de transport

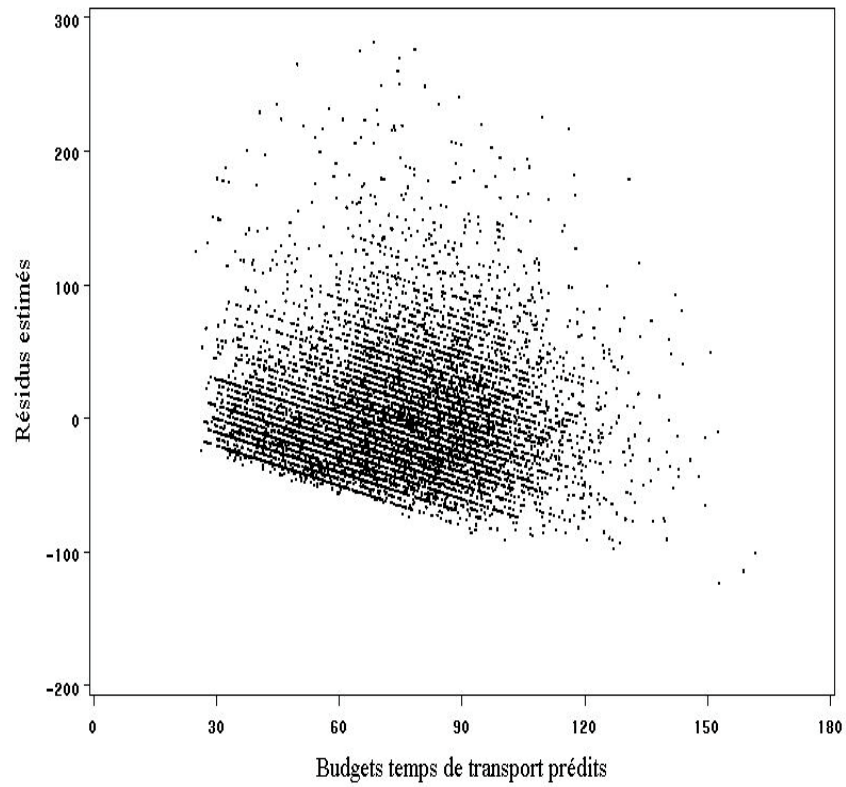
Analysis of Variance					
Source	DDL	Sum of Squares	Mean Square	Valeur F	Pr > F
Model	24	4611441	192143	106.68	<.0001
Error	11205	20181960	1801.16		
Corrected Total	11229	24793401			

Root MSE	42.44	R-Square	0.19
Dependent Mean	72.20	Adj R-Sq	0.18
Coeff Var	58.78		

Libellé	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Standardized Estimate	Tolerance	Variance Inflation
Constante	62.006	2.354	26.34	<.0001	0	.	0
Nb d'enfants de plus de 5 ans	-1.962	0.643	-3.05	0.0023	-0.049	<i>0.274</i>	3.639
Nb d'enfants de moins de 5ans	-4.495	0.992	-4.53	<.0001	-0.045	0.706	1.416
Taille du ménage	2.710	0.479	5.66	<.0001	0.095	<i>0.254</i>	3.935
Homme	4.838	0.828	5.84	<.0001	0.051	0.935	1.068
Age	0.019	0.024	0.79	0.4275	0.008	0.648	1.542
Ménage à haut revenu	2.334	1.145	2.04	0.0416	0.018	0.882	1.133
Ménage à faible revenu	2.591	0.962	2.69	0.0071	0.025	0.831	1.202
Lundi	-2.211	1.052	-2.10	0.0356	-0.019	0.838	1.192
Vendredi	3.683	1.203	3.06	0.0022	0.028	0.859	1.163
Jeudi	2.868	1.096	2.62	0.0089	0.024	0.854	1.169
Centre-ville	1.821	1.506	1.21	0.2267	0.010	0.892	1.120
1ere couronne est	-2.151	1.178	-1.83	0.0679	-0.016	0.898	1.113
3eme couronne ouest	4.627	1.309	3.53	0.0004	0.031	0.904	1.105
3eme couronne est	-2.480	1.345	-1.84	0.0653	-0.016	0.905	1.104
Actif	14.103	1.394	10.11	<.0001	0.150	<i>0.329</i>	3.032
Deux-roues motorisées	-36.418	1.711	-21.28	<.0001	-0.299	<i>0.366</i>	2.732
Marche	-39.898	5.230	-7.63	<.0001	-0.067	0.933	1.071
Modes publics	4.983	1.752	2.84	0.0045	0.037	0.412	2.423
Vélo	-21.384	1.595	-13.40	<.0001	-0.219	<i>0.271</i>	3.683
Modes privés (auto)	-23.022	1.671	-13.77	<.0001	-0.199	<i>0.344</i>	2.900
Temps de travail	0.002	0.002	0.81	0.4197	0.012	<i>0.316</i>	3.160
Temps de loisir	0.091	0.004	20.88	<.0001	0.187	0.902	1.108
Temps d'achat	0.136	0.009	15.08	<.0001	0.140	0.834	1.197
Accompagnement(0/1)	17.437	1.226	14.22	<.0001	0.129	0.873	1.144

**Test of First and Second Moment
Specification**

DDL	Chi-Square	Pr > ChiSq
287	654.02	<.0001



Annexe XIII - Test de normalité de la distribution des résidus

Paramètres pour distribution Normal

Paramètre	Symbole	Estimation
Moyenne	Mu	0
Std Dev	Sigma	42.36182

Tests d'ajustement pour distribution Normal

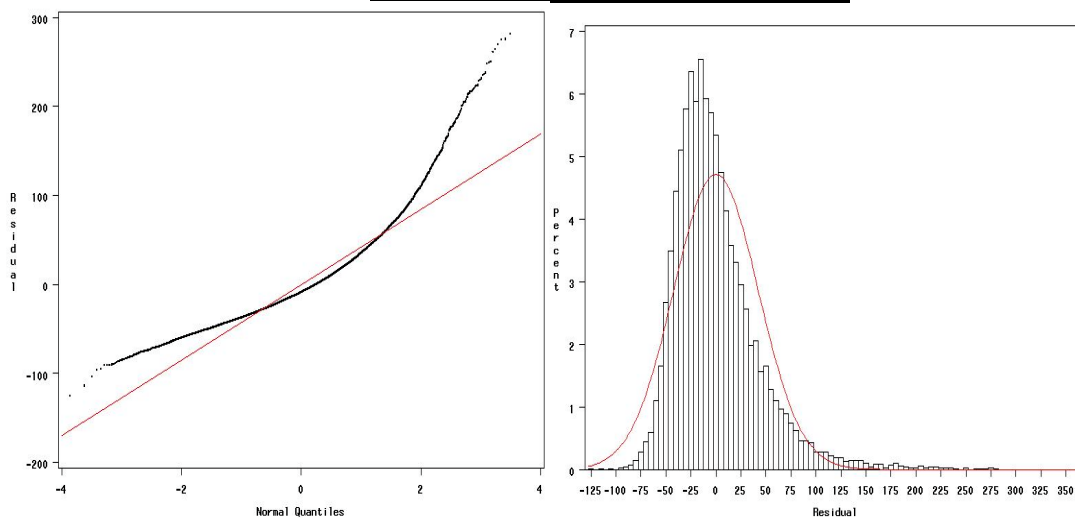
Test	Statistique	Seuil de significativité
Kolmogorov-Smirnov	D 0.093308	Pr > D <0.010
Cramer-von Mises	W-Sq 37.279503	Pr > W-Sq <0.005
Anderson-Darling	A-Sq 222.416037	Pr > A-Sq <0.005
Jarque-Bera	Chi 13647.56	Pr > D <0.001

Pour tester la normalité de la distribution des résidus, pour éviter les éventuels biais sur les grands échantillons des trois tests précédents automatiques sous SAS, la statistique de test de Jarque-Bera est calculée :

$$\left[\frac{\text{skewness}^2}{6/n} + \frac{(\text{kurtosis} - 3)^2}{24/n} \right] \sim \chi^2(2)$$

