

Coûts environnementaux du développement périurbain : impact des configurations urbaines et des choix résidentiels

Florence Goffette-Nagot
(responsable scientifique)

CNRS, GATE Lyon-Saint-Etienne, Université de Lyon

Carl Gaigné
INRA, SMART, Rennes

Stéphane Riou
CNRS, GATE Lyon-Saint-Etienne, Université Jean Monnet

Yves Schaeffer
IRSTEA, Grenoble

Rapport final

pour le Ministère de l'Ecologie, du Développement Durable, des Transports et du Logement
DGALN / Plan Urbanisme Construction Architecture

MAPA n° D 09-13 (0901987) du 09/11/2009

dans le cadre de la consultation de recherche
"La mobilité et le périurbain à l'impératif de la ville durable :
ménager les territoires de vie des périurbains"

Titulaire du MAPA :
Centre National de la Recherche Scientifique,
Délégation Rhône-Auvergne, 2 avenue Albert Einstein, BP 61335, 69609 VILLEURBANNE CEDEX

Coûts environnementaux du développement périurbain : impact des configurations urbaines et des choix résidentiels

Sommaire

Préambule	1
Contexte de la recherche : développement périurbain, flux de transport et ségrégation résidentielle	2
Problématique de la recherche : une entrée tenant compte des flux de transport de marchandise et une entrée par les catégories sociales	3
Axe 1 : Configurations urbaines et coûts environnementaux : une approche d'équilibre général	4
1. Cadre d'analyse : les modèles d'économie géographique	4
2. Problématique	5
3. Présentation du cadre d'analyse	6
4. Analyse des flux de transport engendrés par différentes configurations spatiales	6
4.1. Analyse en ville monocentrique : le rôle clef de la densité de population	6
4.2. Analyse en ville polycentrique : diminuer les flux de déplacements intra-urbains	8
4.3 Analyse environnementale en équilibre général	9
5. Analyse de bien-être	11
6. Synthèse et extensions	12
Axe 2 : Configurations urbaines et coûts environnementaux : l'impact de la différenciation sociale des espaces périurbains	14
1. Les sources de la ségrégation résidentielle dans la littérature	16
2. Présentation d'ensemble de l'analyse empirique	17
3. Données et échantillon	18
3.1. Données	18
3.2. Définition de l'échantillon	19
3.3. Variable expliquée : typologie des localisations résidentielles	20
3.4. Constitution des échantillons et des variables explicatives	21
4. Le modèle empirique	23
4.1. Estimation d'un modèle de choix de localisation	23
4.2. Méthode de prédiction des distributions spatiales des ménages migrants	24

4.3. Calcul d'indices de ségrégation	27
4.3. Calcul d'indicateurs de distance au centre	28
5. Résultats	29
5.1 Les déterminants des choix de localisation et leur impact en termes de ségrégation	29
5.1.1. Résultats des modèles de localisation résidentielle	29
5.1.2. Implications en termes de ségrégation	36
5.2 Choix résidentiels et durabilité des espaces périurbains : une réflexion prospective sur l'aire urbaine de Paris	44
5.2.1. Présentation de la méthode et discussion	45
5.2.2. Implications en termes de ségrégation	46
5.2.3. Implications en termes de flux de transport	47
6. Synthèse et discussion sur les flux de transport engendrés par les périurbains	53
Synthèse des résultats obtenus dans les deux axes	56
1. Les paramètres importants dans la prévision des flux de transport engendrés par les espaces périurbains	56
1.1. Coûts de transport, prix de logement, préférences sociales	56
1.2. Tailles et configurations internes des villes	57
2. Réflexions complémentaires	58
Références bibliographiques	59

Préambule

Ce rapport présente l'ensemble des résultats du projet de recherche intitulé "*Coûts environnementaux du développement périurbain : impact des configurations urbaines et des choix résidentiels*" mené par des chercheurs du GATE Lyon-Saint-Etienne, de l'IRSTEA Grenoble et de l'INRA-SMART Rennes. Ce projet a été développé selon deux axes, l'un portant sur les liens entre flux de transport et configurations urbaines, dans un cadre d'analyse tenant compte de la localisation simultanée des ménages et des firmes, l'autre s'intéressant à la durabilité des espaces périurbains plus spécifiquement sous l'angle de la ségrégation résidentielle et des flux de transport liés aux déplacements domicile-travail. Les résultats obtenus dans le premier axe ont été présentés dans le premier rapport intermédiaire, tandis que le second rapport intermédiaire a été consacré à la présentation des premiers résultats de l'axe 2.

Le présent rapport reprend la présentation des résultats de l'axe 1 en prenant davantage de recul pour tirer des implications de l'analyse en termes de politique publique. Il développe ensuite l'ensemble des résultats obtenus dans l'axe 2. Ces résultats incluent, outre ceux présentés lors du second rapport intermédiaire, une actualisation de l'analyse sur des données récentes, ainsi qu'une étape supplémentaire de prédictions visant à imaginer les évolutions possibles du périurbain de l'aire urbaine de Paris.

Les travaux qui ont été réalisés durant le cours de ce projet ont fait l'objet de deux publications à paraître :

Gagné C., Riou S., Thisse J.-F. (2012). Are compact cities environmentally friendly?, *Journal of Urban Economics*, à paraître.

Goffette-Nagot F., Schaeffer Y. (2012). Accessibilité ou voisinage ? Une analyse des sources de la ségrégation résidentielle au sein des aires urbaines françaises, *Revue Economique*, à paraître.

