HAL
open science

Mobilité quotidienne des actifs résidant en zones urbaines sensibles et accès à l'emploi : Une analyse économétrique à partir de l'Enquête Ménages Déplacements de Lyon

Louafi Bouzouina, Nathalie Havet, Pascal Pochet

To cite this version:

Louafi Bouzouina, Nathalie Havet, Pascal Pochet. Mobilité quotidienne des actifs résidant en zones urbaines sensibles et accès à l'emploi : Une analyse économétrique à partir de l'Enquête Ménages Déplacements de Lyon. 2015. halshs-01143900

HAL Id: halshs-01143900

https://shs.hal.science/halshs-01143900v1

Preprint submitted on 20 Apr 2015

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.

GATE LYON SAINT-ÉTIENNE
UMR 5824

93, chemin des Mouilles
69130 Ecully - France

Maison de l'Université, Bâtiment B
10, rue Tréfilerie
42023 Saint-Etienne cedex 02 - France

http://www.gate.cnrs.fr
gate@gate.cnrs.fr

WP 1511 – April 2015

Mobilité quotidienne des actifs résidant en zones urbaines sensibles et accès à l'emploi : Une analyse économétrique à partir de l'Enquête Ménages Déplacements de Lyon

Louafi Bouzouina, Nathalie Havet, Pascal Pochet

Abstract:

Alors que le désenclavement des zones urbaines sensibles est l'un des objectifs de la politique de la ville, visant notamment à favoriser l'accès à l'emploi, très peu travaux s'intéressent à l'analyse des pratiques de mobilité de leurs habitants. En se focalisant sur la population des actifs de l'aire urbaine de Lyon, l'objectif de cet article est de tester l'impact du lieu de résidence, à travers la distinction ZUS/non ZUS, sur leur mobilité quotidienne et celle liée au travail en particulier. L'analyse repose sur la dernière Enquête Ménages Déplacements lyonnaise (2006) enrichie d'autres sources de données spatialisées. Les résultats des modèles multivariés montrent que le fait d'habiter un quartier ZUS réduit le nombre de déplacements des actifs, mais aussi leur distance et leur temps au quotidien. En revanche, quand il s'agit de la seule mobilité domicile-travail, les actifs de ces quartiers sont amenés à parcourir de plus longues distances. Ces résultats laissent entrevoir les difficultés spécifiques des actifs dans les zones urbaines défavorisées en matière de mobilité quotidienne et d'accès à l'emploi et aux aménités.

Keywords:
Mobilité quotidienne, domicile-travail, actifs, ZUS, Enquête ménages déplacements, spatial mismatch, facteurs individuels, facteurs contextuels, modélisation économétrique.

JEL codes:
R41, J48, R12

Working Paper

Mobilité quotidienne des actifs résidant en zones urbaines sensibles et accès à l'emploi : Une analyse économétrique à partir de *l'Enquête Ménages Déplacements* de Lyon[♦]

Louafi Bouzouina[+], Nathalie Havet[*] et Pascal Pochet[£]

Résumé

Alors que le désenclavement des zones urbaines sensibles est l'un des objectifs de la politique de la ville, visant notamment à favoriser l'accès à l'emploi, très peu travaux s'intéressent à l'analyse des pratiques de mobilité de leurs habitants. En se focalisant sur la population des actifs de l'aire urbaine de Lyon, l'objectif de cet article est de tester l'impact du lieu de résidence, à travers la distinction ZUS/non ZUS, sur leur mobilité quotidienne et celle liée au travail en particulier. L'analyse repose sur la dernière *Enquête Ménages Déplacements* lyonnaise (2006) enrichie d'autres sources de données spatialisées. Les résultats des modèles multivariés montrent que le fait d'habiter un quartier ZUS réduit le nombre de déplacements des actifs, mais aussi leur distance et leur temps au quotidien. En revanche, quand il s'agit de la seule mobilité domicile-travail, les actifs de ces quartiers sont amenés à parcourir de plus longues distances. Ces résultats laissent entrevoir les difficultés spécifiques des actifs dans les zones urbaines défavorisées en matière de mobilité quotidienne et d'accès à l'emploi et aux aménités.

Abstract: Daily mobility of workers living in deprived urban areas and job access: an econometric analysis from the Household Travel Survey of Lyon

While physically opening up "sensitive" urban areas (called ZUS) is an objective of the French urban policy in order to increase job opportunity access, few papers have studied the mobility practices of their residents. By focusing on the labor force of the urban area of Lyon, our study aims to test the effect of the residential neighborhood (with ZUS versus without ZUS) on the daily mobility and on commuting. The analysis is based on the Household Travel Survey administered in the Lyon urban area in 2006, enriched with contextual indicators extracted from geographical databases. Results of multivariate models show that living in a ZUS reduces not only the number of workers' trips but also their daily travel distance and travel time. By contrast, when we restrict our analysis to commuting, workers living in ZUS travel longer distances than their counterparts living in neighborhoods without ZUS. These results give some indications of the specific difficulties encountered by the working population living in deprived urban areas, as far as daily mobility and access to employment and amenities are concerned.

Mots clefs : Mobilité quotidienne, domicile-travail, actifs, ZUS, Enquête ménages déplacements, spatial mismatch, facteurs individuels, facteurs contextuels, modélisation économétrique.

Keywords: daily mobility, commuting, workers, sensitive urban zones (ZUS), Household Travel Survey, spatial mismatch, individual factors, contextual factors, econometric models.

Classification *JEL* : R41, J48, R12.

[♦] Les auteurs tiennent à remercier le Syndicat mixte des Transports pour le Rhône et l'Agglomération Lyonnaise (SYTRAL) pour la mise à disposition des données de *l'Enquête Ménages Déplacements*. Les opinions exprimées et les analyses développées dans cet article restent néanmoins propres aux auteurs.

[+] Laboratoire d'Economie des Transports, ENTPE, Université de Lyon, CNRS, Rue Maurice Audin, 69 518 VAUX-EN-VELIN Cedex. Tél : 04 72 04 72 38. Fax : 04 72 04 70 92. E-mail : louafi.bouzouina@entpe.fr.

[*] Université de Lyon, Lyon, F-69007, France ; CNRS, GATE Lyon-Saint Etienne, Ecully, F-69130, France, Université Lyon 2, Lyon, F-69007, France. GATE : 93, chemin des Mouilles B.P. 167 69131 ECULLY. Tél : 04 72 86 60 83. Fax : 04 72 86 60 90. E-mail: havet@gate.cnrs.fr.

[£] Laboratoire d'Economie des Transports, ENTPE, Université de Lyon, CNRS, Rue Maurice Audin, 69 518 VAUX-EN-VELIN Cedex. Tél : 04 72 04 77 41. Fax : 04 72 04 70 92. E-mail : pascal.pochet@entpe.fr.

INTRODUCTION

A partir des années 1980, des mesures de discrimination positive territoriale ont été instaurées, aux Etats-Unis comme en Europe, devant le constat que le territoire était un reflet des disparités socioéconomiques. Elles ont en effet été motivées par la reconnaissance d'inégalités territoriales persistantes telles que la ségrégation urbaine, la ségrégation scolaire, les inégalités devant l'emploi ou l'accès au logement (Maguain [2006]). Dans cette logique, la France a par exemple mis en place au début des années 1980 des *zones d'éducation prioritaires* (ZEP), destinées à allouer des moyens supplémentaires aux établissements scolaires de certains quartiers défavorisés à faibles réussites scolaires. Les politiques prioritaires de discrimination positive territoriale n'ont ensuite cessé de prendre de l'ampleur en France. Au croisement de l'aménagement du territoire, de la politique de la ville et de l'accompagnement des mutations économiques, plusieurs dispositifs zonés géographiquement se sont accumulés pour répondre aux difficultés spécifiques de certains territoires. Leurs objectifs étaient non seulement de promouvoir le développement économique de ces zones en y favorisant l'implantation d'entreprises et l'embauche de salariés y résidant, mais aussi d'accroître la mixité sociale en ciblant le bâti, l'habitat ou l'école (Bouzouina [2008]). En particulier, dans le cadre du « Pacte de relance pour la ville », 751 zones urbaines ont été classées sensibles (ZUS) en 1996, car elles cumulaient de nombreux handicaps : chômage de masse, précarité, habitat dégradé ou encore faible accès aux services publics. Elles ont alors bénéficié de dispositifs d'exonérations fiscales et sociales dont le nombre et l'intensité étaient graduellement croissants avec les difficultés économiques de la zone, pour que les entreprises décident de s'y implanter[1] (Havet [2012]).

Ces politiques ciblées sur des quartiers prioritaires ont trouvé leur justification théorique dans des travaux d'économie géographique consacrés au *mauvais appariement spatial* (*spatial mismatch*) qui s'insèrent dans une littérature plus vaste et plus abondante sur *les effets de quartier*[2]. Selon cette littérature, le comportement des individus et leurs performances sont influencés par le quartier dans lequel ils vivent : le quartier défavorisé pénalise ses habitants, par sa composition socio-économique, sa réputation ou sa situation géographique par rapport aux ressources de la ville, à travers des effets de pair et de contagion, des effets de stigmatisation ou des effets d'enclavement (Friedrichs, Galster et Musterd [2003]). L'hypothèse du mauvais appariement spatial, développée initialement par Kain [1968] et ensuite confirmée empiriquement à plusieurs reprises (Ihlanfeld et Sjosquist [1990], Raphael [1998], Weinberg [2000], Ong et Miller [2005], Johnson [2006]), décrit l'effet combiné de la ségrégation résidentielle et de la restructuration économique des dernières décennies sur l'accès des populations pauvres, et plus particulièrement des Afro-américains, aux opportunités d'emplois. L'argument central est que les populations pauvres et les minorités ethniques résidant dans les quartiers centraux des grandes métropoles étasuniennes ont une accessibilité beaucoup plus limitée aux emplois et aux informations concernant le marché du travail en raison de leur concentration dans des zones ségréguées offrant peu d'emplois dans leurs environs (McLaffety et Preston [1996]). Ce désajustement spatial entre les quartiers de résidence des populations pauvres et les lieux d'emploi résulte de l'effet conjoint du déplacement de nombreux emplois des centres-villes vers les banlieues aux Etats-Unis (Holzer [1991]) et de la forte dépendance des populations pauvres au transport

[1] Le Pacte de relance pour la ville a notamment distingué parmi les zones urbaines sensibles plusieurs catégories : les *zones de redynamisation urbaine* (ZRU) et les *zones franches urbaines* (ZFU), qui n'étaient pas éligibles aux mêmes dispositifs d'allégements.

[2] Pour une revue de la littérature sur les effets de quartier, voir par exemple Bouzouina [2008].

public qui n'assure pas de bonnes connexions entre les quartiers centraux et les quartiers périphériques[3]. Certains auteurs considèrent même que le problème du mauvais appariement spatial est avant tout un problème d'accessibilité soit à l'automobile, soit à un transport public efficace (Taylor et Ong [1995], Sanchez [1999], Patacchini et Zenou [2005], Ong et Miller [2005], Grengs [2010]). On parle alors de *modal mismatch*. Le faible taux de possession d'automobiles des ménages pauvres les contraint *de facto* à l'utilisation des transports en commun, qui présentent d'importants désavantages : un temps de trajet habituellement plus long pour un même déplacement, une moindre flexibilité en raison des horaires de transport, ce qui peut être particulièrement problématique pour les travailleurs à temps partiel ou à horaires atypiques, moins de commodité et de confort et surtout une offre peu efficiente voire inexistante entre certaines origines et certaines destinations (Grengs [2010]).