Quantiles pour distribution Normal

Pourcentage	Quantile	
	Observé	Estimé
1.0	-67.696	-98.548
5.0	-51.161	-69.678
10.0	-42.991	-54.288
25.0	-28.202	-28.572
50.0	-8.021	-0.000
75.0	19.074	28.572
90.0	52.225	54.288
95.0	77.379	69.678
99.0	147.993	98.548



Annexe XIV - Test de normalité de la distribution des budgets-temps de transport

Paramètres pour distribution Normal

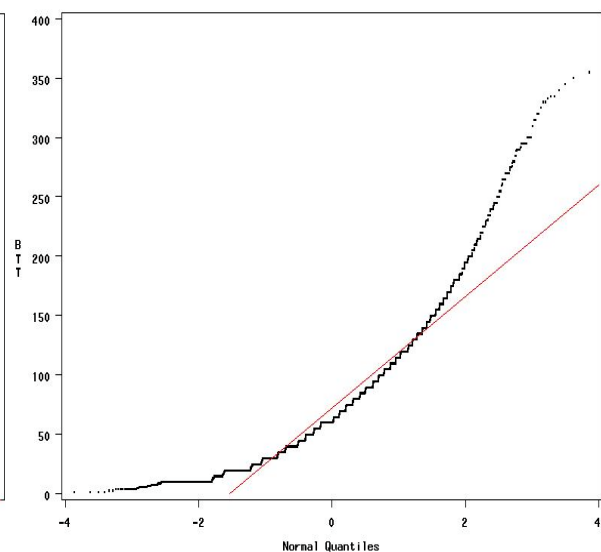
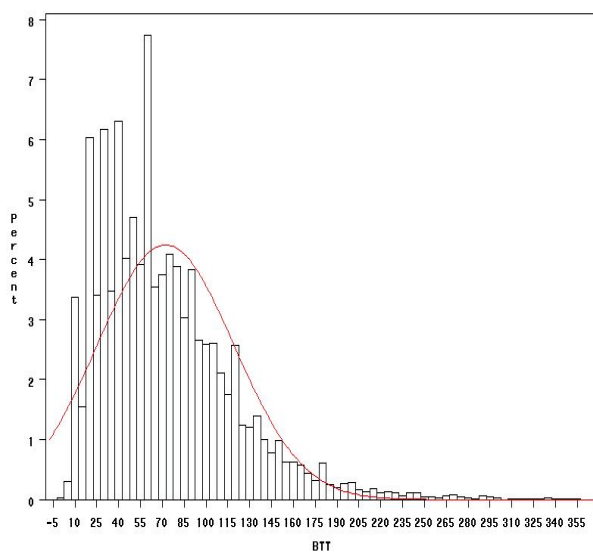
Paramètre	Symbole	Estimation
Moyenne	Mu	72.20575
Std Dev	Sigma	46.98612

Tests d'ajustement pour distribution Normal

Test	Statistique	Seuil de significativité
Kolmogorov-Smirnov	D 0.110	Pr > D <0.010
Cramer-von Mises	W-Sq 33.557	Pr > W-Sq <0.005
Anderson-Darling	A-Sq 213.245	Pr > A-Sq <0.005
Jarque-Bera	Chi 7633.43	Pr > D <0.001

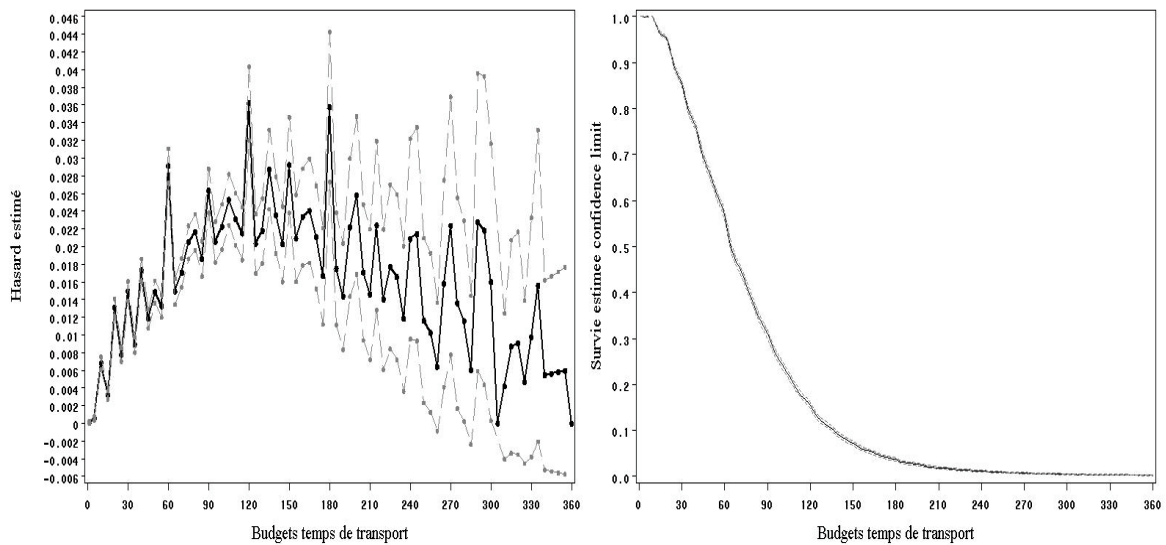
Quantiles pour distribution Normal

Pourcentage	Quantile	
	Observé	Estimé
1.0	10.0	-37.100
5.0	15.0	-5.079
10.0	20.0	11.990
25.0	40.0	40.514
50.0	60.0	72.205
75.0	95.0	103.89
90.0	134.0	132.420
95.0	160.0	149.491
99.0	230.0	181.511

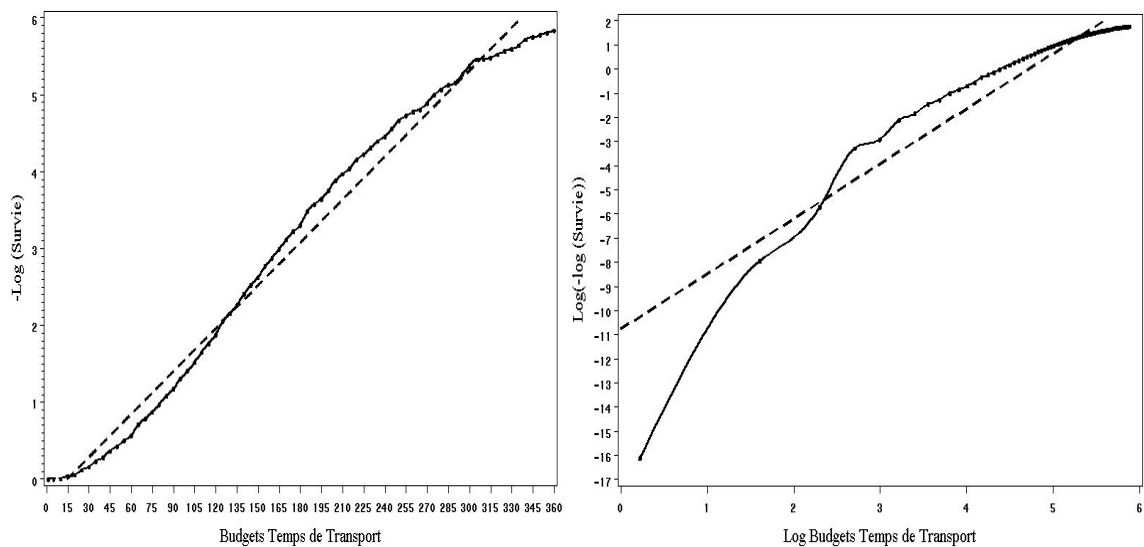


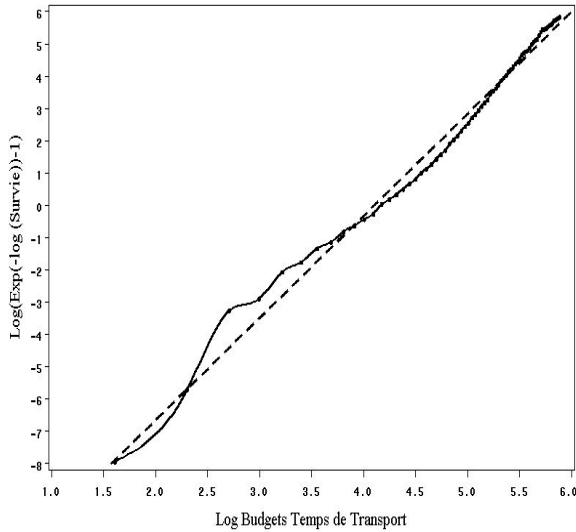
Annexe XV - Hasard et survie – estimation non-paramétrique