Contexte de la recherche : développement périurbain, flux de transport et ségrégation résidentielle

Nous rappelons ici le contexte dans lequel se développe notre recherche. La durabilité des espaces périurbains pose avec acuité la question des flux de transport générés par les déplacements domicile-travail : en déconnectant emploi et lieu de résidence, les ménages périurbains se déplacent en moyenne de 61 km par jour (Baccaïni [2007]). Il est impératif de repenser aujourd'hui le futur des espaces périurbains et plus généralement celui des configurations urbaines en prenant en compte la question du coût environnemental des déplacements. Le développement périurbain est aussi concomitant d'un développement de la ségrégation résidentielle à l'échelle des aires urbaines. En permettant l'étalement de la population, le développement périurbain permet l'éloignement des différentes catégories sociales les unes des autres. Or, la durabilité urbaine suppose une dimension de progrès social dont une des conditions serait un fonctionnement urbain ne mettant pas à l'écart certaines parties de la population. C'est une des raisons pour lesquelles le projet que nous avons développé intègre des analyses de la ségrégation urbaine induite par le développement périurbain.

Le secteur des transports est responsable de 22,5% des émissions de gaz à effet de serre dans l'Union Européenne, et 33,8% des émissions françaises (Ministère de l'écologie, du développement et de l'aménagement durable [2007]). En France en 2005, le transport routier de personnes et de marchandises contribuait à hauteur de 93% de ces émissions par les transports. Ces émissions liées au transport continuent d'augmenter dans la période récente. En particulier, on assiste à un accroissement des flux de transport de personnes en France, pour partie du fait du développement d'un mode de vie périurbain : en déconnectant emploi et lieu de résidence, les ménages périurbains se déplacent en moyenne de 61 km par jour (Baccaïni [2007]). Dans les pays de l'OCDE, deux tiers des coûts seraient dus au transport de voyageurs et un tiers au transport de marchandises (OCDE [2006]). Pour tenir compte de l'évolution future du coût de l'énergie, ainsi que de la nécessité de promouvoir des politiques de réduction des émissions de gaz à effet de serre, il est impératif de repenser aujourd'hui le futur des configurations urbaines en prenant en compte la question du coût environnemental des déplacements.

La littérature sur les espaces périurbains et les configurations urbaines s'est progressivement orientée sur ces questions environnementales au cours des deux dernières décennies. L'analyse du développement périurbain a ainsi tout d'abord exploré la question de l'arbitrage entre demande de logement et coût des migrations alternantes (Fujita [1980] ; Goffette-Nagot [2000]). Il existe ainsi, dans cette littérature, plusieurs méthodologies permettant de mesurer le rôle relatif des gradients de prix des logements et des coûts de transport dans l'intensité de l'étalement urbain. Les préoccupations environnementales plus récentes ont fait émerger des travaux cherchant à mesurer les flux de transport engendrés par une zone urbaine selon son niveau de densité (Kahn [2000] ; Camagni *et al.* [2002] ; Muniz, Galindo [2005] ; Bento *et al.* [2005] ; Brownstone, Golob [2009]). On montre ainsi les liens existant entre la densité d'une zone urbaine et les flux de transport de personnes qu'elle induit.

On a constaté plus récemment une relative décentralisation des emplois dans les plus grandes aires métropolitaines (voir Gilli [2009] pour l'agglomération parisienne). Dans ce contexte, les travaux sur l'impact environnemental des aires urbaines se sont interrogés sur le rôle de la polycentricité dans l'intensité des flux de transport (Gaschet [2001] ; Aguilera, Mignot [2004] ; Mignot *et al.* [2007]). On peut en effet faire l'hypothèse que l'existence de centres d'emploi et d'activité secondaires permet de réduire la distance totale parcourue par les actifs. Mais on sait que la relation entre polycentricité et intensité des flux de déplacement est ambiguë dans la réalité car le fonctionnement du marché du travail ne permet pas d'allouer les actifs au centre d'emploi le plus près de leur lieu de résidence (et réciproquement). Des travaux plus récents ont analysé l'impact des politiques de maîtrise de l'étalement urbain sur le coût environnemental des formes urbaines (Kahn [2006]).

Finalement, une littérature aujourd'hui abondante s'est penchée sur la question de l'impact environnemental des configurations urbaines, qui engendrent des flux de transport plus ou moins intenses selon leur forme et en particulier selon les densités d'occupation et l'existence de centres secondaires. On peut cependant voir deux limites à ces travaux.

Tout d'abord, la question du transport est généralement considérée dans ces travaux du seul point de vue du transport de personnes, dans une optique d'équilibre partiel dans lequel le transport des biens produits et consommés dans la ville n'est pas pris en compte. Or il est important de raisonner dans une optique d'équilibre général intégrant la question des flux de transport entre villes productrices de biens. En effet, même si le coût de transport des biens est faible au regard du coût de transport des personnes, le transport de marchandises entre les villes d'un même pays, majoritairement effectué par la route, conserve une contribution importante aux émissions de gaz à effet de serre. Or les formes urbaines sont étroitement liées aux questions de localisation des firmes, et donc aux flux de transport de marchandises.

Ensuite, les travaux existants ne tiennent pas réellement compte de la différenciation des ménages périurbains. On considère en général l'ensemble des flux de transport engendrés par une aire métropolitaine, en supposant une catégorie de ménages homogène, alors que les espaces périurbains accueillent des ménages de catégories sociales variées qui ont des comportements différents en termes de déplacement. Or, on constate au niveau agrégé le lien important entre coûts du logement, ségrégation et déplacements des ménages (Mignot *et al.* [2007] ; Tivadar [2006]). Il semble donc important de proposer une analyse du développement périurbain intégrant la question du choix résidentiel des ménages en fonction de leur catégorie sociale, ceci afin de dresser des pistes d'évolution possible des flux de transport engendrés par les espaces périurbains.