Bien que la configuration de l'espace urbain se différencie assez nettement du cas américain tant du point de vue de la localisation des emplois que de la localisation des populations, les arguments théoriques du mauvais appariement spatial peuvent être transposés à la France en reprenant l'idée qu'il est dommageable pour les travailleurs d'être physiquement éloignés des lieux d'emploi. Néanmoins, la spécificité des travaux empiriques français est que contrairement aux études américaines ils cherchent à comprendre l'existence d'un taux de chômage beaucoup plus élevé à la périphérie des grandes villes (dans les banlieues) et non en centre-ville (Bouabdallah, Cavaco et Lesueur [2002], Gaschet et Gaussier [2003, 2005], Gobillon et Selod [2007], Duguet, L'Horty et Sari [2009], Korsu et Wenglenski [2010], Gobillon, Magnac et Selod [2011]). En effet, l'éloignement, d'une part, rend les possibilités de prospection d'emploi difficiles du fait d'un accès réduit aux canaux d'information sur les emplois vacants et d'une plus grande méconnaissance des employeurs potentiels (Ilhanfeldt [2007]). D'autre part, l'éloignement accroît les coûts directs de recherche d'emploi et réduit l'attractivité des emplois prospectés en raison des coûts anticipés des migrations alternantes. Le coût de déplacement domicile-travail attendu augmente le salaire de réserve des individus éloignés des emplois et donc allonge leur durée de chômage et réduit leurs chances de décrocher un emploi stable. Ces individus peuvent effectivement accepter un emploi précaire moins bien rémunéré mais situé à proximité de leur domicile (Brueckner et Martin [1997], Ortega [2000], Coulson, Laing et Wang [2001], Bouabdallah, Cavaco et Lesueur [2002], Brueckner et Zenou [2003]). Parallèlement, les entreprises peuvent anticiper un effort des salariés potentiels inversement proportionnel à la distance domicile-travail, ce qui peut les conduire à définir une frontière spatiale (*redlining*) au-delà de laquelle elles écarteraient d'emblée les candidatures. Les employeurs pourraient effectivement discriminer à l'embauche les candidats résidant loin des entreprises car ils considèrent que la distance rend les travailleurs peu productifs : elle accroît le risque d'absentéisme, de retard et de fatigue des employés sur leur lieu de travail (Zénou [2002]). Ce processus joue bien évidemment en défaveur des résidents des quartiers les plus éloignés des pôles d'emplois les plus denses. Toutefois, ces impacts peuvent être modulés selon les conditions d'accès aux moyens de transport. Ainsi, l'éloignement des zones d'emploi affecte l'efficacité de la recherche en réduisant les opportunités d'appariement. En outre, cette réduction engendre une concurrence accrue pour les emplois accessibles pour les résidents de ces zones, ce qui limite l'accès à l'emploi d'une partie des individus et en particulier des moins qualifiés (Raphael [1998], Hellerstein, Neumark et McInerney [2008]). C'est pourquoi, les travaux empiriques français confirment qu'habiter un quartier pauvre et éloigné des zones denses en emplois, comme les zones urbaines sensibles, renforce la probabilité d'être au chômage et constitue

[3] Voir Gobillon, Selod et Zenou [2007] et Domingues Dos Santos, L'Horty et Tovar [2010] pour des revues récentes de la littérature théorique et empirique sur le spatial mismatch.

ainsi une source d'inégalités et d'exclusion sociales, d'où la nécessité d'actions politiques « correctrices » donnant la priorité à ces quartiers.

Pour lutter contre le mauvais appariement spatial, trois stratégies peuvent être envisagées : 1) rapprocher les lieux de résidence des concentrations d'emplois, 2) rapprocher les emplois des lieux de résidence et 3) augmenter la mobilité des travailleurs. La première approche, essentiellement mise en œuvre aux Etats-Unis, vise à favoriser l'installation de la main d'œuvre peu qualifiée dans les zones où les opportunités d'emplois sont importantes, notamment via des allocations logement et la construction de logements locatifs abordables en banlieue (Gobillon, Selod et Zenou [2007]). La deuxième approche consiste à favoriser l'installation d'entreprises dans les quartiers affichant des taux de chômage élevés, et ce, en leur proposant des incitations fiscales. Ces dispositifs ont largement été utilisés en France avec la mise en place à partir de 1996 de deux niveaux supplémentaires de quartiers prioritaires par rapport aux zones urbaines sensibles (ZUS) : les *zones de redynamisation urbaine* (ZRU) et les *zones franches urbaines* (ZFU). Les 44 premières ZFU ont été désignées parmi 436 ZRU, elles-mêmes sélectionnées parmi 757 ZUS. Une deuxième vague de 41 ZFU a été créée en 2004 à laquelle se sont ajoutées 15 nouvelles ZFU en 2006. Pour qu'une zone urbaine sensible puisse acquérir le statut de ZFU, elle devait en général être un quartier défavorisé de plus de 10 000 habitants présentant des problèmes économiques et sociaux graves. Ces difficultés étaient mesurées par des critères objectifs tels que le taux de chômage, la proportion de jeunes de moins de 25 ans, la proportion d'individus sans diplôme et le potentiel fiscal par habitant de la commune. Au sein de ces zones franches, les établissements bénéficient pour une durée de cinq ans d'exonérations de charges patronales, d'impôts sur les sociétés, de taxes professionnelles et de taxes foncières (Rathelot et Sillard [2008], Havet [2012]). Or, les conclusions des travaux sur l'efficacité économique des ZFU sont mitigées : leurs résultats mettent en doute la capacité de tels dispositifs d'améliorer durablement l'économie locale des zones territoriales ciblées. Les effets positifs de l'emploi semblent relativement modestes comparativement aux coûts et surtout transitoires car ils reflètent essentiellement des effets d'aubaine et d'éviction (voir Havet [2012] pour une revue détaillée de ces travaux).

Enfin, la troisième stratégie pour réduire le mauvais appariement spatial est de mettre en place de véritables politiques de transport urbain afin de diminuer les coûts de déplacement des travailleurs - tant du point de vue de la distance, du temps et du coût monétaire - en connectant la zone centrale à la périphérie (*reverse commuting*). Dans cette logique, la France a réaffirmé à plusieurs reprises et via plusieurs outils législatifs (loi sur l'air et l'utilisation rationnelle de l'énergie (LAURE) de 1996 rendant obligatoire la réalisation de *Plans de Déplacements Urbains* (PDU), la loi relative à la solidarité et au renouvellement urbain (SRU) en 2000 ou le *Plan Espoir Banlieues* en 2008) que le développement des transports publics était indispensable pour mobiliser efficacement les autres volets d'action de la politique de la ville et en particulier ceux en faveur de l'insertion des habitants des quartiers sensibles. Par exemple, depuis 2002, l'Etat a apporté un soutien financier à des projets de développement de services de transport complémentaires avec pour objectif, l'adaptation et la diversification de l'offre pour les habitants des quartiers prioritaires. Ce programme, lancé par les ministères de l'Équipement et de la Ville, ciblait des besoins de déplacement trop faibles pour des modes d'exploitation classiques, mais dont la satisfaction revêtait une forte utilité sociale et prévenait ou compensait des situations d'exclusion (amélioration de la desserte de zones économiques à horaires décalés, amélioration des services de bus en soirée et le dimanche, l'extension de réseau de bus, *etc.*). Par ailleurs, l'Etat a incité les autorités organisatrices de transport à adapter leurs systèmes tarifaires à la précarité financière des ménages les plus modestes. Depuis les années 90, des tarifications spécifiques pour les

personnes sans emploi ou en difficultés ont été instaurées sous la forme de gratuité ou de fortes réductions tarifaires (Mignot [2008]). De plus, un certain nombre de quartiers de la politique de la ville ont bénéficié de l'effort d'investissement en transport collectif engagé par les autorités organisatrices.

Toutefois, alors que dans le cadre des politiques de la ville et des opérations de rénovation urbaine, le désenclavement des quartiers reste un enjeu prioritaire (ONZUS [2011]), très peu de travaux se sont intéressés à l'analyse de la mobilité des habitants des ZUS et à l'évaluation de leur accessibilité. En particulier, la mobilité ne fait pas partie des indicateurs récurrents dont l'évolution est suivie par l'Observatoire National des Zones Urbaines Sensibles (ONZUS) depuis sa création en 2003. Ainsi, la thèse de l'enclavement physique des ZUS n'est pas démontrée aujourd'hui. Bouzouina, Cabrera Delgado et Emmerich [2014] montrent ainsi, pour le cas de la banlieue lyonnaise, que l'évolution de l'accessibilité à l'emploi en transport collectif urbain a été largement favorable aux quartiers les plus défavorisés. Sur cet exemple, les habitants des ZUS semblent désormais avoir la possibilité de quitter leur lieu de résidence et donc les situations d'enfermement semblent plus rares. Néanmoins, le consentement à payer pour l'accessibilité est plus important chez les ménages des quartiers pauvres par rapport aux ménages des quartiers riches situés à la même couronne (Kryvobokov et Bouzouina [2014]), d'une part, et les catégories modestes de ces quartiers restent pénalisées par la périurbanisation des emplois faiblement qualifiés, d'autre part. Selon la littérature, force est de constater que l'offre de transport, d'un point de vue spatio-temporel, reste encore défaillante au regard des besoins spécifiques des habitants, davantage exposés aux horaires de travail atypiques (décalés ou hachés dans la journée) et à l'emploi industriel et de services back-office de périphérie (Bouzouina, Cabrera Delgado et Emmerich [2014]). En outre, plusieurs études récentes ont mis en évidence le moindre accès des habitants des ZUS à la voiture, qui engendrerait une mobilité plus restreinte (Fleury *et al.* [2010], Haddak *et al.* [2011], Licaj *et al.* [2012]). Non seulement, la détention de permis de conduire serait moins élevée dans les zones urbaines sensibles, mais les jeunes détenteurs de permis de ces quartiers utiliseraient significativement moins la voiture que les autres jeunes, toutes choses étant égales par ailleurs. Leurs pratiques de mobilité semblent être dans la continuité, une fois adulte de celles qu'ils avaient adolescents puisque Oppenchaim [2009] a montré que la mobilité des adolescents était plus centrée sur le quartier lorsqu'ils résidaient en ZUS avec un usage plus fréquent de la marche à pied, un usage plus précoce des transports collectifs et une moindre utilisation de la voiture comme passager.

L'objectif de cet article est de compléter cette littérature, qui était essentiellement centrée sur les jeunes. Nous proposons ici d'analyser les pratiques de mobilité quotidienne des actifs résidents en ZUS, en se basant sur la dernière *Enquête Ménages Déplacements* lyonnaise (2006). Nous chercherons à savoir si les niveaux de mobilité (nombre de déplacements, distance, durée) sont différents pour les résidents de ces quartiers. S'il y a des différences observées, sont-elles liées d'abord à la situation individuelle des personnes, et dans quelle mesure les caractéristiques des quartiers de résidence contribuent-elles à ces difficultés ? Pour cela, nous modéliserons, à l'aide de spécifications économétriques — modèle binomial négatif et Tobits bivariés —, les niveaux de mobilité tous motifs de déplacements confondus et pour motif de travail.

L'originalité de notre étude empirique concerne un double aspect : la mise en perspective des déplacements domicile-travail avec la mobilité tous motifs et la prise en compte simultanée de déterminants jouant à plusieurs niveaux (individuels, du ménage et du quartier de résidence). Contrairement à de nombreuses études récentes, nous ne nous sommes pas restreints aux seuls déplacements pour motif professionnel. La comparaison des

déterminants de la mobilité domicile-travail et tous motifs vise à mettre en évidence d'éventuelles spécificités des déplacements pour raison professionnelle dans la mobilité quotidienne, d'une part, et de faire émerger des contraintes de mobilité propres à certaines catégories d'actifs, notamment ceux résidant dans un quartier défavorisé. Par ailleurs, l'analyse proposée tient compte simultanément de facteurs au niveau de l'individu, de son ménage et de son quartier de résidence afin de savoir s'il existe un effet propre au fait d'habiter en ZUS sur la mobilité des actifs. Cette prise en compte de déterminants de nature différente permet de s'intéresser à une question encore peu explorée, c'est-à-dire l'effet propre du quartier ZUS une fois purgés les effets de l'accessibilité et de forme urbaine locale (densité, spécialisation fonctionnelle, taux d'urbanisation, aménités). Toutefois, cette analyse intégrant des facteurs micro et du quartier de résidence n'a pu être réalisée qu'au prix d'un travail important d'enrichissement et d'appariement de *l'Enquête Ménages Déplacements* avec plusieurs autres sources de données spatiales (BD Topo de l'IGN, fichiers SIRENE, recensement de la population de l'INSEE) afin de construire des indicateurs d'accessibilité et de forme urbaine pour chaque quartier. Seule la mobilisation de caractéristiques suffisamment détaillées pour le quartier de résidence permet d'apporter une réponse adéquate aux questions posées.