Hasard et survie estimés et leurs intervalles de confiance à 95%

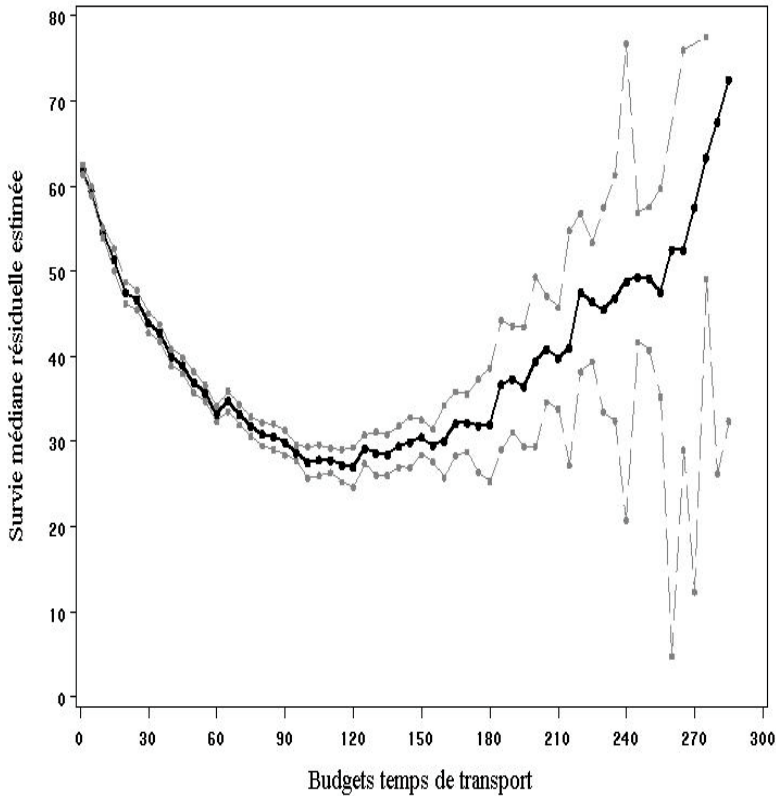


Courbes des transformations du hasard intégré estimé (-Log(S) ; Log(-Log(S)) ; Log(Exp(-Log(S)))





Survie médiane résiduelle estimée et intervalle de confiance à 95%



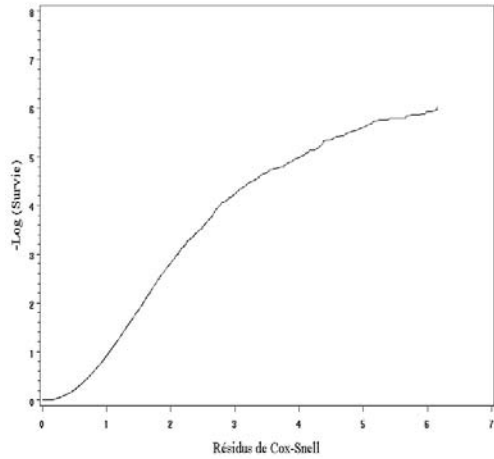
Annexe XVI - Tests d'équivalence des survies

Variable	DF	Log Rank	Wilcoxon	-2Log(LR)
Nombre d'enfants	5	77.4202***	79.3792***	34.5027***
Nombre d'enfants de moins de 5 ans	2	7.3647**	4.1068	3.2709
Nombre d'enfants de plus de 6 ans	5	70.3744***	75.0428***	32.4598***
Présence d'enfants	1	31.4538***	24.0131***	14.5056***
Présence d'enfants de moins de 5 ans	1	6.1197**	4.1114**	2.6541
Nombre d'enfants (0 ; 1 ; 2+)	2	73.3784***	77.5265***	32.9934***
Possession du permis de conduire	1	124.7913***	219.0930***	77.2567***
Genre	1	29.2563***	19.4696***	16.3713***
Zone de domicile	7	33.8662***	37.6677***	16.5135**
Jour de déplacement	4	38.8173***	57.7420***	16.3304**
Statut professionnel en 9 classes	8	403.9847***	551.0887***	210.7751***
Statut Professionnel en 4 classes	3	361.4854***	492.1540***	186.6386***
Actif	1	126.3211***	231.8659***	84.0165***
Nombre d'automobile à disposition	4	24.3370***	28.8723***	12.7446**
Ménage motorisé	1	2.6504	0.0574	0.6564
Taille du ménage	8	25.1668***	28.0407***	13.2965
Revenu du ménage en 9 classes	10	16.4583*	41.6779***	8.6518
Revenu du ménage en 3 classes	2	10.4007***	30.0147***	5.1489*
Mode principal	6	1353.1074***	1995.4582***	579.7462***
Classe d'âge en 3 classes	2	243.7411***	346.7997***	131.0654***

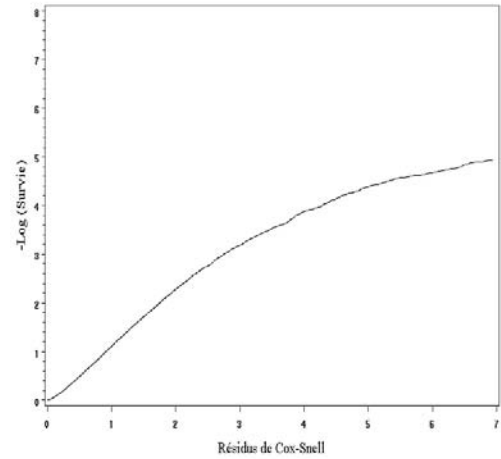
seuil de significativité : * 0,1 ; ** 0,05 ; *** 0,01