Problématique de la recherche : une entrée tenant compte des flux de transport de marchandise et une entrée par les catégories sociales

L'état de l'art développé ci-dessus débouche donc sur deux points sur lesquels la littérature existante n'a pas apporté de réponse. En premier lieu, la question du transport est généralement considérée dans ces travaux du seul point de vue du transport de personnes, dans une optique d'équilibre partiel dans laquelle le transport des biens produits et consommés dans la ville n'est pas pris en compte. Or la théorie économique récente, dans le cadre des modèles d'économie géographique, montre que la localisation des ménages est étroitement liée à celle des entreprises, et que les configurations existant à l'équilibre dépendent fortement des interrelations entre ces deux catégories d'agents économiques. En d'autres termes, s'il est indispensable de considérer les choix résidentiels des ménages pour analyser les flux de transport engendrés par ces derniers, il est tout aussi indispensable de tenir compte des conséquences de ces localisations résidentielles sur la localisation des entreprises, et aussi des effets en retour des localisations des entreprises sur la distribution spatiale des ménages. En d'autres termes, il est important de raisonner dans une optique d'équilibre général dans laquelle la structure interne des villes est étroitement liée aux flux de transport de marchandises produits par l'ensemble du système de villes. Cette question fait l'objet du premier axe de notre recherche.

En second lieu, les travaux existants négligent en général le fait que les espaces périurbains accueillent des ménages de catégories sociales variées qui ont des comportements différents en termes de déplacement. Or, il semble important de proposer une analyse du développement périurbain intégrant la question du choix résidentiel des ménages en fonction de leur catégorie sociale, ceci afin de dresser des pistes d'évolution possible des flux de transport engendrés par les espaces périurbains. C'est ce qui sera développé dans le second axe de notre recherche. Enfin, ces analyses portant sur la localisation résidentielle des différentes catégories socio-professionnelles nous amènent aussi à analyser la ségrégation résidentielle dans les zones périurbaines, en lien avec les déterminants des choix de localisation résidentielle des ménages. La question centrale dans l'analyse que nous développons est de savoir quels sont les poids respectifs, dans ces choix résidentiels, des préoccupations relatives à la distance au centre et de celles relatives aux préférences pour l'environnement social.

Bien que reposant sur des logiques différentes, ces deux axes de recherche apportent deux points de vue convergents sur les espaces périurbains, et nous nous attachons dans la dernière section de ce rapport à faire une synthèse développée des résultats obtenus dans les deux axes.

Axe 1 : Configurations urbaines et coûts environnementaux : une approche d'équilibre général

L'objectif de l'analyse développée dans cet axe est d'abord d'explorer les relations entre la configuration d'un système de villes et les flux de transport de personnes et de biens qu'il engendre pour, dans un second temps, procéder à une analyse de l'impact environnemental des politiques de densification de l'habitat résidentiel. Cette analyse repose sur le développement d'un modèle théorique spécifique, dont le but est de montrer les situations d'équilibre atteintes selon différentes hypothèses, pour en tirer des conclusions en termes de flux de transport prévalant dans les différents cas. L'intérêt du développement de cette analyse théorique est de tenir compte des mécanismes essentiels qui sont en jeu dans la question considérée, dans le cadre d'un environnement bien défini et simplifié permettant de contrôler les paramètres en jeu.

Avant de présenter le modèle développé, nous rappelons quel est le cadre théorique plus général dans lequel cette modélisation a été développée.

1. Cadre d'analyse : les modèles d'économie géographique

Le modèle proposé se situe dans le cadre de la Nouvelle Economie Géographique, qui vise à analyser la distribution spatiale des activités économiques et des ménages sur la base de choix endogènes de localisation. Ce cadre d'analyse, initié par Krugman [1991], repose sur l'idée principale que les agents économiques retirent un avantage de l'agglomération à proximité des autres agents. Les firmes retirent un bénéfice de la proximité des consommateurs, car cela leur permet d'exploiter les rendements croissants qui existent au niveau agrégé : du fait de l'existence de coûts fixes de production, un plus grand nombre de consommateurs permet le maintien d'un plus grand nombre de firmes. Les consommateurs, qui ont une préférence pour la diversité des biens produits, bénéficient de la proximité d'un grand nombre de firmes, qui leur permet de consommer une plus grande diversité de biens sans coûts de transport de ces biens, produits à proximité.

Les coûts de transport des marchandises sont au coeur de ces modèles et sont une des sources des forces d'agglomération considérées. Certains de ces modèles tiennent compte également des coûts des déplacements des actifs entre domicile et lieu de travail et des différentiels spatiaux de prix de logement qui en découlent.

C'est un modèle de ce type qui a été développé spécifiquement pour répondre à la question posée dans cet axe du projet et que nous présentons dans la section suivante. L'intérêt de ce type de modèle est de reposer uniquement sur des mécanismes microéconomiques simples, sans faire de présuppositions concernant les localisations initiales ou une préférence intrinsèque des agents pour l'agglomération¹. Dans le cadre qui nous préoccupe dans ce projet, ce type de modèle est particulièrement adapté car il tient compte des effets en retour de toute modification des localisations résidentielles des ménages sur

¹ On pourra se référer au chapitre II de Crozet, Lafourcade (2009), La Nouvelle Economie Géographique, La Découverte, Collection Repères.

la localisation des firmes. La section suivante justifie le besoin de tenir compte de ces interactions entre localisations des entreprises et des ménages.