La suite de cet article est organisée comme suit. La section 2 décrit les bases de données utilisées, la méthode et l'échelle adoptées pour caractériser finement les zones de résidence, et les indicateurs de mobilité. Elle présente aussi quelques résultats descriptifs. La section 3 détaille les méthodes économétriques choisies pour identifier les déterminants des indicateurs de mobilité. Enfin, les résultats des estimations seront commentés dans la section 4.

DONNEES ET ECHELLES D'ANALYSE

L'analyse de la mobilité des actifs se fait à partir de la dernière *Enquête Ménages Déplacements* lyonnaise (2006). Réalisée sur un périmètre qui dépasse l'aire urbaine (Figure 1), cette enquête fournit plusieurs informations sur les déplacements quotidiens, sur les caractéristiques des individus et de leurs ménages, avec une référence spatiale au lieu de résidence relativement fine. C'est à cette échelle, appelée *zone fine de tirage*, que se fait la distinction entre les quartiers avec ZUS et les quartiers sans ZUS de l'aire urbaine de Lyon, ainsi que la mobilisation des autres sources de données spatiales.

Données : Une Enquête *Ménages Déplacements* enrichie

L'Enquête Ménages Déplacements de Lyon (2006)

Les *Enquêtes Ménages Déplacements* (EMD) représentent la principale source statistique pour l'analyse des pratiques de mobilité quotidienne en milieu urbain et leurs conséquences économiques, sociales et environnementales. Etablies sur la base d'une procédure standard contrôlée par la Direction technique Territoires et ville du CEREMA (ex CERTU), ces enquêtes sont réalisées de manière régulière – tous les 10 ans environ – sur la plupart des grandes agglomérations françaises et constituent ainsi un outil indispensable d'élaboration et d'évaluation des politiques de transport urbain.

Le ménage constitue l'unité statistique d'observation dans l'EMD. Toutes les personnes de cinq ans et plus appartenant à ce ménage sont interrogées sur leurs déplacements réalisés la veille du jour de l'enquête. Un déplacement est défini comme un changement de lieu pour effectuer une activité à destination, impliquant l'usage d'un ou plusieurs modes de transports, incluant la marche à pied. L'enquête se déroule du mardi au samedi et ne prend pas en compte la mobilité de la fin de la semaine. Les données recueillies concernent non seulement les principales caractéristiques socio-économiques des ménages et des personnes mais aussi leurs déplacements tels que l'origine et la destination, le motif, le(s) mode(s) utilisé(s) ou encore les horaires de départ et d'arrivée qui permettent de déduire la durée. Ces données sont disponibles à une échelle spatiale fine, appelée zone fine de tirage, ce qui permet de produire d'autres informations telles que la distance parcourue dans chaque déplacement. La zone fine de tirage, dont la taille est plus large que celle de l'IRIS et relativement proche du Grand Quartier de l'INSEE, est la référence spatiale la plus fine du lieu de résidence dans l'EMD.

L'échantillon de l'EMD lyonnaise est de 11 229 ménages totalisant 25 656 personnes de cinq ans et plus et 96 250 déplacements. Les fichiers de l'EMD ont été enrichis avec d'autres sources de données afin de caractériser le quartier en termes de population, d'activités, d'usage du sol et d'accessibilité.

Redressement de l'EMD 2006

Les coefficients de redressement de l'EMD ont été réalisés de manière à s'assurer que le nombre de personnes des zones de tirage correspondait à celui du recensement. Ce redressement simple ne garantit toutefois pas que les distributions des variables sociodémographiques explicatives des comportements de mobilité soient identiques aux distributions observées dans le recensement. Afin de garantir une meilleure représentativité à la fois quantitative et qualitative des ménages sélectionnés et d'effectuer des analyses spatiotemporelles à des échelles fines, un travail récent (Toughrai *et al.*, [2013]) a proposé un nouveau redressement de l'EMD lyonnaise à partir des données du recensement de la population disponibles à la même date (2006). Ce travail a produit de nouveaux coefficients en s'appuyant sur la méthode de « calage sur marge » de l'INSEE, qui consiste à caler les marges de certaines variables de l'échantillon de l'EMD sur leurs marges dans le recensement de la population. Les statistiques descriptives présentées en section 3 sont calculées avec ces nouveaux poids. Ainsi, 871 000 ménages et 1 946 000 personnes résident au sein du périmètre de l'EMD en 2006. Ils réalisent environ 7 200 000 déplacements par jour.

Appariement avec d'autres données spatiales et construction d'indicateurs d'accessibilité et de forme urbaine

L'EMD a été enrichie par d'autres sources de données spatiales pour construire des indicateurs d'accessibilité et de formes urbaines de chaque quartier. Plusieurs études (Stead et Marshall [2001], Ewing et Cervero [2001], Veneri [2010]) ont en effet mis en évidence le rôle complémentaire sur les comportements de mobilité de la forme urbaine par rapport aux déterminants plus usuels de nature socio-économique (revenu, composition du ménage, *etc*). Par exemple, Ewing et Cervero [2001] trouvent un effet négatif de la densité de la population sur la distance parcourue. De même, nous pouvons nous attendre à ce que la spécialisation fonctionnelle du quartier de résidence, mesurée par le ratio emplois sur actifs, diminue la distance parcourue mais favorise les modes de déplacent doux (marche à pied, transports en commun) pouvant accroître les temps de trajet. De manière plus évidente, la proximité du

quartier au centre devrait être favorable aux courtes distances de et la proximité d'une station de métro ou l'accessibilité du quartier en voiture devraient influencer les temps de parcours.

Or, les données de population, d'emploi et d'occupation du sol, au niveau de la zone fine de tirage, nécessaires pour construire ces indicateurs, ne sont disponibles qu'à l'échelle de l'IRIS, qui n'est pas compatible avec celle de l'EMD. C'est pourquoi, une matrice de passage a été construite à partir de la surface d'habitat et la surface bâtie issues de la base BD TOPO de l'IGN. Le nombre d'habitants ou d'emplois est affecté à la zone fine de tirage au prorata de la surface commune aux deux découpages. Cette base d'occupation du sol, disponible depuis 2006, a permis également de mesurer des indicateurs de forme urbaine tels que la densité, la mixité fonctionnelle ou le taux d'urbanisation de la zone fine de tirage. Les données d'emplois et des établissements sont issues du fichier SIRENE et les données de populations et des logements viennent du recensement de la population de l'INSEE (2006). Afin de tenir compte des aménités de chaque quartier, nous avons également utilisé le fichier SIRENE pour construire une variable reflétant le nombre d'établissements assurant l'activité de proximité, c'est-à-dire le nombre de magasins et petits commerces, de banques, d'établissements de services de santé, d'éducation et de crèches.

A chaque zone fine de tirage a également été associée une mesure de l'accessibilité gravitaire à l'emploi en voiture particulière (Hansen [1959]) qui est calculée comme suit :

$$A_i = \sum_j D_j \exp(-\beta\, t_{ij}) \quad i, j \in Z \quad (1)$$

où A_i est l'accessibilité du quartier *i* aux emplois du quartier *j*, à l'intérieur du périmètre de l'aire urbaine *Z*; t_{ij} est le temps généralisé de déplacement en voiture particulière du quartier *i* vers le quartier *j* et β est le paramètre de pondération reflétant la sensibilité au temps de déplacement domicile-travail. La valeur de ce paramètre est fixée à 0,12 à l'issue d'un calibrage d'un modèle de distribution des déplacements, pour le motif travail, issus de l'EMD lyonnaise 2006. Les temps généralisés de déplacements entre les différentes zones proviennent d'une modélisation des réseaux routiers et de transport en commun de l'aire urbaine lyonnaise en 2006, suivant les principes usuels des modèles de planification des transports (Cabrera Delgado et Bonnel [2011], Bouzouina, Cabrera Delgado et Emmerich [2014]). Nous avons aussi construit une variable d'accessibilité (oui/non) à une station de métro pour les zones de l'Hyper-centre et du reste du Grand Lyon, sachant que les zones hors du Grand Lyon n'y ont pas accès par définition. Nous avons également pu calculer un indicateur de distance au centre, Lyon étant une aire urbaine largement monocentrique (Bouzouina [2008]).

Périmètre et échelles d'analyse

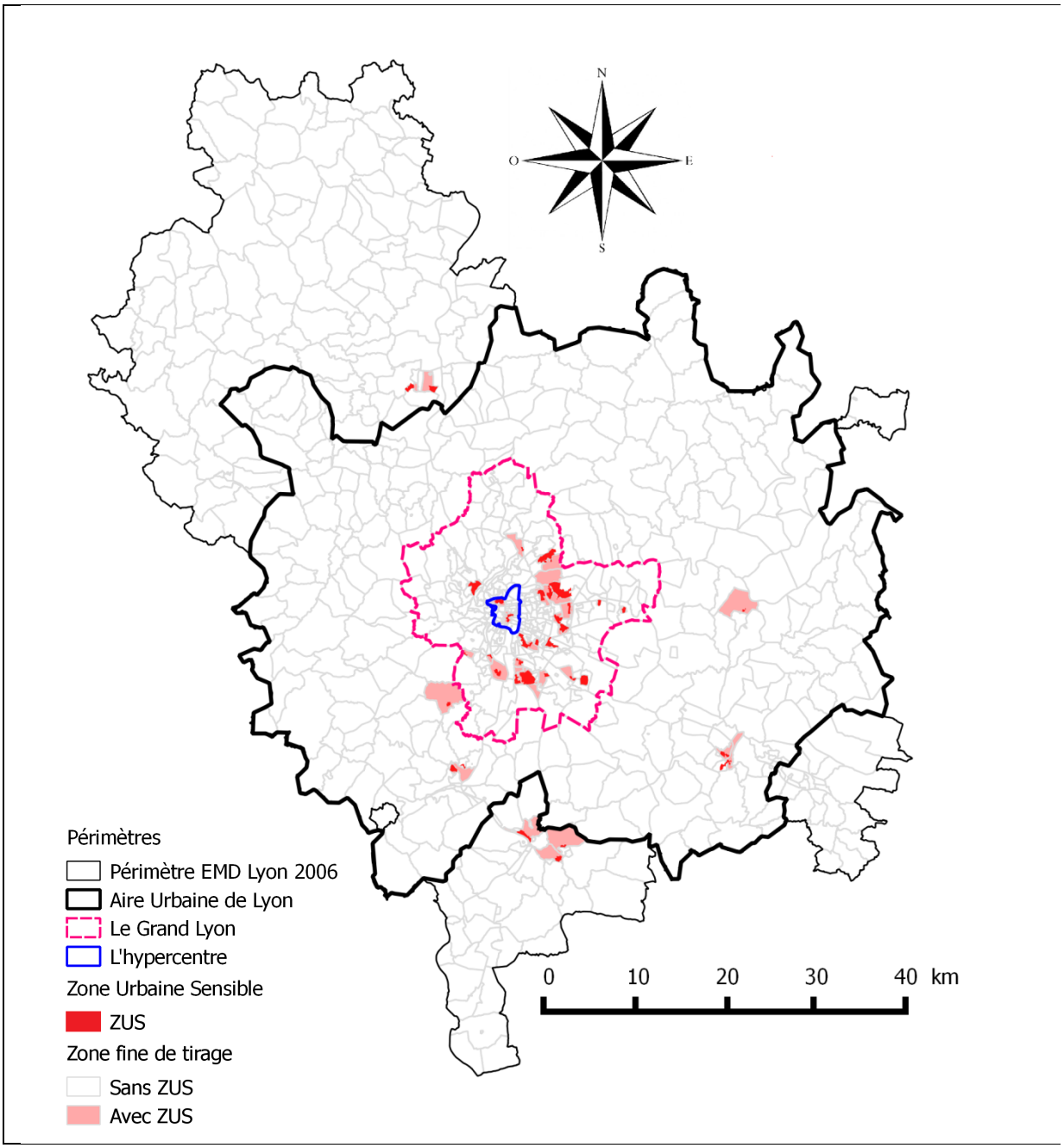
Zones fines de tirage et Zones Urbaines Sensibles

Malgré le niveau de finesse des zones de tirage de l'EMD, leurs contours ne correspondent pas exactement aux frontières du zonage de la politique de la ville : les zones de l'EMD sont souvent plus larges que les délimitations des ZUS, notamment en dehors du centre. Toutefois, la superposition des deux zonages nous a permis de distinguer les quartiers qui contenaient des ZUS (ou « quartiers avec ZUS ») des quartiers sans aucune ZUS (Figure 1). C'est à partir de cette distinction que seront effectuées les analyses de l'influence des ZUS sur les pratiques de mobilité.