Annexe XVII - Résidus de Cox-Snell pour l'ensemble S3

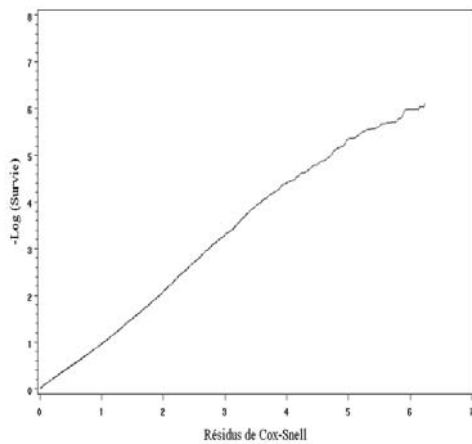
Exponentielle



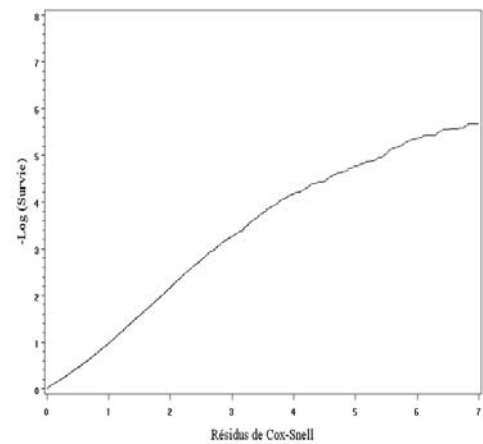
Weibull



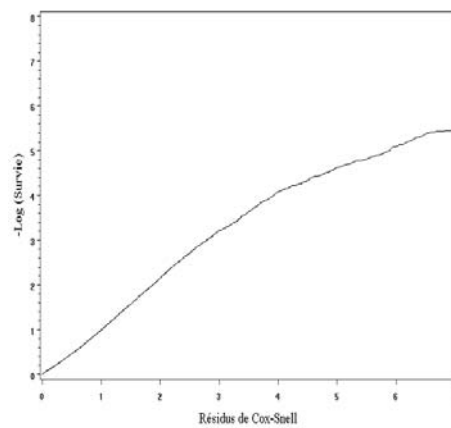
Log-logistique



Log-normale

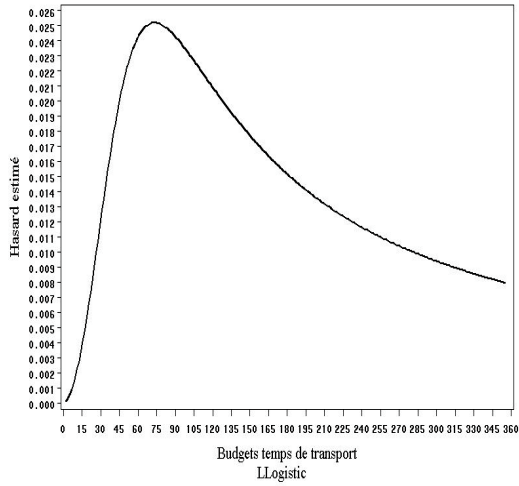


Gamma généralisée

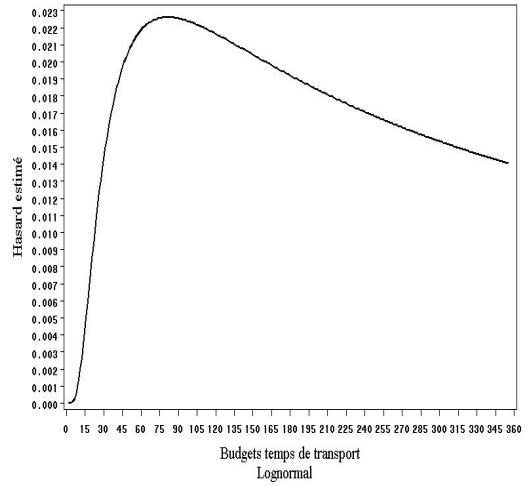


Annexe XVIII - Hasards paramétriques estimés

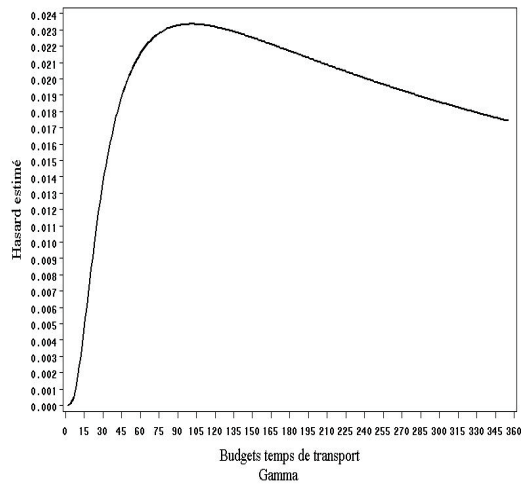
Log logistique



Log-normale



Gamma généralisée



Annexe XIX - Estimation du modèle S3 avec une distribution Log-Normale

Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DDL	Estimation	Erreur standard	95% Confidence Limits		Khi-2	Pr > ChiSq
Constante	1	3.8394	0.0421	3.7568	3.9220	8298.67	<.0001
homme	1	0.0572	0.0124	0.0330	0.0815	21.34	<.0001
Age	1	0.0012	0.0005	0.0002	0.0023	5.70	0.0170
Classe d'âge [0 ;20]	1	0.0856	0.0268	0.0332	0.1381	10.24	0.0014
Actif	1	0.2150	0.0220	0.1718	0.2581	95.22	<.0001
Nb d'enfants de plus de 5 ans	1	-0.0187	0.0096	-0.0376	0.0002	3.77	0.0520
Nb d'enfants de moins de 5 ans	1	-0.0625	0.0149	-0.0917	-0.0334	17.67	<.0001
Taille du ménage	1	0.0392	0.0071	0.0252	0.0531	30.26	<.0001
Ménage à haut revenu	1	0.0237	0.0171	-0.0098	0.0571	1.92	0.1655
Ménage à faible revenu	1	0.0278	0.0143	-0.0002	0.0557	3.78	0.0517
Centre-ville	1	0.0524	0.0221	0.0090	0.0958	5.61	0.0178
3eme couronne ouest	1	0.0405	0.0192	0.0029	0.0780	4.46	0.0348
3eme couronne est	1	-0.0559	0.0197	-0.0945	-0.0173	8.06	0.0045
Lundi	1	-0.0395	0.0148	-0.0685	-0.0105	7.12	0.0076
Vendredi	1	0.0410	0.0172	0.0074	0.0747	5.70	0.0169
Deux-roues motorisées	1	-0.6549	0.0255	-0.7050	-0.6049	658.88	<.0001
Marche	1	-0.6777	0.0779	-0.8304	-0.5251	75.73	<.0001
Modes publics	1	0.0959	0.0262	0.0445	0.1473	13.37	0.0003
Vélo	1	-0.2987	0.0237	-0.3452	-0.2522	158.50	<.0001
Modes privés (auto)	1	-0.3728	0.0250	-0.4218	-0.3238	222.45	<.0001
Temps de travail	1	0.0002	0.0000	0.0001	0.0003	18.94	<.0001
Temps de loisir	1	0.0015	0.0001	0.0013	0.0016	497.01	<.0001
Temps d'achat	1	0.0022	0.0001	0.0020	0.0025	267.43	<.0001
Accompagnement(0/1)	1	0.3019	0.0185	0.2656	0.3381	266.84	<.0001
Scale	1	0.6320	0.0042	0.6237	0.6403		
Log Likelihood		-10839.36					

Annexe XX - Estimation du modèle S3 avec une distribution Gamma-généralisée

Analysis of Parameter Estimates

Parameter	DDL	Estimation	Erreur standard	95% Confidence Limits		Khi-2	Pr > ChiSq
Constante	1	3.8903	0.0424	3.8071	3.9735	8402.02	<.0001
Homme	1	0.0625	0.0123	0.0383	0.0866	25.67	<.0001
Age	1	0.0014	0.0005	0.0003	0.0024	6.89	0.0087
Classe d'âge [0 ;20]	1	0.0712	0.0266	0.0191	0.1234	7.16	0.0075
Actif	1	0.2245	0.0221	0.1812	0.2678	103.09	<.0001
Nb d'enfants de plus de 5 ans	1	-0.0208	0.0095	-0.0395	-0.0021	4.75	0.0293
Nb d'enfants de moins de 5ans	1	-0.0607	0.0148	-0.0897	-0.0318	16.89	<.0001
Taille du ménage	1	0.0394	0.0071	0.0255	0.0532	30.97	<.0001
Ménage à haut revenu	1	0.0253	0.0170	-0.0079	0.0585	2.23	0.1354
Ménage à faible revenu	1	0.0324	0.0142	0.0045	0.0602	5.20	0.0226
1ere couronne est	1	0.0526	0.0220	0.0095	0.0956	5.73	0.0167
3eme couronne ouest	1	0.0451	0.0190	0.0077	0.0824	5.60	0.0180
3eme couronne est	1	-0.0510	0.0196	-0.0893	-0.0126	6.79	0.0092
Lundi	1	-0.0405	0.0147	-0.0693	-0.0117	7.60	0.0058
Vendredi	1	0.0357	0.0171	0.0023	0.0692	4.38	0.0363
Deux-roues motorisées	1	-0.6321	0.0256	-0.6822	-0.5820	611.38	<.0001
Marche	1	-0.6595	0.0774	-0.8112	-0.5078	72.60	<.0001
Modes publics	1	0.0903	0.0260	0.0393	0.1414	12.02	0.0005
Vélo	1	-0.2866	0.0236	-0.3330	-0.2403	146.99	<.0001
Modes privés (auto)	1	-0.3539	0.0249	-0.4028	-0.3050	201.34	<.0001
Temps de travail	1	0.0001	0.0000	0.0000	0.0002	7.16	0.0075
Temps de loisir	1	0.0014	0.0001	0.0013	0.0015	432.92	<.0001
Temps d'achat	1	0.0021	0.0001	0.0018	0.0024	222.10	<.0001
Accompagnement(0/1)	1	0.2842	0.0185	0.2478	0.3205	235.29	<.0001
Scale	1	0.6275	0.0042	0.6193	0.6359		
Shape	1	0.1534	0.0210	0.1123	0.1945		
Log Likelihood		-10812.68					