2. Problématique

Il est largement admis que les progrès technologiques en matière d'efficacité énergétique dans le secteur des transports seront insuffisants pour stabiliser la pollution émanant de ce secteur (European Environment Agency [2007]). D'autres initiatives sont donc nécessaires, dont l'une consistant à faire en sorte que les distances parcourues par les personnes et marchandises se réduisent sensiblement. Dans une certaine mesure, ceci explique le consensus entre collectivités territoriales, gouvernements et grandes institutions internationales autour de la nécessité de promouvoir des villes plus denses. Il existe en effet des éléments tangibles prouvant que les émissions générées par les grandes métropoles varient selon leur niveau de densité. Par exemple, Kahn [2006] rapporte qu'aux Etats-Unis la consommation d'essence est la plus faible dans des villes dites « compactes » comme New York et San Francisco et la plus élevée dans des villes dites « étalées » comme Los Angeles ou Atlanta. Mais les coûts environnementaux de l'étalement urbain sont aussi de plus en plus évalués en Europe. L'étude de Muniz et Galindo [2005] démontre par exemple qu'entre 1986 et 1996 dans l'aire métropolitaine de Barcelone, le niveau d'émission par tête a doublé et que les distances moyennes parcourues ont augmenté de 45%.

Le travail que nous menons part du constat qu'en dépit de ces éléments empiriques et d'un large consensus, les fondements théoriques d'une politique de densification urbaine méritent d'être clarifiés. La littérature existante sur le sujet néglige en effet un aspect fondamental de la question. Les promoteurs d'une plus grande densification urbaine mettent souvent en avant une relation quasi-mécanique suggérant qu'en augmentant la densité, on réduit les distances parcourues au sein des villes et du même coup les émissions produites. Nous confirmons cette relation dans notre modèle, mais attirons l'attention sur le fait qu'elle résulte d'une analyse en équilibre partiel et ne capte donc pas des effets plus indirects. Elle néglige par exemple la possibilité que des changements de localisation des firmes et des ménages s'opèrent à long terme en réponse à une augmentation de densité. En effet, un changement de densité ne peut être appréhendé comme ayant des effets neutres sur les prix, les salaires, les rentes foncières, autant de variables économiques susceptibles d'affecter les choix de localisation. Nous montrons que la prise en compte de ces effets d'équilibre général rend l'impact d'une politique de densification urbaine ambiguë puisque rien n'assure que les modifications de localisation soient optimales d'un point de vue environnemental.

Par ailleurs, les effets des politiques de densification de l'espace urbain sont souvent appréciés à l'échelle de villes prises individuellement. La possibilité qu'une politique donnée engendre des changements de localisation au sein et entre les villes nous conduit à apprécier son impact au sein d'un système urbain à deux villes. Nous privilégions donc une approche plus globale de l'évaluation environnementale des politiques de densification urbaine.

Notre analyse repose sur l'arbitrage suivant. D'une part, l'agglomération des entreprises et ménages au sein de villes de grandes tailles diminuerait les émissions émanant du transport de marchandises. D'autre part, une telle organisation du système urbain conduirait inévitablement à rendre les déplacements domicile-travail plus longs et à générer davantage d'émissions. Lorsque la distribution spatiale des activités entre villes et à l'intérieur des villes est fixe, une densité urbaine plus importante est favorable du point de vue environnemental. Cependant, on doit dans les faits tenir compte de la relocalisation possible des activités entre les villes, ainsi que de la structure interne des villes : mono- ou poly-centrique.

C'est l'objectif de la modélisation théorique que nous proposons.

3. Présentation du cadre d'analyse

Le modèle développé dans ce travail considère une économie à deux villes, chacune d'elle étant représentée par une droite. L'objectif est d'analyser les flux de transport engendrés par cette économie, selon les schémas de localisation des firmes et des consommateurs entre ces deux villes et à l'intérieur de ces villes.

Les firmes occupent les localisations au centre de chaque ville. Par approximation, on considère que leur consommation de sol est nulle. Elles produisent un bien homogène (c'est-à-dire un bien qui n'est pas différencié) en concurrence oligopolistique et supportent un coût de transport sur chaque unité de bien exporté vers l'autre ville.

Les ménages retirent une utilité de la consommation du bien homogène et de la détention d'un bien numéraire. Ils occupent une surface résidentielle de taille fixe et se déplacent jusqu'au centre-ville pour se rendre sur leur lieu de travail ; les coûts de déplacement associés et la concurrence sur le marché du logement engendrent des différentiels de prix unitaire du logement selon la distance au centre-ville, comme dans les modèles d'économie urbaine standards. La contrainte budgétaire des consommateurs inclut une dépense en logement, la dépense en déplacements domicile-travail et la dépense dans les deux biens de consommation. Enfin, du fait du coût de transport, le prix du bien homogène dans une ville dépend de la répartition des firmes entre les deux villes. Ce prix détermine le profit des firmes, et finalement les salaires offerts dans chaque ville.

Les résultats du modèle sont en termes de configurations d'équilibre : étant donné les hypothèses que nous venons d'exposer, on peut déterminer quelles sont les distributions spatiales des ménages et des firmes telles qu'aucun des agents économiques n'ait d'incitation à modifier sa localisation. Le coût écologique d'une configuration urbaine est déterminé par les flux de déplacements domicile-travail des consommateurs et les flux de transport de marchandises. Chacun de ces deux types de flux est affecté d'un paramètre propre traduisant le coût écologique associé à ce type de déplacement. Les flux de déplacement domicile travail sont fonction de la répartition des ménages entre les deux villes : ils sont minimum lorsque les ménages sont distribués également entre les deux villes, et sont au contraire maximum lorsqu'une des deux villes rassemble la totalité des ménages, car les ménages localisés dans la grande ville doivent alors parcourir des distances importantes. A répartition des ménages donnée, les flux de transport diminuent lorsque la densité de population augmente, traduisant l'avantage procuré par des formes de villes compactes. En revanche, l'agglomération de l'activité économique dans une seule des deux villes, en rapprochant les consommateurs des lieux de production du bien différencié, permet de minimiser les coûts écologiques liés au transport des marchandises. Il existe donc clairement un arbitrage entre une distribution concentrée de l'activité économique, qui permet d'économiser sur les flux de transport de marchandises mais accroît les flux de migrations alternantes et une distribution équilibrée entre deux villes, qui a l'effet inverse. Pour aller plus loin dans la compréhension des termes de cet arbitrage, le modèle développe une analyse considérant successivement des configurations urbaines monocentriques, puis des configurations polycentriques, dans lesquelles les activités productives peuvent former des centres secondaires dans la ville.