Périmètre de l'aire urbaine de Lyon

L'analyse de la mobilité quotidienne portera sur les actifs résidant dans l'aire urbaine de Lyon, soit un échantillon de 8 934 individus, représentatifs d'une population de 763 000 actifs. La principale raison est liée à la non-disponibilité de certaines données caractérisant les zones fines de tirage qui se trouvent en dehors de ce périmètre. Il s'agit notamment des temps généralisés et des données des emplois et des établissements issues du fichier SIRENE. Cette restriction ne nuit pas fondamentalement à l'analyse car l'écrasante majorité des ZUS se trouve à l'intérieur de l'aire urbaine, à l'exception des ZUS de Villefranche sur Saône au nord et de Vienne au sud. Par ailleurs, ce périmètre, défini sur la base de la quotidienneté et les flux domicile-travail, est plus adapté pour l'analyse de la mobilité des actifs.

Figure 1 : Périmètres et échelles d'analyse



Cartographie : auteurs ; Source EMD lyonnaise 2006 et Géoservices IGN pour les ZUS

Indicateurs de mobilité et statistiques descriptives

A partir de la mobilité enquêtée la veille, nous avons retenu cinq indicateurs rendant compte des pratiques de mobilité quotidienne : le nombre total de déplacements effectués, la distance totale parcourue (Budget-Distance total) et la durée totale qui leur était associée (Budget-Temps total), la distance et la durée des déplacements directs domicile-travail. Le tableau 1 reporte les moyennes de ces indicateurs, en distinguant les actifs selon qu'ils résident dans un quartier contenant ou non une zone urbaine sensible. Il ressort que les actifs résidant dans l'aire urbaine lyonnaise réalisaient en moyenne 4,06 déplacements par jour en semaine, représentant un budget-distance moyen de 27,3 km et un budget-temps moyen de 77 min, au quotidien. Parmi ces déplacements, les trajets directs domicile-travail représentent près de 52% de la distance totale parcourue et près de 47% de leur durée.

Tableau 1 : Moyenne des indicateurs de mobilité quotidienne des actifs en fonction des quartiers contenant ou non des zones urbaines sensibles.

	Ensemble	**Quartiers avec ZUS**	**Quartiers sans ZUS**
Nombre de déplacements totaux (tous motifs)	4,06 (2,5)	3,57 (2,2)	4,15 (2,50)
Budget- Distance total (tous motifs, km)	27,27 (26,7)	21,03 (20,9)	28,40 (27,5)
Budget -Temps total (tous motifs, min)	77,44 (65,4)	71,5 (55,5)	78,53 (67,0)
Distance domicile-travail (km)	14,31 (18,6)	12,71 (15,9)	14,60 (19,0)
Durées domicile-travail (min)	36,91 (45,4)	38,51 (40,4)	36,62 (46,3)

Source : EMD lyonnaise 2006, Calculs des auteurs. Les écarts-types sont entre parenthèses.

Le tableau 1 met aussi en évidence des différences de pratiques de mobilité quotidienne entre les actifs résidant en ZUS et les autres. Si nous considérons l'ensemble des déplacements effectués la veille, les actifs habitant en zones urbaines sensibles ont une moindre mobilité : leur nombre de déplacements par jour est en moyenne significativement plus faible, de même que leur budget-distance et le budget-temps associé[4]. Si nous nous concentrons sur leurs déplacements directs domicile-travail, nous trouvons que la distance domicile-travail est plus faible (- 2 km en moyenne) pour les habitants des quartiers avec ZUS que pour ceux des quartiers sans ZUS, ce qui va plutôt à l'encontre de la littérature sur le *spatial mismatch* et pourrait suggérer que les politiques de la ville ont réussi à rapprocher les emplois des quartiers défavorisés. En revanche, le temps moyen mis pour effectuer ces trajets directs domicile-travail reste plus élevé pour les résidents des ZUS, laissant supposer que les

[4] Les tests non-paramétriques de Wilcoxon Mann Whitney ont été effectués sur les indicateurs de mobilité et ils rejettent tous l'égalité de leurs moyennes entre les actifs résidant en ZUS et ceux n'y résidant pas ($p<0.000$).

moyens de transport diffèrent entre ces groupes. Il faut dire que dans notre échantillon, seulement 66% des actifs résidant en ZUS ont le permis et une voiture à disposition contre 79% pour les actifs résidant hors ZUS. A contrario, ils sont 25% à posséder un abonnement de transport en commun contre 17% pour les actifs résidants hors ZUS.

Ces premiers résultats montrent une certaine spécificité de la mobilité des actifs des zones urbaines sensibles. Toutefois, ils ne sont pas suffisants pour conclure sur l'impact d'habiter en ZUS sur les pratiques de mobilité. Ils ne tiennent pas compte des effets conjoints des variables individuelles et du ménage (âge, genre, type d'emplois occupé, possibilité de motorisation, revenu, *etc.*) et des caractéristiques du lieu de résidence telles que son accessibilité ou sa forme urbaine. Par exemple, les statistiques descriptives montrent que les habitants des ZUS sont globalement moins mobiles que les habitants hors ZUS. Mais ces différences pourraient davantage être à attribuer à des différences de catégories socioprofessionnelles (15% de cadres dans les quartiers avec ZUS contre 20% ailleurs) ou de revenus qu'à une réelle influence entre ZUS et non ZUS. D'où l'importance de recourir à une modélisation économétrique pour avoir une évaluation fiable de l'effet propre de résider en ZUS, toutes choses étant égales par ailleurs.

MODELISATIONS ECONOMETRIQUES

Pour déterminer l'influence d'habiter dans un quartier de zones urbaines sensibles sur nos indicateurs de mobilité, nous proposons l'estimation de trois modèles économétriques : un modèle de comptage – régression binomiale négative – pour le nombre de déplacements effectués la veille et deux Tobits bivariés, systèmes d'équations simultanées modélisant conjointement la distance et le budget-temps. Le premier Tobit bivarié fait référence à l'ensemble des déplacements de la veille quel que soit le motif alors que le second se concentre sur les seuls déplacements domicile-travail. Nous avons recours à des modélisations à équations simultanées car nous suspectons que les décisions concernant la distance parcourue et le temps de transport sont concomitantes et interdépendantes. En outre, comme une part non négligeable (environ 8%) des actifs inclus dans notre échantillon n'ont pas effectué de mobilité la veille de l'enquête, nous avons tenu compte de cette censure à gauche (en zéro) en utilisant des modèles à équations simultanées de type Tobit. Afin d'isoler au mieux le fait d'habiter en ZUS, nous avons inclus dans tous les modèles des variables explicatives aussi bien au niveau de l'individu, du ménage que du quartier.

Le nombre de déplacements réalisés la veille

Dans la modélisation des processus de comptage, ici du nombre de déplacements réalisés la veille, deux modèles sont couramment utilisés : le modèle de Poisson et le modèle binomial négatif (Cameron et Trivedi [1998], Winkelmann [2003]). Or, l'utilisation du modèle de Poisson repose sur l'hypothèse implicite restrictive d'une égalité entre la moyenne et la variance (équidispersion) de la variable dépendante, ce qui n'est pas très pertinent en cas de dispersion extrême des données et peut alors occasionner une sous-estimation des écarts-types. C'est pourquoi, nous privilégions le *modèle binomial négatif*, qui prend en compte cette possible sur-dispersion par l'introduction d'un paramètre supplémentaire (α) qui permet en plus de capter l'hétérogénéité inobservée de la variable dépendante. Plus précisément, nous supposons que le nombre de déplacements total effectués la veille, ndt_i, suit la loi de Poisson suivante :

$$ndt_i \rightarrow Poisson(\mu_i) \qquad (2)$$

avec $\mu_i = \exp(X_i\beta + v_i)$, (3)

avec X_i le vecteur des variables explicatives et v_i un terme d'hétérogénéité inobservée tel que $\exp(v_i)$ suit une loi Gamma de moyenne 1 et de variance α. Le paramètre α correspond alors au paramètre de sur-dispersion : si $\alpha = 0$, le modèle binomial négatif se réduit au modèle de Poisson. La probabilité que le nombre de déplacements total prenne la valeur y_i est définie par :

$$P(ndt_i = y_i \mid X_i, \alpha) = \int_0^\infty f(y_i \mid v) g(v) dv = \frac{\Gamma(y_i + m)}{\Gamma(y_i + 1)} \left(\frac{m}{m + \exp(X_i\beta)} \right)^m \left(\frac{\exp(X_i\beta)}{m + \exp(X_i\beta)} \right)^{y_i}, \qquad (4)$$

où $m = 1/\alpha$ et Γ la fonction Gamma.

Les coefficients β associés aux variables explicatives et le paramètre de sur-dispersion α sont estimés par maximisation de la fonction de vraisemblance $L = \prod_i P(ndt_i = y_i \mid X_i, \alpha)$.

Distance parcourue et budget-temps des déplacements

Pour déterminer l'influence des caractéristiques de l'individu et du quartier sur la distance parcourue et le budget-temps, nous proposons d'estimer un *modèle de régression Tobit bivarié* (Mandala [1999]) et ce pour deux raisons. Premièrement, la modélisation Tobit permet de tenir compte de la censure à gauche des distributions, liée au fait que des actifs de l'échantillon n'ont effectué aucun déplacement la veille et ont donc reporté des budgets-distances et des budgets-temps nuls pour le jour considéré par l'interview. La vraisemblance d'un Tobit est en effet composée d'une fonction de données censurées et d'une fonction conditionnelle des données non censurées (valeur de la distance ou du budget-temps sachant que l'on a effectué au moins un déplacement). Deuxièmement, le caractère bivarié du modèle retenu vient du fait que la distance parcourue et le budget-temps sont estimés conjointement afin de prendre en compte leurs éventuelles interdépendances. Le modèle complet simultané introduit de la corrélation entre les termes d'erreurs (ρ) de ses deux équations. Ceci permet de tenir compte de la présence potentielle de facteurs inobservés qui influenceraient à la fois la distance parcourue et le temps de déplacement et de capter le mieux possible l'effet propre de chaque facteur.

Plus formellement, notre modèle Tobit bivarié a pour expression :

$$\begin{cases} dist_i = \begin{cases} dist_i^* \text{ si } dist_i^* > 0 \\ 0 \quad \text{sinon} \end{cases} \\ temps_i = \begin{cases} temps_i^* \text{ si } temps_i^* > 0 \\ 0 \quad \text{sinon} \end{cases} \end{cases}, \qquad (5)$$

avec $dist_i^*$ et $temps_i^*$ deux variables latentes continues spécifiées comme suit :

$$dist_i^* = Z_{1i}\gamma_1 + \varepsilon_{1i},$$
$$temps_i^* = Z_{2i}\gamma_2 + \varepsilon_{2i}. \qquad (6)$$

Les termes d'erreurs $(\varepsilon_{1i}, \varepsilon_{2i})$ sont supposés être indépendants et identiquement distribués et suivre une loi normale bivariée de moyenne nulle, de variance σ^2 et de coefficient de corrélation ρ :

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_{1i} \\ \varepsilon_{2i} \end{pmatrix} \rightarrow N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{\varepsilon_1}^2 & \rho\sigma_{\varepsilon_2}\sigma_{\varepsilon_1} \\ \rho\sigma_{\varepsilon_2}\sigma_{\varepsilon_1} & \sigma_{\varepsilon_2}^2 \end{pmatrix}\right]. \qquad (7)$$

Z_1 et Z_2 représentent respectivement les déterminants de la distance parcourue et du budget-temps ; γ_1 et γ_2 sont les coefficients estimés par la méthode du maximum de vraisemblance à information complète. Plus précisément, comme les distances et les budgets-temps sont soit simultanément nuls, soit simultanément positifs (selon que l'individu ait effectué ou non un déplacement), la vraisemblance associée à ce modèle a pour expression :

$$L = \prod_{i=1}^{n}\left\{\left[1 - \Phi_2\left(\frac{Z_{1i}\gamma_1}{\sigma_{\varepsilon_1}}, \frac{Z_{2i}\gamma_2}{\sigma_{\varepsilon_2}}\right)\right]^{(1-d_i)} \times \left[\varphi_2\left(\frac{dist - Z_{1i}\gamma_1}{\sigma_{\varepsilon_1}}, \frac{temps - Z_{2i}\gamma_2}{\sigma_{\varepsilon_2}}\right)\right]^{d_i}\right\} \qquad (8)$$

avec d_i une dichotomique qui vaut 1 si l'individu *i* a effectué un déplacement la veille et 0 sinon ; Φ_2 et φ_2 les fonctions de répartition et de densité respectives d'une loi normale bivariée de moyenne nulle et de matrice de covariance Σ.