Table des illustrations

FIGURE 1-1 : DÉCOMPOSITION DE L'UTILITÉ DU TEMPS DE TRANSPORT	17
FIGURE 1-2 : DURÉES DE TRANSPORT QUOTIDIENNES MOYENNES EN MIN (DÉBUT DES ANNÉES 1970)	37
FIGURE 1-3 : DURÉES DE TRANSPORT QUOTIDIENNES MOYENNES EN MIN (FIN DES ANNÉES 1990)	38
FIGURE 1-4 : HEURES QUOTIDIENNES DE TRANSPORT PAR VÉHICULE PARTICULIER ET TAUX DE MOTORISATION (EN NOMBRE DE VÉHICULES POUR 100 PERSONNES) PAR AGGLOMÉRATION.	41
FIGURE 1-5 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT PAR AUTOMOBILE (EN MIN) DANS LES ÉTUDES DE ZAHAVI (1974, 1979)	42
FIGURE 1-6 : NOMBRE DE DÉPLACEMENTS QUOTIDIENS ET BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT QUOTIDIEN PAR PERSONNE (HUPKES, 1982)	47
FIGURE 1-7 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT, EN HEURE PAR PERSONNE PAR JOUR ET DISTANCE QUOTIDIENNE MOYENNE PARCOURUE PAR PERSONNE	48
FIGURE 1-8 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOYEN PAR PERSONNE ET PIB PAR PERSONNE	49
FIGURE 1-9 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOYEN PAR PERSONNE DES VILLES FRANÇAISES	53
FIGURE 2-1 : TEMPS DE TRANSPORT PAR PERSONNE MOBILE ET VITESSE PORTE À PORTE	63
FIGURE 2-2 : ÉVOLUTION DES DISTANCES QUOTIDIENNES PARCOURUES PAR PERSONNE SELON LE MODE DE TRANSPORT DEPUIS 1880 AUX ETATS-UNIS	96
FIGURE 2-3 : MOBILITÉ TOTALE EN PASSAGERS KILOMÈTRES PAR AN (DONNÉES 1960 – 1990 ; TENDANCES 1991 - 2050)	97
FIGURE 3-1 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ /PERS./JOUR, EN MIN ET POPULATION URBAINE, EN MILLIERS D'HAB.	117
FIGURE 3-2 : DISTRIBUTION DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ (TOUTES LES VILLES)	120
FIGURE 3-3 : DISTRIBUTION DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ (VILLES DES PAYS DÉVELOPPÉS)	121
FIGURE 3-4 : INDICATEURS GÉNÉRAUX SELON LE MODÈLE D'ORGANISATION URBAINE	131
FIGURE 3-5 : INDICATEURS DE CONCENTRATION URBAINE SELON LE MODÈLE D'ORGANISATION URBAINE	132
FIGURE 3-6 : COÛTS D'USAGE DES MODES MOTORISÉS SELON LE MODÈLE D'ORGANISATION URBAINE	135
FIGURE 3-7 : USAGE DES MODES MOTORISÉS SELON LE MODÈLE D'ORGANISATION URBAINE	136
FIGURE 3-8 : INDICATEURS DE MOBILITÉ SELON LE MODÈLE D'ORGANISATION URBAINE	137

Bibliographie

FIGURE 3-9 : INDICATEURS DE MOBILITÉ SELON LE MODÈLE D'ORGANISATION URBAINE	138
FIGURE 3-10 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ PAR PERSONNE (EN MIN) ET DENSITÉ URBAINE (EN PERSONNE PAR HA.) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, CANADA, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	142
FIGURE 3-11 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ PAR PERSONNE (EN MIN) ET DENSITÉ D'EMPLOIS (EN EMPLOIS PAR HA.) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, CANADA, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	142
FIGURE 3-12 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ PAR PERSONNE (EN MIN) ET PIB URBAIN PAR PERSONNE (EN MILLIERS DE DOLLARS US) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	144
FIGURE 3-13 : DISTANCE QUOTIDIENNE MOTORISÉE PAR PERSONNE (EN KM) ET PIB URBAIN PAR PERSONNE (EN MILLIERS DE DOLLARS US) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	144
FIGURE 3-14 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ PAR PERSONNE (EN MIN) ET PART MODALE DES TRANSPORTS PUBLICS (EN %) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	146
FIGURE 3-15 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ PAR PERSONNE (EN MIN) ET DISTANCE QUOTIDIENNE MOYENNE PARCOURUE PAR PERSONNE (EN KM.) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	147
FIGURE 3-16 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ PAR PERSONNE (EN MIN) ET VITESSE MOYENNE DU RÉSEAU ROUTIER (EN KM/H) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	148
FIGURE 3-17 : CERCLE DES CORRÉLATIONS	154
FIGURE 4-1 : STABILITÉ CONTRAINTE DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	159
FIGURE 4-2 : STABILITÉ FORTUITE DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	159
FIGURE 4-3 : L'ARBITRAGE DU CONSOMMATEUR-VOYAGEUR EN TERMES TEMPORELS	162
FIGURE 4-4 : UTILITÉ ET COÛT GÉNÉRALISÉ EN FONCTION DE LA DISTANCE POUR DIFFÉRENTES DENSITÉS.	164
FIGURE 4-5 : DÉTERMINATION DU BUDGET-TEMPS TRANSPORT DANS L'HYPOTHÈSE D'UNE DIMINUTION DE LA MOBILITÉ AVEC LA DENSITÉ.	164
FIGURE 4-6 : DENSITÉ DES AIRES URBAINES ET MOBILITÉ (NOMBRE DE DÉPLACEMENTS QUOTIDIENS TOUS MODES)	166
FIGURE 4-7 : COÛT DE FONCTIONNEMENT DES TRANSPORTS EN COMMUN (EN DOLLARS PAR PASS.-KM) ET LA PART DES DÉPENSES DE FONCTIONNEMENT DES TRANSPORTS EN COMMUN DANS LE PIB (%) EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	176
FIGURE 4-8 : PART DE MARCHÉ DES TRANSPORTS EN COMMUN (EN %) ET PRIX DU CARBURANT AU KM (EN DOLLARS US) EN EN EUROPE OCCIDENTALE, AMÉRIQUE DU NORD, OCÉANIE ET MÉTROPOLIS ASIATIQUES.	177

Bibliographie

FIGURE 4-9 : LES COMMUNES CONTRIBUANT À 50% DU NOMBRE TOTAL DES ACTIFS ENTRANT AU CENTRE DE LYON EN 1975	198
FIGURE 4-10 : LES COMMUNES CONTRIBUANT À 50% DU NOMBRE TOTAL DES ACTIFS ENTRANT AU CENTRE DE LYON EN 1999	198
FIGURE 4-11 : LES COMMUNES CONTRIBUANT À LA PART 50% - 75% DU NOMBRE TOTAL DES ACTIFS ENTRANT AU CENTRE DE LYON EN 1975	199
FIGURE 4-12 : LES COMMUNES CONTRIBUANT À LA PART 50% - 75% DU NOMBRE TOTAL DES ACTIFS ENTRANT AU CENTRE DE LYON EN 1999	199
FIGURE 5-1 : FRONTIÈRE DES CONSOMMATIONS POSSIBLES POUR UN VECTEUR DE TEMPS D'ACTIVITÉ DONNÉ, T_0	230
FIGURE 5-2 : COURBE D'ISO-CONSOMMATION	230
FIGURE 5-3 : FRONTIÈRE DES ACTIVITÉS POSSIBLES POUR UN NIVEAU DE BIENS DONNÉ, X_0	231
FIGURE 5-4 : COURBE D'ISO-ACTIVITÉ	231
FIGURE 5-5 : LENTILLE DES TEMPS NÉCESSAIRES ET ACCESSIBLES ÉTANT DONNÉ LE NIVEAU DE BIEN X_0	232
FIGURE 5-6 : LENTILLE DES BIENS NÉCESSAIRES ET ACCESSIBLES ÉTANT DONNÉ LE NIVEAU DE TEMPS D'ACTIVITÉS T_0	233
FIGURE 6-1 : LA CENSURE DE DONNÉES DE DURÉES	292
FIGURE 6-2 : RÉSIDUS ESTIMÉS ET VALEURS PRÉDITES PAR LES MCO	294
FIGURE 6-3 : EXEMPLE DE FORMES DES FONCTIONS DE DENSITÉ, DE DISTRIBUTION, DE HASARD ET DE SURVIE	299
FIGURE 6-4 : COURBES DE SURVIE ET DE HASARD POUR LE BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT	303
FIGURE 6-5 : COURBE DE TRANSFORMATION DU HASARD INTÉGRÉ ESTIMÉ ($\text{LOG}(\text{EXP}(-\text{LOG}(S)))$)	304
FIGURE 6-6 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MÉDIAN RÉSIDUEL ESTIMÉ EN MIN	305
FIGURE 6-7 : COURBES DE SURVIES PAR VARIABLES DE CLASSIFICATION	307
FIGURE 6-8 : HASARDS PROPORTIONNELS	311
FIGURE 6-9 : EXEMPLES DE FORMES DE HASARD CORRESPONDANT AUX DISTRIBUTIONS : EXPONENTIELLE ($H_1(T)$), WEIBULL ($H_2(T)$, $H_3(T)$, $H_4(T)$), LOG-LOGISTIQUE ($H_5(T)$), AVEC $\lambda = \exp\{X\beta\}$ ET $p = 1/\sigma$	314
FIGURE 6-10 : RÉSIDUS DE COX-SNELL	328
FIGURE 6-11 : HASARD LOG-LOGISTIQUE ET SURVIE ESTIMÉS	333