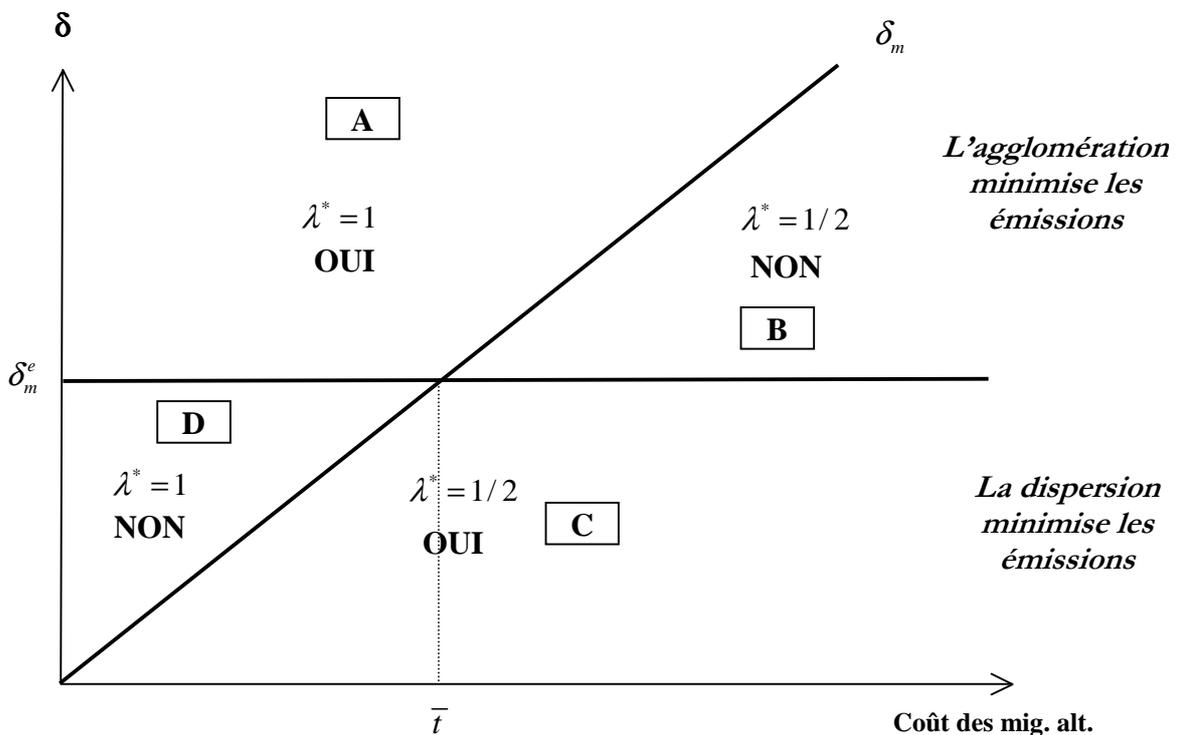
4. Analyse des flux de transport engendrés par les différentes configurations spatiales

4.1. Analyse en ville monocentrique : le rôle clef de la densité de population

La première partie du modèle analyse les configurations d'équilibre en fonction des paramètres du modèle. On montre que, dans le cas monocentrique, l'agglomération des agents économiques dans une seule ville est un équilibre stable lorsque les densités de population sont élevées (sous l'effet par exemple de restrictions réglementaires sur la superficie des terrains à bâtir), que les coûts unitaires de migrations alternantes sont faibles (ce qui réduit les inconvénients de l'agglomération) ou que les coûts de transport des marchandises sont élevés (ce qui augmente les inconvénients d'une répartition équilibrée entre deux villes de taille moyenne).

On peut évaluer le coût écologique des différentes configurations. Les résultats du modèle montrent que l'agglomération dans une seule ville minimise le coût écologique total si les densités de population sont élevées et/ou si les coûts de transport des marchandises sont faibles. Dans les conditions inverses, c'est la configuration dispersée avec deux villes de tailles égales qui minimise les coûts écologiques. Ainsi, il n'y a pas une relation univoque entre le coût écologique et la configuration spatiale d'équilibre : tout dépend de la valeur des coûts de transport et de la consommation de sol par ménage. La figure 1 ci-dessous illustre ce premier résultat. Selon la combinaison de densité de population et de coût unitaire de migrations alternantes qui prévaut, le marché aboutit à une solution qui est ou non souhaitable du point de vue écologique.