Nous avons estimé deux Tobits bivariés. Le premier considère le budget-distance et le budget-temps de l'ensemble des déplacements effectués la veille. Le second se focalise sur la distance et la durée des déplacements directs domicile-travail. Dans ce deuxième modèle, les individus qui ont effectué des déplacements la veille mais aucun pour motif professionnel, sont considérés comme censurés.

Une analyse avec des variables explicatives à trois niveaux : individu, ménage, quartier

Pour analyser les disparités des pratiques de mobilité, nous contrôlons pour trois niveaux de variables explicatives : les caractéristiques individuelles, les caractéristiques du ménage et les caractéristiques du lieu de résidence.

Par exemple, parmi les caractéristiques individuelles, nous avons retenu l'âge et le genre. Nous suspectons que l'âge ait une influence non linéaire sur la mobilité avec un effet positif en début de carrière et un effet plutôt négatif en s'approchant de la retraite. Selon la littérature, nous nous attendons à ce que la distance parcourue et le temps alloué aux déplacements soient plus élevés chez les hommes que chez les femmes, mais qu'en revanche les femmes réalisent un nombre plus important de déplacements, certes de courtes distances, en raison de leur plus forte implication dans les activités de production domestique (courses, accompagnements des enfants, *etc.*). Pour des arguments similaires, nous avons tenu compte de la composition du ménage avec des variables croisant le statut matrimonial, le nombre d'enfants et le statut professionnel du conjoint. En particulier, il est probable que le nombre

de déplacements augmente avec le nombre d'enfants mais de façon hétérogène selon que le conjoint est actif ou inactif. Le statut professionnel du conjoint pourrait en effet modifier la répartition de la gestion des activités domestiques et les déplacements des enfants.

Au niveau individuel, nous retenons aussi des caractéristiques de l'emploi occupé : le temps de travail (plein/partiel) et la catégorie socioprofessionnelle. Selon les modèles théoriques, les salariés à temps partiel auront tendance à accepter des emplois situés plus à proximité de leur domicile que les salariés à temps plein : leurs salaires étant plus faibles, ils ne peuvent se permettre de subir des coûts de déplacements importants associés à l'éloignement. En revanche, il est probable que leur nombre total de déplacements soit plus élevé du fait de leur plus grande disponibilité pour des activités extra-professionnelles. De même, les catégories socioprofessionnelles associées aux salaires les plus faibles, telles que les ouvriers, ont en général une moindre mobilité. Pour des arguments similaires, nous avons inclus le revenu du ménage par unité de consommation comme variable explicative dans nos modélisations économétriques.

En outre, pour mesurer l'effet propre du fait de résider en quartier avec ZUS sur la mobilité des actifs, il nous fallait purger l'influence non seulement des conditions de mobilité individuelle des individus, via notamment la détention du permis et la mise à disposition d'une voiture, la détention ou non d'un abonnement aux transports en commun ou les difficultés potentielles de stationnement sur le lieu de travail, mais aussi l'accessibilité de leur quartier de résidence (accessibilité gravitaire en voiture particulière, présence de stations de métros dans le quartier de résidence, distance au centre). Par ailleurs, il nous semble indispensable de tenir compte des effets contextuels et plus particulièrement de ceux liés à l'accessibilité du quartier de résidence (accessibilité gravitaire en voiture particulière, présence de stations de métros dans le quartier de résidence, distance au centre) et à sa forme urbaine comme nous l'avons déjà évoqué précédemment[5].

RESULTATS

Les coefficients estimés de nos trois modèles sont reportés au tableau 2. La première colonne correspond au modèle binomial négatif expliquant le nombre total de déplacements effectués la veille. Les colonnes 2-3 présentent les résultats du tobit bivarié caractérisant les budgets distance et temps tous motifs. Enfin, les colonnes 4 et 5 présentent les résultats du tobit bivarié pour les distances et durées de déplacements domicile-travail.

[5] Voir la construction des indicateurs d'accessibilité et de forme urbaine locale à la section 2 p. 8-9.

Tableau 2 : Déterminants du nombre de déplacements, de la distance et budget-temps totales, et de la distance et budget-temps domicile-travail effectués la veille

	Nbre de déplace-ments tous motifs	Budget-distance tous motifs	Budget temps de transport tous motifs	Distance Domicile-Travail	Durée Domicile-Travail
Caractéristiques individuelles					
Genre (Réf. : Femme)	-0,0304**	4,9883***	5,6162***	6,6009***	9,7543***
	(0,0440)	*(0,0000)*	*(0,0029)*	*(0,0000)*	*(0,0000)*
Temps de travail (Réf. : Temps partiel)	-0,1231***	1,9250**	-1,4176	8,0239***	17,6476***
	(0,0000)	*(0,0351)*	*(0,5343)*	*(0,0000)*	*(0,0000)*
Age	0,0210***	0,7614***	1,1663*	0,7240***	1,1446*
	(0,0002)	*(0,0051)*	*(0,0862)*	*(0,0044)*	*(0,0658)*
Age au carré	-0,0003***	-0,0105***	-0,0149*	-0,0082***	-0,0112
	(0,0000)	*(0,0014)*	*(0,0682)*	*(0,0073)*	*(0,1339)*
Catégorie socio-professionnelle (Réf. : Ouvrier)					
Employé	0,0281	-0,5457	0,6345	-2,2758**	-1,8632
	(0,1625)	*(0,5848)*	*(0,7995)*	*(0,0147)*	*(0,4155)*
Profession intermédiaire	0,0504***	2,9885***	4,6458*	0,9908	0,9722
	(0,0123)	*(0,0029)*	*(0,0647)*	*(0,2880)*	*(0,6718)*
Cadre ou profession libérale	0,0066	2,2029**	4,5594	1,5633	4,2834*
	(0,7687)	*(0,0485)*	*(0,1027)*	*(0,1313)*	*(0,0927)*
Autre CSP	0,0735**	1,6780	6,2560	-1,6816	2,2591
	(0,0388)	*(0,3524)*	*(0,1656)*	*(0,3134)*	*(0,5805)*
Possibilité de conduire une voiture (Réf. : N'a pas le permis)					
A le permis mais pas de voiture à disposition	0,1395***	3,1555*	6,5216	3,9607**	8,6381**
	(0,0001)	*(0,0567)*	*(0,1134)*	*(0,0120)*	*(0,0231)*
A le permis et une voiture à disposition	0,2234***	11,5309***	13,6694***	8,0142***	8,3794**
	(0,0000)	*(0,0000)*	*(0,0002)*	*(0,0000)*	*(0,0127)*
Difficultés de stationnement sur le lieu de travail (Réf. = Non)	0,0089	-1,8298**	5,4948**	-0,9966	3,1654*
	(0,5803)	*(0,0228)*	*(0,0063)*	*(0,1867)*	*(0,0863)*
Possession d'un abonnement de TC (Réf. = Non)	-0,0806***	3,0124***	14,1954***	4,8311***	17,2571***
	(0,0000)	*(0,0017)*	*(0,0000)*	*(0,0000)*	*(0,0000)*

Caractéristiques du ménage					
Composition du ménage (Réf. : Célibataire)					
Famille monoparentale	0,0081	0,0488	-2,7211	-1,1527	-1,9131
	(0,7782)	*(0,9729)*	*(0,4482)*	*(0,3900)*	*(0,5597)*
En couple sans enfant, conjoint actif	-0,1011***	-1,4005	-4,2744	1,4944	4,0414
	(0,0001)	*(0,2736)*	*(0,1814)*	*(0,2073)*	*(0,1638)*
En couple sans enfant, conjoint inactif	-0,1086***	-0,4962	-4,0165	0,8955	2,0044
	(0,0029)	*(0,7796)*	*(0,3642)*	*(0,5880)*	*(0,6198)*
En couple avec 1 enfant, conjoint actif	-0,0156	-0,3420	-4,5698	-1,6935	-6,2957**
	(0,5471)	*(0,7917)*	*(0,1583)*	*(0,1604)*	*(0,0335)*
En couple avec au moins 2 enfants, conjoint actif à temps complet	0,0972***	-0,3593	-4,0929	-3,5685***	-9,4659***
	(0,0001)	*(0,7811)*	*(0,2058)*	*(0,0031)*	*(0,0014)*
En couple avec au moins 2 enfants, conjoint actif à temps partiel	0,0384	1,8132	-1,4171	-1,3570	-7,6667**
	(0,2448)	*(0,2786)*	*(0,7352)*	*(0,3814)*	*(0,0446)*
En couple avec enfant, conjoint inactif	-0,0940***	-2,2703	-4,4543	0,2370	4,3111
	(0,0020)	*(0,1286)*	*(0,2336)*	*(0,8640)*	*(0,2037)*
En couple, statut du conjoint non renseigné	-0,1353***	0,1622	-1,5908	2,8513	5,3177
	(0,0007)	*(0,9328)*	*(0,7412)*	*(0,1109)*	*(0,2261)*
Quintile de revenus par UC du ménage (Réf. : 1er quintile)					
2ème quintile	0,0321	-0,9121	-3,0634	-0,5384	-3,2674
	(0,1775)	*(0,4400)*	*(0,2992)*	*(0,6276)*	*(0,2290)*
3ème quintile	0,0229	1,0576	0,7414	1,0247	0,5464
	(0,3391)	*(0,3739)*	*(0,8030)*	*(0,3580)*	*(0,8413)*
4ème quintile	0,0209	1,0570	-0,9244	0,7528	-1,1067
	(0,3976)	*(0,3915)*	*(0,7642)*	*(0,5152)*	*(0,6960)*
5ème quintile	0,0281	3,0364**	1,7196	1,4828	0,1713
	(0,2946)	*(0,0235)*	*(0,6078)*	*(0,2371)*	*(0,9556)*
Statut d'occupation du logement (Réf. : Locataire)					
En HLM	-0,0294	-1,0541	-0,7522	-0,7348	-0,1130
	(0,1843)	*(0,3391)*	*(0,7852)*	*(0,4769)*	*(0,9644)*
Propriétaire	-0,0225	0,7300	0,3273	0,4968	1,6938
	(0,2117)	*(0,4212)*	*(0,8855)*	*(0,5578)*	*(0,4158)*

Caractéristiques du quartier de résidence					
Grande zone de résidence (Réf. : Hypercentre)					
Reste Grand Lyon avec accès au métro	-0,0331	-3,8015***	-7,9007**	-2,3313**	-3,6742
	(0,1340)	*(0,0004)*	*(0,0035)*	*(0,0213)*	*(0,1361)*
Reste Grand Lyon sans accès au métro	-0,0509	-5,7609**	-15,9476**	-3,6490	-1,9830
	(0,3761)	*(0,0420)*	*(0,0246)*	*(0,1645)*	*(0,7562)*
Territoire hors Grand Lyon	0,1821***	9,4274***	19,8012**	3,4964	-2,4860
	(0,0038)	*(0,0025)*	*(0,0117)*	*(0,2279)*	*(0,7262)*
Accessibilité gravitaire à l'emploi en voiture particulière	0,0000**	0,0000**	0,0000***	0,0000	0,0000*
	(0,0143)	*(0,0033)*	*(0,0001)*	*(0,3965)*	*(0,0929)*
Distance au Centre à vol d'oiseau	-0,0063***	0,5104***	-0,2293	0,4587***	0,1240
	(0,0000)	*(0,0000)*	*(0,1978)*	*(0,0000)*	*(0,4479)*
Nombre de commerces et services de proximité	0,0012***	-0,0857***	-0,1120*	-0,0508**	-0,0602
	(0,0072)	*(0,0002)*	*(0,0561)*	*(0,0168)*	*(0,2603)*
Densité de la population brute	0,0000	-0,0001		0,0000	
	(0,9315)	*(0,4002)*		*(0,9196)*	
Spécialisation fonctionnelle (emplois/actifs)	0,0168	1,3329**		-0,0301	
	(0,3335)	*(0,0455)*		*(0,9572)*	
Taux d'urbanisation			0,2476***		0,1405*
			(0,0089)		*(0,0729)*
Quartier avec ZUS (Réf. = Non)	-0,0730***	-2,0694**	-7,9197***	1,4703*	2,7722
	(0,0001)	*(0,0243)*	*(0,0006)*	*(0,0863)*	*(0,1866)*
Constante	0,9994***	-4,1606	43,3840***	-26,6317***	-33,3086*
	(0,0000)	*(0,4576)*	*(0,0020)*	*(0,0000)*	*-(0,0097)*
Coefficient de surdispersion	0,091***				
Coefficient de correlation	---	0,6579***		0,7669***	
Nombre d'observations[6]	8 487	8 487		8 487	

[6] Les estimations sont réalisées sur 8 487 observations et non sur les 8 934 de notre échantillon en raison de valeurs manquantes sur certaines variables explicatives.