Liste des tableaux

TABLEAU 1-1 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT QUOTIDIEN (EN H).....	44
TABLEAU 1-2 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT AMÉRICAIN (EN H)	50
TABLEAU 1-3: BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT JAPONAIS, 1987	51
TABLEAU 2-1 : TABLEAU DES EFFETS SUR LE BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT	76
TABLEAU 2-2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT (EN MIN)	81
TABLEAU 2-3 : RÉGRESSION LINÉAIRE DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	83
TABLEAU 2-4 : TAUX DE CROISSANCE ANNUEL EN VOLUME D'INDICATEURS DE LA CONSOMMATION DES MÉNAGES ENTRE 1960 ET 1999	95
TABLEAU 3-1 : LISTE DES VILLES DE LA BASE MCD	108
TABLEAU 3-2 : VILLES DONT LES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT ET LES DISTANCES PARCOURUES NE SONT PAS RENSEIGNÉS	112
TABLEAU 3-3 : INDICATEURS GÉOGRAPHIQUES DES VILLES FRANÇAISES.....	113
TABLEAU 3-4 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE LA DISTRIBUTION DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ DES VILLES DU MONDE.	120
TABLEAU 3-5 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE LA DISTRIBUTION DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ DES VILLES DES PAYS DÉVELOPPÉS.	121
TABLEAU 3-6 : TESTS DE NORMALITÉ DE LA DISTRIBUTION DES BTT MONDIAUX.....	122
TABLEAU 3-7 : TESTS DE NORMALITÉ DE LA DISTRIBUTION DES BTT DÉVELOPPÉS.....	122
TABLEAU 3-8 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES TROIS INDICATEURS, BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT MOTORISÉ, DISTANCE QUOTIDIENNE PARCOURUE ET PARTAGE MODAL. 126	
TABLEAU 3-9 : MOYENNE DES INDICATEURS PAR GROUPE D'AGGLOMÉRATIONS	128
TABLEAU 3-10 : INDICATEURS DE MOBILITÉ SELON LE PROFIL URBAIN	148
TABLEAU 3-11 : RÉGRESSION MULTIPLE	151
TABLEAU 3-12 : VALEURS PROPRES ET VARIANCE EXPLIQUÉE PAR CHAQUE COMPOSANTE PRINCIPALE	152
TABLEAU 3-13 : VECTEURS PROPRES	153
TABLEAU 3-14 : CONTRIBUTION DE CHAQUE COMPOSANTE PRINCIPALE À LA VARIANCE DE CHACUNE DES VARIABLES OBSERVÉES EN %	153
TABLEAU 4-1 : BUDGET-TEMPS DE TRANSPORT, DISTANCE PARCOURUE ET VITESSE MOYENNE	161
TABLEAU 4-2 : RÉGRESSIONS MULTIPLES DU MODÈLE LOG-LOG DE LA PART MODALE DES TRANSPORTS COLLECTIFS	184
TABLEAU 4-3 : LES DÉTERMINANTS PROPRES À CHACUN DES PROFILS D'AGGLOMÉRATIONS ..	185

Bibliographie

TABLEAU 4-4 : RÉPARTITION DES DÉPLACEMENTS LOCAUX PAR TYPE DE LIAISON (JOUR DE SEMAINE)	196
TABLEAU 4-5 : ÉVOLUTION DE LA MOBILITÉ DEPUIS 1982	196
TABLEAU 4-6 : COMPOSITION DES AIRES URBAINES	197
TABLEAU 5-1 : FORMALISATIONS DE L'ALLOCATION DE TEMPS	221
TABLEAU 6-1 : TESTS DE NORMALITÉ DES DISTRIBUTIONS DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT ET DES RÉSIDUS ESTIMÉS	293
TABLEAU 6-2 : DISTRIBUTIONS DES RÉSIDUS ET DISTRIBUTIONS DES DURÉES	313
TABLEAU 6-3 : DISTRIBUTIONS OBTENUES PAR RESTRICTIONS DE LA DISTRIBUTION GAMMA GÉNÉRALISÉE	321
TABLEAU 6-4 : ESTIMATION DU MODÈLE DE COX– SÉLECTION STEPWISE	324
TABLEAU 6-5 : VRAISEMBLANCES DES MODÈLES ESTIMÉS SUR L'ENSEMBLE S3	326
TABLEAU 6-6 : STATISTIQUES DE TEST DU RAPPORT DE VRAISEMBLANCES	327
TABLEAU 6-7 : MODÈLE PARAMÉTRIQUE LOG-LOGISTIQUE	329
TABLEAU 6-8 : QUANTILES ESTIMÉS POUR UNE DISTRIBUTION LOG-LOGISTIQUE.....	331
TABLEAU 6-9 : RATIO DES SURVIES MÉDIANES ESTIMÉES ET EFFETS ESTIMÉS SUR LE TEMPS MÉDIAN ESTIMÉ	332

Table des Annexes

ANNEXE I -	ORIGINES DE LA STABILITÉ	379
ANNEXE II -	L'ENQUÊTE MÉNAGES DE LYON 1995	388
ANNEXE III -	LES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT DE L'ENQUÊTE-MÉNAGES DE LYON 1995	391
ANNEXE IV -	DÉFINITIONS DES VARIABLES	393
ANNEXE V -	COMPOSITION DE LA BASE MCD.....	395
ANNEXE VI -	DÉTERMINATION DES ÉLÉMENTS CONSTITUANT LA VALEUR DU TEMPS (CHAPITRE 5, P. 244)	401
ANNEXE VII -	RÉCAPITULATIF DES MODÈLES D'ALLOCATION DES TEMPS	403
ANNEXE VIII -	RÉCAPITULATIF DES MODÈLES DE DURÉES APPLIQUÉS À L'ANALYSE DES PROGRAMMES D'ACTIVITÉS.....	408
ANNEXE IX -	PRÉSENTATION DES MODÈLES DE DURÉES	413
ANNEXE X -	DÉMONSTRATIONS DES MODÈLES EXPONENTIEL, WEIBULL, LOG-LOGISTIQUE	442
ANNEXE XI -	PRÉSENCE D'ARRONDIS DANS LES TEMPS DE TRANSPORT DÉCLARÉS	447
ANNEXE XII -	RÉGRESSION MCO DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	448
ANNEXE XIII -	TEST DE NORMALITÉ DE LA DISTRIBUTION DES RÉSIDUS	450
ANNEXE XIV -	TEST DE NORMALITÉ DE LA DISTRIBUTION DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	451
ANNEXE XV -	HASARD ET SURVIE – ESTIMATION NON-PARAMÉTRIQUE	452
ANNEXE XVI -	TESTS D'ÉQUIVALENCE DES SURVIES	454
ANNEXE XVII -	RÉSIDUS DE COX-SNELL POUR L'ENSEMBLE S3	455
ANNEXE XVIII -	HASARDS PARAMÉTRIQUES ESTIMÉS.....	456
ANNEXE XIX -	ESTIMATION DU MODÈLE S3 AVEC UNE DISTRIBUTION LOG-NORMALE	457
ANNEXE XX -	ESTIMATION DU MODÈLE S3 AVEC UNE DISTRIBUTION GAMMA-GÉNÉRALISÉE	458