Figure 1. Répartition entre villes et coût environnemental



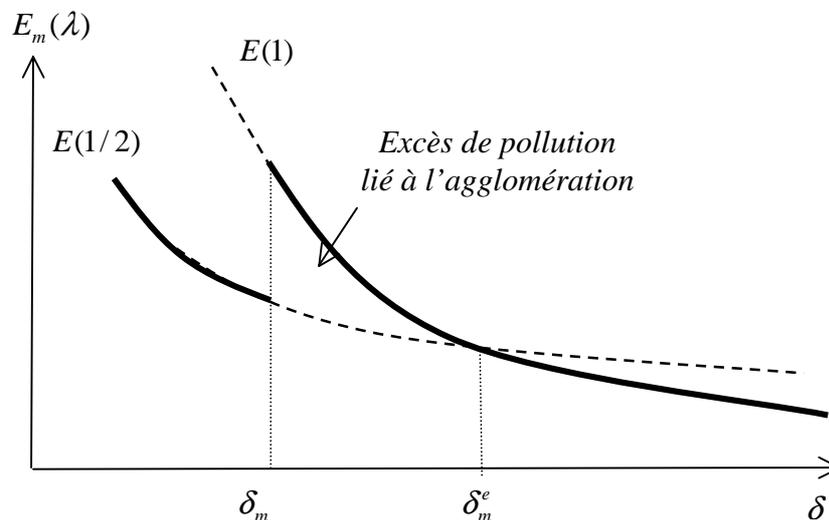
Au-dessus (en-dessous) de la droite δ_m^e l'agglomération (la dispersion) est la configuration urbaine la plus économe en émissions. A la gauche de la droite δ_m la densité est suffisamment élevée pour soutenir l'existence d'une seule ville alors qu'à sa droite deux villes de même taille devraient émerger.

Les zones B et D correspondent ainsi à des situations où la répartition des firmes et des ménages est sous-optimale d'un point de vue environnemental. Au sein de la zone B par exemple, l'agglomération au sein d'une seule grande ville générerait le moins d'émissions, mais le niveau de densité y est trop faible pour qu'une telle configuration corresponde à un équilibre de marché. Au contraire, la zone A décrit une situation où l'équilibre de localisation coïncide avec celui souhaité d'un point de vue environnemental.

Par conséquent, l'instrument de politique qui consiste à produire des villes plus compactes en contrôlant les densités de population peut avoir des effets non souhaités. Précisément, nous montrons que l'existence de coûts faibles de migrations alternantes favorise l'émergence de tels effets. En effet,

il s'agit d'un facteur décisif d'agglomération des ménages au sein de grandes villes puisque les coûts monétaires de l'étalement urbain sont alors minimisés. La figure ci-dessous illustre notre propos. Elle décrit l'évolution des émissions globales (E) du système urbain au fur et à mesure que la densité urbaine augmente et en tenant compte des effets induits sur la localisation des firmes et des ménages.

Figure 2. Densité urbaine, localisation endogène et émissions



Dans l'intervalle $(0, \delta_m)$ le marché permet l'existence de deux villes de même taille. Une politique de densification urbaine a alors pour conséquence de réduire les distances de déplacements domicile-travail et les émissions ainsi générées. Toutefois, si cette politique est suffisamment offensive et conduit à un niveau de densité supérieur à δ_m , l'agglomération au sein d'une seule grande ville peut devenir une configuration spatiale d'équilibre. Dans ce cas, la politique produit des effets non souhaités puisqu'elle augmente sensiblement le niveau global d'émissions. En effet, l'agglomération minimise les émissions de transport de marchandises puisque l'unique ville est à la fois lieu de production et de consommation, mais l'étalement urbain ainsi provoqué génère un surcroît de pollution dû à des déplacements domicile-travail plus longs en moyenne. Cet excès de pollution persiste si la densité reste dans l'intervalle (δ_m, δ_m^e) . Au-delà de δ_m^e , la densité urbaine est suffisamment forte pour que l'agglomération au sein d'une seule ville compacte minimise les émissions.

4.2. Analyse en ville polycentrique : diminuer les flux de déplacement intra-urbains

Les configurations urbaines polycentriques présentent l'avantage de permettre la réduction des flux de déplacements domicile-travail, par le développement de centres d'emploi dans les périphéries urbaines. Ainsi, les politiques de réduction des émissions de gaz à effet de serre peuvent tirer partie de cette possibilité.

Dans ce développement du modèle, on suppose donc que les firmes peuvent se localiser dans un centre d'emploi secondaire. Cela n'engendre pas de coûts de transport des marchandises supplémentaires, mais induit pour la firme des coûts liés à la communication nécessaire pour l'acquisition de services au centre-ville.

Nous comparons ensuite le niveau d'émissions d'un système urbain monocentrique avec celui émanant d'une organisation polycentrique où chaque ville est structurée en un centre principal

d'emplois et deux centres secondaires. Les distances domicile-travail étant en moyenne moins importantes dans ce dernier cas, notre modèle conclut à la supériorité environnementale de l'organisation urbaine polycentrique.

Enfin, le cas polycentrique conduit à une relation ambiguë entre la densité de population et les flux de déplacement. D'un côté, pour une répartition donnée des activités entre le centre principal et les centres secondaires, une densité de population plus élevée permet de réduire les flux de déplacement. D'un autre côté, une densité de population supérieure induit une diminution du poids des centres secondaires relativement au centre principal, et donc une augmentation des flux de transport totaux. Les résultats du modèle montrent que c'est le premier effet qui domine, et qu'une densité de population plus élevée engendre une diminution nette des émissions.

4.3. Analyse environnementale en équilibre général

Finalement, il est possible d'analyser les résultats d'équilibre lorsque les firmes et les ménages peuvent choisir leur localisation entre villes et à l'intérieur des villes (avec la possibilité de formation de centres secondaires). En d'autres termes, nous considérons ici qu'une politique de densification urbaine peut modifier à la fois la taille et le nombre de villes d'un système urbain ainsi que leur morphologie. On montre que les configurations obtenues dépendent à la fois de la densité de population et des coûts de communication des firmes à l'intérieur des villes (qui déterminent la profitabilité pour les firmes d'une localisation dans un centre secondaire). Précisément, cinq équilibres sont dérivés de cette analyse. Le système urbain peut être caractérisé par deux villes polycentriques identiques (p,p), une seule grande ville polycentrique (p,0), deux villes monocentriques identiques (m,m), une seule grande ville monocentrique (m,0) et enfin, une grande ville polycentrique coexistant avec une petite ville monocentrique (p,m). La figure 3 ci-dessous illustre l'espace des équilibres en fonction des coûts de communication supportés par les firmes lorsqu'elles s'installent dans un centre secondaire et de la densité prévalant dans le système urbain. Il apparaît ainsi que des coûts de communication faibles combinés à une densité élevée favorisent un système urbain composé d'une seule grande ville polycentrique. Au contraire, le monocentrisme est dominant lorsque les coûts de communication sont élevés lesquels, associés à une densité faible ou intermédiaire, favorisent l'existence de deux villes.