Pertinence des spécifications

Premièrement, le tableau 2 met en évidence que nos données sur le nombre de déplacements tous motifs étaient significativement surdispersées (α =0,091; p<0,0001) plaidant pour l'utilisation du modèle binomial négatif plutôt que pour un modèle de Poisson. Deuxièmement, il révèle l'importance de la corrélation entre les termes d'erreurs des deux équations des modèles tobit bivariés. Les distances tous motifs et domicile-travail sont significativement et positivement corrélées avec les durées des déplacements (ρ = 0,66 et 0,77 respectivement pour les 2 modèles). Certaines caractéristiques individuelles ou de quartiers inobservables jouent simultanément sur ces indicateurs de mobilité. Il était ainsi indispensable de tenir compte de cette interdépendance pour obtenir des résultats fiables et donc d'estimer un modèle à équations simultanées.

Effets des conditions socioéconomiques

Caractéristiques individuelles

Le genre exerce une influence significative sur la mobilité de semaine des actifs de l'aire urbaine lyonnaise. Les femmes font significativement plus de déplacements au quotidien que les hommes, mais sur des distances et des durées plus courtes, notamment quand il s'agit de mobilité domicile-travail. Ce résultat confirme l'effet du genre relevé dans la littérature, notamment quant aux plus faibles distances domicile-travail des actives (Baccaïni, Sémécurbe et Thomas [2007] au niveau national ; Baccaïni [1996] et Sari [2011] sur l'Ile-de-France ; Andan *et al*. [1999] sur la région lyonnaise). Le nombre plus élevé de déplacements quotidiens reflète le fait que les activités non liées au motif travail et relevant de la sphère domestique (accompagnements des enfants, achats) sont majoritairement assumées par les femmes (Boarnet et Crane [2001]).

Le fait de travailler à temps partiel joue positivement sur le nombre de déplacements, le temps dégagé pouvant être utilisé pour réaliser d'autres activités à l'extérieur du domicile comme cela a été mis en évidence sur l'Ile-de-France (Aguilera, Massot et Proulhac [2010]). En revanche il restreint les budgets-distance quotidiens, ces activités étant plus proches du domicile. De même, les distances et temps nécessaires pour se rendre au travail ou en revenir sont moindres, à la fois par la réduction du nombre de journées travaillées, et par des distances entre domicile et lieu d'emploi, plus courtes en moyenne. Ces faibles distances sont cohérentes avec le fait que, dans le cas des emplois à temps partiel, il est particulièrement important que les coûts d'accès à l'emploi soient limités pour que le revenu net tiré du travail soit supérieur au salaire de réserve : travailler à proximité de son domicile est souvent une condition pour accepter un emploi moins bien rémunéré (Coulson, Laing et Wang [2001], Bouabdallah, Cavaco et Lesueur [2002], Brueckner et Zenou [2003]).

La significativité de l'âge et de sa forme quadratique confirme l'influence non linéaire de l'âge sur la mobilité déjà mesurée dans la littérature, qu'il s'agisse du budget-temps total (Le Jeannic et Razafindranovona [2009]), des distances domicile-travail (Baccaïni [1996] ; Andan *et al.* [1999]), ou des deux indicateurs pour les navettes domicile-travail (Sari [2011]).

Les variables se rapportant aux ressources et contraintes individuelles d'usage de la voiture et des transports en commun exercent, toutes choses égales par ailleurs, une nette influence sur la mobilité. La possibilité de conduire une voiture augmente de façon très significative les grandeurs des cinq indicateurs de mobilité étudiés, confirmant les travaux de

Paulo [2007]. Avoir le permis de conduire apparaît nécessaire pour accroître les possibilités d'accéder à l'emploi (Orfeuil [2010]). Dans la mobilité effective, il se traduit par une hausse des distances domicile-travail ; son effet est, logiquement, plus net encore lorsqu'il se double de la disposition d'une voiture du ménage, confirmant les résultats de Boarnet et Crane [2001] et de Dieleman, Dijst et Burghouwt [2001]. L'effet est quasiment aussi net pour le fait de détenir un abonnement de transport collectif, au bémol près qu'il joue négativement et très significativement sur le nombre de déplacements tous motifs, marquant le fait que l'usage quotidien des transports en commun n'apporte pas toujours la même souplesse que la conduite d'une voiture, et se traduise peut-être également par une moindre disponibilité temporelle pour d'autres activités extérieures. Enfin, des difficultés de stationnement sur le lieu de travail, le paradoxe est qu'elles soient plus significativement associées aux indicateurs tous motifs qu'aux indicateurs propres à la mobilité domicile-travail, reflétant peut-être indirectement un effet de centralité sur la mobilité.

La profession de la personne joue dans le sens attendu, à savoir une moindre distance domicile-travail des employés par rapport aux autres catégories socioprofessionnelles (confirmant les résultats présentés par Andan *et al.* [1999], Baccaïni, Sémécurbe et Thomas [2007], Le Jeannic et Razafindranovona [2009], Wenglenski [2006], Sari [2011]). Cadres (pour le budget distance tous motifs) et surtout professions intermédiaires (à travers les trois indicateurs tous motifs) se déplacent significativement plus que les ouvriers et les employés, confirmant le résultat de Le Jeannic et Razafindranovona [2009] concernant les budgets-temps, sur données nationales.

Caractéristiques des ménages

La composition du ménage d'appartenance n'exerce pas une grande influence sur les budgets-distance et budgets-temps tous motifs, le fait de vivre en couple joue négativement sur le nombre de déplacements tous motifs, traduisant la forte mobilité des personnes actives vivant seules. S'il est difficile de tirer une conclusion sur l'impact de la présence d'enfants et de la présence d'un conjoint actif, il semble que cette conjonction joue négativement sur le temps de trajet. Picard *et al.* [2012] mettent en évidence un effet négatif de la présence d'enfants sur les durées de trajets des femmes mais non des hommes. Les différences observées toutes choses égales par ailleurs dans notre jeu de données n'infirment pas ces résultats.

A l'exception des budgets-distances tous motifs, plus élevés pour le 5ème quintile de revenu, l'effet du revenu du ménage par unité de consommation (UC) se révèle non significatif sur les indicateurs de mobilité généraux comme sur les indicateurs spécifiques aux déplacements domicile-travail, contrairement à d'autres études mettant en évidence les plus faibles distances parcourues chez les actifs à bas revenus. Les raisons de cette absence d'effet sont la corrélation entre catégorie socioprofessionnelle et revenu, et surtout la corrélation entre revenus et possibilités d'accès au volant, les différences liées au revenu étant alors, dans les modèles, captées par les inégalités d'accès au volant. En effet, il a notamment été mis en évidence la plus faible motorisation des ménages du premier quintile de revenus (Coutard *et al*., [2002] ; Paulo [2006]) et le fait qu'accéder au volant nivelle par le haut les écarts de mobilité selon le revenu (Paulo [2006]).

Enfin, toutes choses étant égales par ailleurs, le statut résidentiel ne met pas en évidence d'effets significatifs, ni sur les nombres de déplacement, ni sur les budgets-distance

et budgets-temps, ni enfin sur les distances et les durées des déplacements domicile-travail directs.

Effets propres aux quartiers

Au-delà des caractéristiques des individus et de celles de leurs ménages, le quartier de résidence influence la mobilité des actifs que ce soit à travers son accessibilité et sa forme urbaine ou son appartenance ou non à une ZUS.

Accessibilités et formes urbaines

L'accessibilité, représentée par différents indicateurs dans le modèle, influence la mobilité des actifs. Habiter en dehors du Grand Lyon accroît les budgets-distances et les budgets-temps journaliers, tous motifs, ainsi que le nombre de déplacements des actifs. Sur ce territoire, où la desserte en transport collectif est très faible et se limite aux trains et aux autocars inter-urbains (Bouzouina, Cabrera Delgado et Emmerich [2014]), c'est l'usage de la voiture qui permet d'assurer l'ensemble des déplacements quotidiens. Cette variable, distinguant les trois territoires de l'aire urbaine (Figure 1), n'est pas significative en ce qui concerne la mobilité domicile-travail, car c'est l'accessibilité à l'emploi et la distance au centre qui semble mieux expliquer la distance et la durée des déplacements.

L'effet de l'accessibilité gravitaire à l'emploi en voiture est positif et significatif pour la durée des déplacements domicile-travail, mais aussi pour le budget-distance et le budget-temps. Une bonne accessibilité au réseau routier est positivement associée au nombre de déplacements, aux distances et aux budgets-temps. Ce résultat est cohérent avec celui de Headicar et Curtis [1994] qui montre que la proximité aux principaux axes routiers favorise la réalisation de longues distances et l'usage intensif de la voiture. Il confirme également le résultat de Cervero et Murakami [2010] sur les villes américaines. Paradoxalement, à l'intérieur du périmètre du Grand Lyon, les actifs habitant l'hypercentre parcourent des distances plus longues et y consacrent plus temps que les habitants du reste du Grand Lyon. Ce résultat peut surprendre à première vue car cette partie du centre, qui englobe la presqu'île et la Part-Dieu, est la plus dense en termes d'emplois et d'activités. Mais elle est également la mieux dotée en stations de trains et de métros. La proximité des gares de trains et de métros ne garantit pas forcément de faibles distances, car elle permet aux actifs de bénéficier de la vitesse du réseau pour rejoindre leur travail dans des temps raisonnables (Stead et Marshall [2001]), l'effet sur la durée domicile-travail n'étant en revanche pas significatif.

L'effet de la distance au centre, à vol d'oiseau, est significatif sur le nombre de déplacements et les distances, qu'elles soient limitées au domicile-travail ou liées à la mobilité journalière. Ce résultat corrobore les conclusions d'autres travaux européens (Næss, Røe et Larsen [1995], Curtis [1995], Milakis, Vlastos et Barbopoulos [2008]), mettant en avant une augmentation systématique des distances parcourues en fonction de la distance au centre urbain. La robustesse de cette variable par rapport aux autres indicateurs d'accessibilité confirme par ailleurs le fait que l'aire urbaine lyonnaise est fortement monocentrique. Dans cette configuration concentrique, c'est la distance au centre qui explique à la fois les densités du lieu de résidence (Bonnel, Bouzouina et Montchambert [2013]) et les distances parcourues au quotidien. Cette prééminence de la distance au centre est la raison de l'absence d'effets de la densité du quartier de résidence dans les modèles, alors qu'elle est fréquemment mise en

avant par la littérature traitant de l'impact de la forme urbaine sur la mobilité (Pouyanne [2005], Boarnet et Crane [2001], Cervero et Murakami [2010]).

La spécialisation fonctionnelle, exprimée à travers un ratio de nombre d'emplois par actif, a un effet positif et significatif sur les distances de mobilité quotidienne, en cohérence avec la plus forte distance de mobilité quotidienne chez les actifs résidant l'hyper-centre par rapport à ceux du reste du Grand Lyon. Même s'il rejoint les résultats de Pouyanne [2005] sur l'agglomération bordelaise, ce résultat contre-intuitif reste difficile à interpréter et opposé à une grande partie de la littérature (Camagni, Gibelli et Rigamonti [2002]). Le nombre de commerces et de services à la personne dans le quartier a l'impact le plus significatif sur la mobilité des actifs. Ce facteur, caractérisant à la fois l'accessibilité immédiate aux aménités et la diversité de la forme urbaine, favorise le nombre de déplacements quotidiens mais avec des budgets-distances et des budgets-temps plus faibles. Il favorise également la réalisation de faibles distances domicile-travail sans qu'elles soient forcément de courtes durées, du fait vraisemblablement du recours plus fréquent à des modes de transport lents, tels que la marche à pied. D'autres travaux confirment cet effet des aménités de proximité sur le nombre de déplacements et la distance de mobilité quotidienne (Hanson, [1982], Winter et Farting [1997]). Par ailleurs, le taux d'urbanisation, représenté par le ratio surface bâtie/surface brute, a un effet positif et significatif seulement sur les durées des déplacements des actifs que ce soit sur la mobilité quotidienne ou la mobilité domicile-travail. Un fort taux d'urbanisation est lié à une plus forte congestion et à des budgets-temps plus élevés (Cervero et Murakami [2010]).