Table des matières

SOMMAIRE	v
INTRODUCTION GÉNÉRALE	1
PARTIE I LA CONJECTURE DE ZAHAVI	7
CHAPITRE 1 - DE LA LOI À L'HYPOTHÈSE DE STABILITÉ DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	9
Section I - La stabilité des budgets-temps de transport est-elle une loi ?	11
I. Une loi des comportements de mobilité ?	11
II. La stabilité n'est pas une loi – Réponses économiques	15
1. Les principes économiques invalidés par la stabilité	15
2. La rationalité de l'allocation de temps aux déplacements	16
3. Un niveau optimal de temps de transport	17
4. Les fondements microéconomiques de la stabilité de la demande de temps de transport	18
Section II - L'incompréhension des budgets-temps de transport	22
I. Les difficultés liées aux multiples définitions des analyses de Zahavi	22
1. Du temps de transport au budget-temps de transport	23
2. Le choix de l'unité d'observation du budget-temps de transport	24
3. Les types de déplacement	26
4. L'analyse agrégée ou désagrégée – hypothèse forte ou hypothèse faible des budgets-temps de transport	27
II. Les difficultés de la comparaison d'enquêtes	28
1. La méthode d'enquête	29
a) La nature de la relation enquêteur / enquêté	30
b) Le système déclaratif	30
2. Les biais de sélection	31
3. Les modes de transport	31
4. La mesure du temps de transport	32

5. Les espaces et les périodes observées	32
6. Les saisonnalités	32
Section III -La constance des budgets-temps de transport	34
I. L'analyse des durées de transport et analyse des durées d'activités	35
II. Les premiers regards sur les temps de transport	36
1. Les études des emplois du temps	36
2. Les études des coûts temporels de transport	39
III. Les budgets-temps de transport au niveau agrégé	40
1. Les durées d'usage quotidien par véhicule	40
2. Le temps de transport quotidien par personne	43
3. Les analyses agrégées	45
a) Budgets-temps de transport du monde (années 1960-1978)	46
b) Budgets-temps de transport du monde (années 1970-2000)	47
c) Budgets-temps de transport américains	50
d) Budgets-temps de transport japonais	51
e) Budgets-temps de transport français	52
CONCLUSION DU CHAPITRE 1	54
CHAPITRE 2 - L'HYPOTHÈSE FAIBLE DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	57
Section I - Les multiples régularités	58
I. L'analyse des budgets-temps de transport	59
1. La recherche de régularités	59
2. De la constance à la convergence des budgets-temps de transport avec la vitesse	61
II. Les régularités des budgets-temps de transport	64
1. Les variations en termes temporels – <i>trend</i> et saisonnalité	64
2. Les variations en termes spatiaux	66
a) Effet régional	66
b) Taille et densité de l'agglomération - structure urbaine	66
c) Type de zones	69

Table des matières

3. Les variations en termes de caractéristiques individuelles socio-économiques	70
4. Les variations en termes de programmes d'activités	74
III. L'illustration des régularités de Lyon	80
1. Les données et les méthodes	80
2. L'analyse des budgets-temps de transport	81
Section II - Les usages du budget-temps de transport	87
I. Le pouvoir de représentation et l'usage de la stabilité du budget-temps de transport moyen	87
II. Les compensations identifiées	89
1. L'ajustement par les déplacements	90
2. L'ajustement par les programmes d'activités	91
3. L'ajustement par les localisations	92
III. Le réinvestissement des gains de temps	94
1. La croissance de la mobilité et la croissance des vitesses	94
2. La dynamique temporelle de l'organisation urbaine	97
CONCLUSION DE LA PARTIE I	99

PARTIE II L’HYPOTHÈSE FORTE DE STABILITÉ DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	103
CHAPITRE 3 - L’OBSERVATION INTERNATIONALE	105
Section I - La base « Millenium Cities Database »	106
I. Présentation de la base de données	107
1. Un échantillon représentatif des villes du monde	107
2. Année de référence des données	107
3. Le contenu informationnel de la base	109
a) Délimitation des agglomérations	109
b) L’année d’observation	110
c) Décomposition d’indicateurs	110
d) Définitions des indicateurs	110
e) Méthodes d’enquêtes	110
II. Description des calculs effectués sur les indicateurs et leur limite	110
1. Les calculs des temps et des distances parcourues	111
2. Les limites de l’information délivrée par la base	112
3. Le cas des villes françaises	113
4. Les limites des indicateurs composés	114
5. L’absence de la marche à pied	115
Section II - L’analyse des budgets-temps de transport	116
I. L’hypothèse forte des budgets-temps de transport au niveau mondial en 1995	116
1. Des indicateurs pour définir la stabilité des budgets-temps de transport	118
2. Une typologie des agglomérations fondée sur la dispersion des budgets-temps de transport	124

II. Comparaison internationale – mise en évidence de profils d’agglomération	127
1. Les espaces de la mobilité	130
a) La structure urbaine et le contexte économique	130
b) Les systèmes de transport	133
2. Des mobilités contrastées	136
Section III - Les leviers sur la mobilité	139
I. Structuration de l’espace urbain et développement économique	140
1. Budgets-temps de transport et densités urbaines	140
2. PIB urbain, budget-temps de transport et distance parcourue	143
II. Les effets inattendus de la hausse des vitesses : dilatation des espaces et dilatation des temps de la ville extensive.	145
1. La mobilité de la ville – Le partage modal, le budget-temps de transport, la distance parcourue et la vitesse	145
2. La dilatation des espaces et des temps de la ville	147
III. Analyses multivariées	149
1. Modèle de régression linéaire	149
2. Analyse en composantes principales	152
CONCLUSION DU CHAPITRE 3	155
CHAPITRE 4 - UNE POLITIQUE DE LA GESTION DES TEMPS DE TRANSPORT	157
Section I - La gestion paradoxale des gains de temps	158
I. Vers une remise en question du réinvestissement des gains de temps	158
1. L’hypothèse de stabilité contrainte	158
2. L’hypothèse de stabilité fortuite	159
II. Le paradoxe de l’usage des vitesses	160
III. Une formalisation de la détermination du budget-temps de transport	161
1. L’arbitrage temporel du consommateur-voyageur	161
2. Une gestion des temps différenciée selon le profil urbain	162

3. L'attrait de la distance parcourue	164
Section II - Les politiques des transports urbains et les politiques urbaines interpellées	168
I. Deux visions complémentaires des mécanismes de la mobilité	169
II. Les politiques des transports urbains	172
1. Les outils des politiques des transports urbains	172
a) La tarification de l'usage des infrastructures et des accès aux centres-villes	172
b) La réglementation de l'accès au centre-ville	173
c) La régulation par la congestion	173
d) L'amélioration du système de transport en commun	174
2. Les limites des politiques des transports urbains	174
III. Les outils des politiques urbaines	177
1. La régulation de la mobilité	178
2. Des leviers de la part de marché des transports collectifs	180
IV. Les limites et lacunes de ces politiques	186
1. Les limites méthodologiques	187
2. Les limites d'acceptabilité et de transférabilité	190
Section III -Vers une politique de gestion des temps de transport : la vitesse, clé de l'organisation urbaine	192
I. Budget-temps de transport et vitesse : un couple qui fait et défait la ville	193
1. Le budget-temps de transport fait la ville	193
2. La vitesse défait la ville	195
II. Une politique de restriction des vitesses	200
1. Les politiques de régulation de la mobilité et la gestion des temps de transport	201
2. La régulation de la mobilité par la gestion des temps de transport	203
CONCLUSION DE LA PARTIE II	205