Notre propos est alors d'évaluer l'impact environnemental d'une politique de densification en tenant compte des possibles modifications de localisation qu'elle peut engendrer à l'échelle intra-urbaine mais aussi inter-urbaine. Nous menons donc ici une analyse d'équilibre général en adoptant le parti pris qu'une telle politique ne saurait être neutre sur les salaires, les rentes foncières, la profitabilité des firmes, autant de variables pouvant amener dans le long terme à une réévaluation des choix de localisation optimaux.

Le graphique de la figure 4 ci-dessous retrace l'évolution des émissions liées aux migrations alternantes pour un niveau croissant de densité. Les discontinuités observées représentent une modification ou déformation des équilibres intra et inter-urbains. Partant d'un niveau faible de densité, l'équilibre spatial décrit deux villes polycentriques. Dans un premier temps, une politique visant à un système urbain plus compact génère mécaniquement des déplacements sur de plus courtes distances ainsi que des économies d'émissions. Mais une fois atteint le niveau de densité $\delta_m / 3$ le système urbain se modifie et est composé d'une grande ville polycentrique et d'une ville moyenne monocentrique. Ces changements de tailles et de morphologies s'accompagnent d'un surcroît d'émissions lié à l'augmentation de population dans la ville polycentrique. En d'autres termes, c'est bien ici le passage d'un équilibre dispersé à un équilibre partiellement aggloméré qui rend la politique menée inefficace d'un point de vue environnemental. Une telle discontinuité conduisant à une évolution défavorable des émissions peut aussi être observée lorsque le niveau de densité est suffisamment élevé pour soutenir l'agglomération complète des ménages et firmes au sein d'une seule grande ville polycentrique (p,0).

Figure 3. L'espace des équilibres intra et inter-urbains

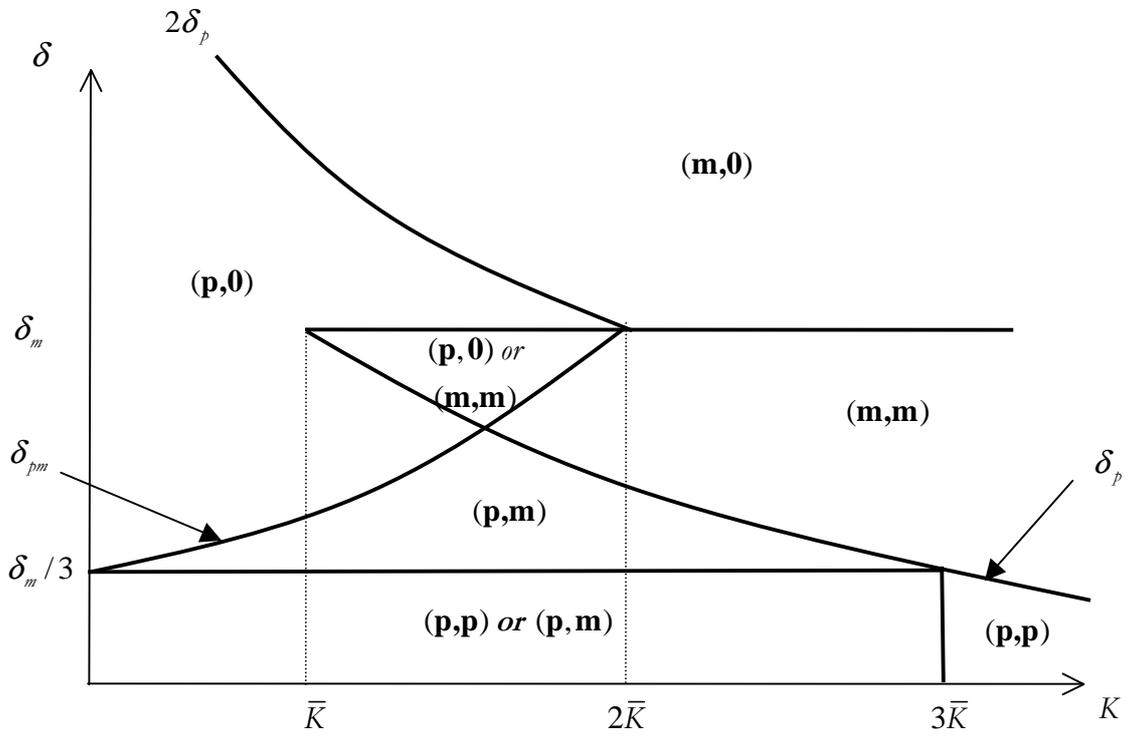
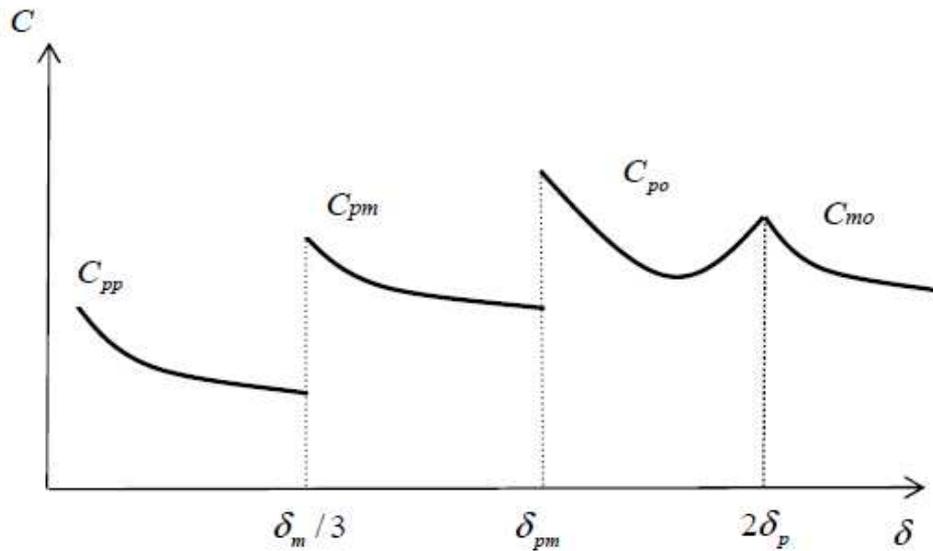