Effets d'un lieu de résidence dans un quartier avec zone urbaine sensible

Après contrôle des caractéristiques de l'individu et de son ménage ainsi que des caractéristiques du quartier de résidence, à savoir l'accessibilité et la forme urbaine, il apparaît clairement que le fait d'habiter dans une ZUS influence significativement la mobilité des actifs. Les résultats confirment les écarts observés dans les statistiques descriptives entre les quartiers avec ZUS et les quartiers sans ZUS, en ce qui concerne l'ensemble de la mobilité quotidienne. Résider dans une ZUS conduit les actifs à réaliser moins de déplacements au cours de la journée, à parcourir des distances moins longues, pour des durées journalières plus courtes. Pour la mobilité domicile-travail, les résultats des modélisations économétriques montrent, en revanche, un effet positif et significatif sur la distance et non significatif par rapport à la durée. Habiter dans une ZUS amène les actifs à parcourir de plus longues distances pour le motif travail.

Ces deux résultats, en apparence contradictoires, nous paraissent cependant alimenter dans une certaine mesure la thèse du mauvais appariement spatial et de l'enclavement des quartiers défavorisés développée dans la revue de littérature. Dans un contexte où la probabilité d'être au chômage est plus forte dans les quartiers défavorisés, le fait que les distances parcourues par les actifs occupés soient plus longues met en évidence, le rôle spécifique de l'éloignement des opportunités d'emploi utiles sur l'accès effectif à l'emploi des habitants des quartiers pauvres. Le recours plus important aux transports collectifs permet d'assumer cette distance, dans un contexte où la motorisation et l'usage généralisé de la voiture peuvent peser fortement sur les budgets des ménages. En s'appuyant sur l'enquête nationale transport de 1995 aux Etats-Unis, Khattak, Amerlynck et Quercia [2000] ont mis en évidence un résultat similaire : ils montrent que les habitants des centres urbains ont moins de chance de trouver un emploi que leurs homologues de la périphérie. Ils montrent également que les actifs occupés résidant dans des quartiers à faible revenu, du centre, parcourent plus de

distances et pour des durées plus longues que les actifs habitant des quartiers similaires en périphérie. Si ce constat apparaît évident dans les villes américaines du fait du contraste plus marqué d'accessibilité à l'emploi entre les ghettos du centre historique et les quartiers des centres secondaires, il reste à confirmer dans d'autres villes françaises.

Ces résultats mettent par ailleurs en avant des logiques distinctes chez les actifs entre leurs pratiques de mobilité domicile-travail, fortement contraintes et tournées vers l'extérieur, et la mobilité de semaine motivée par d'autres activités quotidiennes, vraisemblablement moins contraintes mais surtout plus centrée sur le quartier. Ces pratiques hors travail sont au moins révélatrices d'un mode de vie s'appuyant sur les ressources (qu'il s'agisse des services collectifs, de l'offre commerciale, mais également des relations sociales) de la proximité (Fol [2009]), qui peut être pour partie choisi et assumé, mais qui peut également traduire un enclavement subi à cause de fortes contraintes économiques. Nos résultats suggèrent que les fortes contraintes monétaires et spatio-temporelles, qui allongent la mobilité domicile-travail et compliquent l'accès à l'emploi contribuent à cette polarisation des actifs occupés sur le quartier pour les autres activités quotidiennes. A nouveau, d'autres études sur la mobilité et l'accès à l'emploi en zone défavorisée dans des aires urbaines en France, seraient nécessaires pour confirmer les différences observées et pour en mieux comprendre les multiples ressorts dans le contexte français.

CONCLUSION

En France, comme aux Etats-Unis, des mesures de discrimination positive territoriale ont été instaurées face au constat d'un mauvais appariement spatial (*spatial mismatch*), c'est-à-dire d'une accessibilité des quartiers pauvres beaucoup plus limitée aux opportunités d'emplois en raison de leur éloignement issu de la ségrégation résidentielle. Ces mesures étaient essentiellement de trois ordres : i) rapprocher les lieux de résidence des concentrations d'emploi via des allocations logement et la construction de logements locatifs abordables près des zones denses d'emplois ; ii) favoriser l'installation d'entreprises dans les quartiers défavorisés en leur proposant des incitatifs fiscaux à l'image des dispositifs des zones franches urbaines (ZFU) en France ; améliorer les connexions entre les zones denses d'emplois et les quartiers défavorisés avec la mise en place de politiques de transports urbains axés à la fois sur l'extension des réseaux de transports publics mais aussi sur leur accessibilité financière via des tarifs modulés.

Ces dernières années ont émergé un certain nombre de travaux évaluant l'efficacité économique des politiques territoriales d'exonérations de charges en France (voir Havet [2012] pour une revue de cette littérature). En revanche, très peu d'études se sont intéressées jusqu'à présent à l'évaluation du désenclavement des zones urbaines sensibles, qui était pourtant aussi l'un des objectifs prioritaires affichés par la politique de la ville. C'est pourquoi, notre article a cherché à apporter des éléments de réponses à cette problématique en analysant les pratiques de mobilité quotidienne des actifs résidant en ZUS.

Premièrement, pour savoir si les phénomènes d'enclavement des quartiers défavorisés étaient toujours d'actualité, nous avons examiné s'il existait des inégalités face à la mobilité quotidienne entre les actifs résidant en ZUS et ceux résidant hors ZUS. Pour ce faire, nous avons étudié l'ensemble des déplacements effectués la veille et ce quels que soient leurs motifs non seulement en termes de nombre mais aussi en termes des budgets distances et temps engendrés. L'idée était que si les actifs résidant en ZUS effectuaient moins de

déplacements ou de plus courtes distances, cela plaiderait pour une mobilité davantage tournée vers leur quartier et donc un plus fort enclavement de cette population. Deuxièmement, pour confronter les arguments de la théorie du mauvais appariement spatial, nous avons examiné les distances et les durées des seuls déplacements directs domicile-travail, toujours en nous focalisant sur les différences entre actifs des ZUS et hors ZUS. L'idée était de chercher à savoir si les actifs résidant en ZUS étaient significativement plus éloignés de leur emploi, alors que les politiques d'exonérations territoriales étaient censées jouer en faveur d'un rapprochement.

Pour de telles analyses, nous avons utilisé la dernière *Enquête Ménages Déplacements* (EMD) lyonnaise (2006), mais nous l'avons enrichie d'autres sources de données spatialisées. En effet, l'EMD a l'avantage de nous fournir à la fois des informations détaillées sur les déplacements des individus effectués en semaine la veille de l'enquête (nombre, durées, distances, motifs), sur leurs contraintes de mobilité (possession d'un permis, d'une voiture, d'un abonnement de transport en commun) et des informations démographiques habituellement disponibles dans les enquêtes auprès des ménages (âge, situation matrimoniale, catégorie socioprofessionnelle, statut résidentiel, *etc*.). Toutefois, hormis le nom du quartier de résidence du ménage, elle ne collecte aucun autre renseignement sur ses caractéristiques. Ainsi, nous avons dû l'apparier avec d'autres sources de données, déjà dans un premier temps pour pouvoir caractériser l'appartenance à un quartier de résidence avec ou sans zones urbaines sensibles. Dans un second temps, ces appariements nous ont permis de construire des indicateurs d'accessibilité et de forme urbaine pour chaque quartier de résidence. Il en a ainsi résulté une base de données riche de renseignements interreliés sur les comportements de mobilité, les caractéristiques sociodémographiques (individuelles et du ménage) et les caractéristiques des quartiers de résidence. L'intérêt d'une telle base est alors de permettre d'évaluer l'effet sur les pratiques de mobilité d'habiter un quartier contenant une ZUS, à accessibilité et forme urbaine équivalentes, en y appliquant des modélisations économétriques.

Nos résultats mettent en évidence que le fait d'habiter dans un quartier avec une zone urbaine sensible a un effet statistiquement significatif sur les pratiques de mobilité quotidienne qui persiste même une fois prises en compte les différences dans les conditions socioéconomiques, dans l'accessibilité et la forme urbaine du quartier. Par rapport à leurs homologues résidant hors ZUS, les actifs résidant en ZUS effectuent moins de déplacements par jour et ont des budgets temps et distance plus faibles au quotidien. En revanche, parallèlement, quand il s'agit de leur seule mobilité domicile-travail, ils sont amenés à parcourir significativement de plus longues distances. Ces conclusions corroborent les hypothèses d'enclavement des quartiers défavorisés et de mauvais appariement spatial.

Nos modèles mettent surtout en évidence des logiques distinctes chez les actifs entre leurs pratiques de mobilité domicile-travail, fortement contraintes et tournées vers l'extérieur, et la mobilité de semaine motivée par d'autres activités quotidiennes, vraisemblablement moins contraintes mais surtout plus centrée sur le quartier. Ces résultats confortent le choix fait de s'intéresser non seulement aux déplacements domicile-travail mais également à l'ensemble de la mobilité. La mobilité pour raison professionnelle revêt des spécificités, et en particulier dans ces quartiers prioritaires de la politique de la ville. En outre, notre étude plaide, pour les futurs travaux sur cette problématique, pour la prise en compte de certaines caractéristiques de quartiers, relatives à sa forme urbaine et son niveau d'accessibilité, qui peuvent renforcer l'effet propre d'habiter en zones urbaines sensibles. Nos résultats sur l'aire urbaine de Lyon mériteraient en effet d'être confirmés par d'autres recherches sur d'autres aires urbaines en France.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

AGUILERA A., MASSOT M.-H., PROULHAC L. [2010], « Travailler et se déplacer au quotidien dans une métropole. Contraintes, ressources et arbitrages des actifs franciliens », *Sociétés Contemporaines*, 80, p. 29-45.

ANDAN O., POCHET P., ROUTHIER J.-L., SCHEOU B. [1999], *Stratégies de localisation résidentielle des ménages et mobilité domicile-travail*, Rapport final pour le compte de la DRAST (PREDIT 1996-2000), LET, 176 p.

BACCAÏNI B. [1996], « Les trajets domicile-travail en Île-de-France. Contrastes entre catégories socioprofessionnelles », *Economie et statistique*, 294-295, p. 109-126.

BACCAÏNI B., SEMECURBE F., THOMAS G. [2007], « Les déplacements domicile-travail amplifiés par la périurbanisationé », *Insee Première*, 1129.

BOARNET M.G., CRANE R. [2001], « The influence of land use on travel behavior: specification and estimation strategies », *Transport Research Part A,* 35, p. 823–845.

BONNEL P., BOUZOUINA L., MONTCHAMBERT G. [2013], « Croissance urbaine et accessibilité : intérêts et limites de l'approche par les densités dans une perspective de modélisation de l'usage du sol », *Cybergeo : European Journal of Geography* [En ligne], Systèmes, Modélisation, Géostatistiques, document 642, mis en ligne le 15 avril 2013.URL : http://cybergeo.revues.org/25892

BOUABDALLAH K., CAVACO S., LESUEUR JY. [2002], « Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée de chômage : une analyse microéconométrique », *Revue d'Economie Politique*, 1, p. 137-157.

BOUZOUINA L. [2008], « Ségrégation spatiale et dynamiques métropolitaines », *Thèse de sciences économiques*, Université Lumière Lyon 2, 325 p.

BOUZOUINA L., CABRERA DELGADO J., EMMERICH G. [2014], « Inégalités d'accessibilité à l'emploi en transport collectif urbain : deux décennies d'évolutions en banlieue lyonnaise », *Revue d'Economie Régionale & Urbaine*, 1, p. 33-61.