PARTIE III L'HYPOTHÈSE FAIBLE DE RÉGULARITÉ DES BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	211
CHAPITRE 5 - LA MODÉLISATION DES BUDGETS-TEMPS DES ACTIVITÉS	213
Section I - Le développement microéconomique de l'analyse des programmes d'activités	217
I. L'approche microéconomique classique	218
II. Les théories de l'allocation des temps	219
1. Les arguments de la fonction d'utilité	222
a) La fonction de production du ménage	222
b) La valeur subjective du travail	222
c) Les temps d'activités	224
d) Les coûts de transport et le choix modal	226
2. Le type de contrainte considérée	227
a) Les contraintes budgétaires et temporelles	227
b) Les contraintes technologiques - Relations entre activités et biens	229
Relations générales – Frontières et iso-courbes	229
Exemple de courbe d'iso-consommation	233
Exemples de courbe d'iso-activité	234
c) Interrelations entre les temps d'activités	235
3. L'allocation des temps et les valeurs des temps	237
a) La valeur du temps en tant que ressource	239
b) La valeur du temps économisé sur une activité	240
c) La valeur du bien économisé associé au temps d'activité	242
4. L'introduction des relations entre les durées d'activités	242
Section II - Les modèles d'allocation du temps	246
I. Les modèles à budgets-temps flexibles	249
1. Le modèle UMOT	249
a) Les cas à un seul budget de transport	252
b) Le cas à deux budgets de transport	253

2. Le modèle de Kraan (1997)	255
II. Modèles d'allocation des temps	259
1. Allocation du temps en parts relatives du temps disponible	259
2. Modèle de choix discret-continu appliqué à l'allocation du temps	260
3. Estimation des fonctions de demande par l'identité de Roy	264
4. Estimation des fonctions de demande en termes de parts relatives du temps disponible	267
Section III - Les modèles économétriques de l'allocation des temps	273
I. Les quatre principaux modèles économétriques des durées d'activités	274
II. Les modèles de durées appliqués aux programmes d'activités	276
1. Les modèles de durées en transport	277
a) Modèles de durées et durées d'activité	278
Durées à domicile entre deux activités hors-domicile	278
Durées des activités hors-domicile	279
Durées avant la réalisation d'une activité – choix des horaires de participation	282
Durées d'activités et probabilités de transition entre activités : modèles à risques concurrents	282
b) Durées inter-épisodes	284
c) Durées entre la planification et l'exécution d'une activité	286
CONCLUSION DU CHAPITRE 5	287
CHAPITRE 6 - UN MODÈLE DE DURÉES APPLIQUÉ AUX BUDGETS-TEMPS DE TRANSPORT	289
Section I - Les modèles de durées – Principes généraux et estimation non-paramétrique	291
I. La pertinence des modèles de durées pour l'analyse des données de durées	291
1. Les particularités des données de durées	291
2. Modélisation de la probabilité conditionnelle d'interruption	294

II. Principes généraux	295
1. Caractérisation de la distribution des durées et de la dynamique temporelle	296
a) Spécification de la distribution des durées	296
b) Dynamique temporelle – fonction de hasard	297
c) Interprétation du hasard et de la survie	298
Section II - L'estimation non-paramétrique	299
I. La méthode d'inférence non-paramétrique	299
1. La survie médiane résiduelle estimée	301
2. Tests d'équivalence des survies selon les classes	301
II. Résultats de l'estimation non-paramétrique	302
Section III - Les modèles de régression paramétrique	310
I. Les modèles à hasards proportionnels	310
a) Forme générale	310
b) Interprétation des coefficients	311
II. Les modèles à durée de vie accélérée - Modèle log-linéaire	312
a) Forme générale	312
b) Interprétation des coefficients	315
III. Les méthodes d'estimation	315
1. Estimation paramétrique par le maximum de vraisemblance	316
2. Estimation semi-paramétrique du modèle à hasards proportionnels	317
IV. Diagnostique graphique sur la forme du hasard à partir du hasard intégré	319
V. Qualité d'ajustement	320
1. Résidus de Cox-Snell	320
2. Test du rapport de vraisemblances	321
VI. Estimation des quantiles	322

Section IV - L'estimation semi-paramétrique – Modèle de Cox	322
Section V - L'estimation paramétrique	325
CONCLUSION DE LA PARTIE III	334
CONCLUSION GÉNÉRALE	339
BIBLIOGRAPHIE GÉNÉRALE	345
Bibliographie de la Partie I	345
Bibliographie de la Partie II	354
Bibliographie de la Partie III	364
Bibliographie de l'Annexe I	374
Bibliographie de l'Annexe II	375
Bibliographie de l'Annexe IX	375
ANNEXES	377
TABLE DES ILLUSTRATIONS	461
Liste des tableaux	465
TABLE DES ANNEXES	467
TABLE DES MATIÈRES	468

L'allocation du temps au transport

De l'observation internationale des budgets-temps de transport aux modèles de durées

Résumé

Les budgets-temps de transport sont réputés stables depuis plusieurs décennies. Etablie sur les travaux fondateurs de Zahavi, cette conjecture suppose que la moyenne par agglomération des temps quotidiens de transport est d'une durée invariable d'une heure. 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 passer moins de temps dans les transports, mais pour aller plus loin. Ensuite, rapportées au comportement individuel d'allocation des temps, les gains de temps n'ont pas été consacrés à d'autres activités. La mise en cause progressive de cette conjecture nous conduit à une démarche en trois temps. Tout d'abord, la première partie redéfinit le sens de la proposition de Zahavi et précise la portée novatrice de sa vision des comportements de mobilité. Dans un second temps, notre comparaison internationale des budgets-temps de transport met l'accent sur l'articulation des espaces-temps offerts par la ville. Elle semble indiquer un réinvestissement et un probable surinvestissement des gains de temps en transport supplémentaire. Tous deux attirent l'attention sur les limites des politiques urbaines et des transports en matière de régulation des mobilités et du développement urbain. Le troisième temps traite de la substitution attendue entre les temps de transport et d'activités, qui soulève la question des relations entre les durées d'activités et celle de la représentation de la demande dérivée de transport. Notre analyse de la dimension temporelle de la mobilité individuelle soumet l'idée selon laquelle le choix du temps de transport relève à la fois du coût d'accès aux opportunités et de l'activité en soi. Un modèle microéconomique de l'allocation des temps aux activités est proposé afin d'intégrer le double rôle du temps de transport. Puis, un modèle de durées est appliqué aux budgets-temps de transport de Lyon. Il révèle l'influence d'attributs individuels, les relations avec les budgets-temps des autres activités et il caractérise la dynamique temporelle du processus de mobilité.

Mots-Clés

Budgets-temps de transport ; allocation du temps ; comparaison internationale ; modèle de durées

Allocation of time to travel

From the international observation of travel-time budgets to the duration models

Abstract

Travel Time Budgets are known to be stable over decades. This conjecture is established on the Zahavi's studies and supposes that the mean daily travel time of a city is a constant amount of one hour. This stability suggests a paradoxical management of travel time savings at two levels. First, at urban level, increase in speed are not used to save time on travel but to extend travelled distances. Second, regarding about the individual behaviour of time allocation, the time savings are not spent on other activities. The progressive questioning of this conjecture leads us to a three steps approach. The first part redefines the sense of the Zahavi's proposition and specifies his innovative view of mobility behaviour. In the second part, the international comparison of travel time budgets explores the structuring of the urban space-times. It seems to indicate the reinvestment and a likely over-investment of travel time savings in supplementary travel. It leads to the limit of the urban and transport policy in terms of regulation of mobility and urban sprawl. The third part deals with the expected substitution between travel time and activity time and question their relationships and the way to represent the derived demand of travel. Our analysis of the temporal dimension of the individual mobility is based on the idea that the choice of travel time is both an access cost to activity and an activity in itself. A microeconomic model is proposed to integrate the double role of travel time. And a duration model is estimated for the travel time budgets of Lyon. It reveals the influential variables relative to the individual attributes, it indicates relationships with other activities duration and characterises the temporal dynamics of the travel time process.

Keywords

Travel time budgets ; allocation of time to travel ; international comparison ; duration model

Laboratoire d'Economie des Transports, ISH, 14 avenue Berthelot, 69363 Lyon Cedex 07