BRUECKNER J., MARTIN R. [1997], « Spatial mismatch: an equilibrium analysis », *Regional Science and Urban Economics*, 27, p. 693-714.

BRUECKNER J., ZENOU Y. [2003], « Space and Unemployment: The Labor-Market Effects of Spatial Mismatch », *Journal of Labor Economics*, 21(1), p. 242-262.

CABRERA DELGADO J., BONNEL P. [2011], *Codifier l'historique des réseaux de transport sur l'agglomération lyonnaise pour étudier la transférabilité temporelle des modèles à quatre étapes*, Rapport intermédiaire n°1 du projet : Quelle dynamique temporelle pour les modèles à quatre étapes ?, LET, Lyon, 124 p.

CAMAGNI R., GIBELLI M. C., RIGAMONTI P. [2002], « Forme urbaine et mobilité : les coûts collectifs des différents types d'extensions urbaine dans l'agglomération milanaise », *Revue d'Economie Régionale & Urbaine*, 1, p. 105-139.

CAMERON A.C, TRIVEDI P.K. [1998], *Regression Analysis of Count Data*, New York: Cambridge University Press.

CERVERO R, MURAKAMI J. [2010], « Effects of built environments on vehicle miles traveled: evidence from 370 US urbanized areas », *Environment and Planning A*, 42(2), p. 400 – 418.

COULSON N.E., LAING D., WANG P. [2001], «Spatial Mismatch in Search Equilibrium », *Journal of Labor Economics*, 19(4), p. 949-972.

COUTARD O., DUPUY G., FOL S. [2002], « La pauvreté péri-urbaine : dépendance locale ou dépendance automobile ? », *Espaces et Sociétés*, 108-109, p. 155-175.

CURTIS C. [1995], « Reducing the need to travel: strategic housing location and travel behaviour », In: EARP J.H., HEADICAR P., BANISTER D., CURTIS C. (eds.), *Reducing the need to travel: some thoughts on PPG13*. Oxford Planning Monographs, p. 29-47.

DIELEMAN F. M., DIJST M., BURGHOUWT G. [2002] « Urban form and travel behaviour : micro-level household attributes and residential context», *Urban Studies*, 39(3), p. 507-527.

DOMINGUES DOS SANTOS M., L'HORTY Y., TOVAR E. [2010], « Ségrégations urbaines et accès à l'emploi », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, p. 4-25.

DUGUET E., L'HORTY Y., SARI F. [2009], « Sortir du chômage en Ile-de-France : Disparités territoriales, spatial mismatch et ségrégation résidentielle », *Revue Economique*, 60, p. 979-1010.

EWING R., CERVERO R. [2001], « Travel and the Built Environment: A Synthesis », *Transportation Research Record*, 1780, p. 87-114.

FLEURY D., PEYTAVIN J.-F., ALAM T., GODILLON S., SAINT GERAND T., MEDJKANE M., MILLOT M. [2010], « Inégalité sociale et risque routier. L'apport d'une approche territorialisée », *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 57, p. 45-62.

FOL S. [2009], *La mobilité des pauvres. Pratiques d'habitants et politiques publiques*. Paris, Belin, 261 p.

FRIEDRICHS J., GALSTER G., MUSTERD S. [2003], « Neighbourhood effects on social opportunities : The European and American research and policy context », *Housing Studies*, 18, p. 797-806.

GASCHET F., GAUSSIER N. [2003], « Ségrégation urbaine et marchés du travail au sein de l'aire urbaine bordelaise : quelle portée pour l'hypothèse de mauvais appariement spatial ?», *Cahiers du GRES*, 14, p. 1-26.

GASCHET F., GAUSSIER N. [2005], « Les échelles du mauvais appariement au sein de

l'agglomération bordelaise », dans *Concentration économique et ségrégation spatiale,* sous la dir. De M.A. Buisson et D. Mignot : De Boeck Supérieur, p. 221-241.

GOBILLON L., SELOD H. [2007], « Les déterminants locaux du chômage en région parisienne », *Economie et Prévision*, 180, p. 19-38.

GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y. [2007], « The mechanisms of spatial mismatch », *Urban Studies*, 44(12), p. 2401-2427.

GOBILLON L., MAGNAC T., SELOD H. [2011], « The effect of location on finding a job in the Paris region », *Journal of Applied Econometrics*, 26(7), p. 1079-1112.

GRENGS J. [2010], « Job accessibility and the modal mismatch in Detroit», *Journal of Transport Geography*, 18(1), p. 42-54.

HADDAK M., POCHET P., LICAJ I., RANDRIANTOVOMANANA E., VARI J., MIGNOT D. [2011], «Inégalités socio-spatiales de risque routier et mobilité à l'adolescence », dans Carnis L. , Mignot D. (éds), *Pour une économie de la sécurité routière ;* Paris, Economica, p. 99-120.

HANSEN W.G. [1959], « How accessibility shapes land use », *Journal of the American Institute of Planners*, 25, p. 73-76.

HANSON S. [1982], « The determinants of daily travel-activity patterns: relative location and sociodemographic factors », *Urban Geography,* 3(3), p. 179-202.

HAVET N. [2012], « L'impact des politiques d'exonérations territoriales : méthodes d'évaluation et résultats », *Working Paper du Gate Lyon Saint-Etienne,* 20121-31, Octobre, 36p.

HEADICAR P., CURTIS, C. [1994], « Residential development and car-based travel: does location make a difference? » *Proceedings of Seminar C – Environmental Issues, 22nd PTRC European Transport Forum*, Warwick, September. p. 117-130.

HELLERSTEIN J.K., NEUMARK D., MCINERNEY M. [2008], « Spatial Mismatch or Racial Mismatch», *Journal of Urban Economics*, 64(2), p. 464-479.

HOLZER H.J. [1991], « The spatial mismatch hypothesis: What has the evidence shown ? », *Urban Studies*, 28(1), p. 105-122.

IHLANFELD K.R. [1997], « Information on the Spatial Distribution of Job Opportunities Within Metropolitan Areas », *Journal of Urban Economics*, 41(2), p. 218-242.

IHLANFELD K.R., SJOSQUIST D.L. [1990], « Job accessibility and racial différences in youth unemployment rates », *American Economic Review*, 80, p. 267-276.

JOHNSON R. [2006], « Landing a job in urban space: the extent and effects of spatial mismatch», *Regional Science and Urban Economics*, 36, p. 331-372.

KAIN J.F. [1968], « Housing segregation, Negro employment, and metropolitan decentralization », *Quaterly Journal of Economics,* 82(2), p. 175-197.

KHATTAK A., AMERLYNCK V.J., QUERCIA R.G. [2000], « Are travel times and distances to work greater for residents of poor urban neighborhoods? », *Transportation Research Record*, 1718, p. 73-82.

KORSU E., WENGLENSKI S. [2010], « Job Accessibility, residential segregation and risk of long-term unemployment in Paris region », *Urban Studies*, 47(10), p. 2279-2324.

KRYVOBOKOV M., BOUZOUINA L. [2014], « Willingness to pay for accessibility under the conditions of residential segregation », *International Journal of Strategic Property Management*, 18 (2), p. 101-115.

LE JEANNIC T., RAZAFINDRANOVONA T. [2009], « Près d'une heure quotidienne de transport : les disparités se réduisent mais demeurent », dans *France, portrait social* - édition 2009, Paris, Insee, p. 107-123.

LICAJ I., HADDAK M., POCHET P., CHIRON M. [2012], « Individual and contextual socio-economic disadvantage and car driving between 16 and 24 years of age: a multilevel study in the Rhône Département (France) », *Journal of Transport Geography*, 22, p. 19-27.

MAGUAIN D. [2006], « Discrimination positive : un bilan des expériences américaines et européennes », *Revue Française d'Economie,* 21(2), p. 147-193.

MADDALA GS. [1999], *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, p. 205-208.

MCLAFFERTY S., PRESTON V. [1992], « Spatial mismatch and employment in a decade of restructuring », *Professional Geographer*, 48(4), p. 420-431.

MIGNOT D. [2008], « Infrastructures de transports : investir dans les banlieues et les espaces périphériques ? », *Pouvoirs Locaux*, 76, p. 67-72.

MILAKIS D., VLASTOS TH., BARBOPOULOS N. [2008], « Relationships between Urban Form and Travel Behaviour in Athens, Greece. A Comparison with Western European and North American Results», *European Journal of Transport and Infrastructure Research*, 8(3), p. 201-215.

NÆSS P., RØE P.G., LARSEN S. [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.

ONG P.M., MILLER [2005], « Spatial and transportation mismatch in Los Angeles », *Journal of Planning Education and Research*, 25(1), p. 43-56.

ONZUS [2011], *Rapport de l'observatoire national des zones urbaines sensibles*, les Editions du CIV, 304 p.

OPPENCHAIM N. [2009], « Mobilités quotidiennes et ségrégation : le cas des adolescents de Zones Urbaines Sensibles franciliennes », *Espaces populations et sociétés*, 2, p. 215-226.

ORFEUIL J.-P. [2010], « La mobilité, nouvelle question sociale ? », *SociologieS* [En ligne], *Dossiers, Frontières sociales, frontières culturelles, frontières techniques*, mis en ligne le 27 déc. 2010.

ORTEGA J. [2000], « Pareto-Improving Immigration in an Economy with Equilibrium Unemployment », *Economic Journal*, 110(460), p. 92-112.

PATACCHINI E., ZENOU Y. [2005], « Spatial mismatch, tranport mode and search decisions in England », *Journal of Urban Economics*, 58(1), p. 62-90.

PAULO C. [2006], *Inégalités de mobilités : disparité des revenus, hétérogénéité des effets,* thèse pour le doctorat de sciences économiques, Université Lumière Lyon 2, 392 p.

PAULO C. [2007], « Une mesure des inégalités de mobilité et d'accès au volant », *EspacesTemps.net*, [en ligne], Travaux, mis en ligne le 27 mai 2007.

PICARD N., BELABBAS K., CHAUVEAU L., *et al.* [2012], *Trajets et mobilité des ménages : choix individuels et collectifs*. Rapport final pour le Predit et l'Ademe, 101 p.

POUYANNE G. [2005], « L'interaction entre usage du sol et mobilité quotidienne. Méthodologie et application à l'aire urbaine de Bordeaux », *Revue d'Economie Régionale & Urbaine,* 5, p. 723–746.

RAPHAEL S. [1998], « The Spatial Mismatch Hypothesis and Black Youth Joblessness: Evidence from San Francisco Bay Area», *Journal of Urban Economics*, 43, p. 79-111.

RATHELOT R., SILLARD P. [2008], « Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissement », *Economie et Statistique*, 415-416, p. 81-96.

SANCHEZ T.W. [1999], « The connection between public transit and employment», *Journal of the American Planning Association*, 65(3), p.284-296.

SARI F. [2011], « Expliquer les déplacements domicile-travail en Île-de-France : le rôle de la structure urbaine et des caractéristiques socio-économiques », *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 60, p. 123-156.

STEAD D., MARSHALL S. [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.

TAYLOR B.D., ONG P.M [1995], « Spatial mismatch or automobile mismatch? An examination of race, résidence and commuting in US metropolitan areas », *Urban Studies*, 32(9), p. 1453-1473.

TOUGHRAI T., BONNEL P., BOUZOUINA L., PASCAL L. [2013], *Redressement des enquêtes ménages déplacements par la méthode du calage sur marges : Application à l'agglomération lyonnaise 1985-1995-2006*, Rapport de recherche, Laboratoire d'Economie des Transports,

107 p.

VENERI P. [2010], « Urban Polycentricity and the Costs of Commuting: Evidence from Italian Metropolitan Areas », *Growth and Change*, 41(3), p. 403-429.

WEINBERG B.A. [2000], « Black residential centralisation and the spatial mismatch hypothesis», *Journal of Urban Economics*, 48, p. 110-134.

WENGLENSKI S. [2006], « Regard sur la mobilité au travail des classes populaires, une exploration du cas parisien », *Les Cahiers Scientifiques du Transport*, 49, p. 103-127.

WINKELMANN R. [2003], *Econometrics Analysis of Count Data*, Springer-Verlag.
WINTER J., FARTHING S.M [1997], « Coordinating facility provision and new housing development: impacts on car and local facility use ». Dans: FARTHING, S.M. (ed.) Evaluating Local Environmental Policy. Avebury, Aldershot, p. 159-179.