Figure 4. Densification et pollution liée aux déplacements domicile-travail



Toutefois, il doit être noté que les effets sur les flux de transport de marchandises sont inverses à ceux décrits ci-dessus. En effet l'agglomération progressive au sein du système urbain, qui induit des distances plus élevées parcourues par les personnes a aussi pour effet de diminuer les flux de transport de marchandises entre villes et les émissions qui y sont associées Ceci ne nous permet pas de conclure de façon univoque sur les effets nets d'une politique de densification urbaine. On peut néanmoins penser que dans la situation actuelle, caractérisée par le poids important des flux de déplacement de personnes dans les émissions de gaz à effet de serre, le premier effet négatif pourrait être dominant.

Nous montrons toutefois que les mécanismes de marché tendent à promouvoir des villes polycentriques dont le centre principal d'emplois est non seulement trop important du point de vue du bien-être social, mais aussi d'un point de vue environnemental. La décentralisation des emplois au sein de centres secondaires constitue alors une option de politique d'aménagement supplémentaire ou substituable aux politiques de densification urbaine.

5. Analyse de bien-être

En parallèle de l'analyse des effets environnementaux d'une plus grande densité urbaine, nous cherchons à isoler les effets en termes de bien-être d'une telle politique. La question posée est alors la suivante : la densification des zones urbaines peut-elle à la fois diminuer les émissions et conduire à une amélioration du bien-être des ménages ou existe-t-il une incompatibilité de fond entre les deux objectifs ? Il s'agit là encore de bien distinguer un premier scénario de court terme où les localisations des ménages et firmes restent stables d'un second scénario où l'augmentation de la densité conduit à un redéploiement des localisations et à l'émergence d'une seule ville.

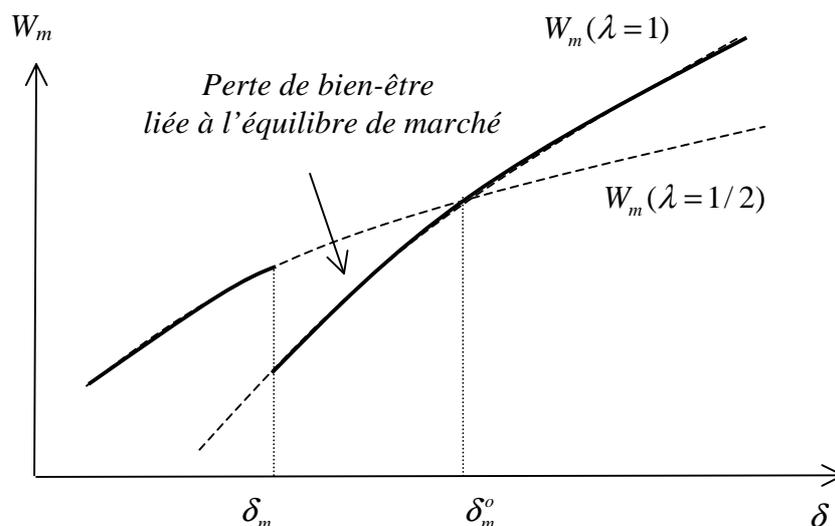
Le premier scénario aboutit à des conclusions non ambiguës. En réduisant les distances domicile-travail parcourues, la densification améliore le bien-être individuel et collectif dans la mesure où elle génère une diminution des coûts de migrations alternantes. Dans ce cas, les objectifs de bien-être et de réduction des émissions sont clairement conciliables que les villes soient monocentriques ou polycentriques.

Dans le second scénario, nous considérons les effets éventuels de localisation d'une politique de densification et notamment l'émergence d'un équilibre spatial aggloméré où firmes et ménages sont localisés au sein d'une même ville. Dans ce cas, les conséquences en termes de bien-être sont multiples. La concurrence entre firmes devenant plus vive et les ménages n'ayant plus à payer les coûts de transport de marchandises internalisés dans les prix, le surplus du consommateur augmente. Inversement, le surcroît de concurrence lié à l'agglomération des firmes conduit à une érosion des profits et à des salaires versés plus faibles. Rien n'assure donc que l'équilibre de localisation aggloméré correspond à l'optimum social. Dans le cas monocentrique, nous montrons ainsi qu'il existe un intervalle de densité pour lequel le marché favorise l'agglomération au sein d'une seule ville alors que l'optimum social nécessiterait le maintien de deux villes de même taille (cf. figure 5).

Le croisement de cette analyse en termes de bien-être avec l'analyse environnementale menée précédemment est riche d'enseignements. En particulier, lorsque les coûts de migration alternantes sont faibles, nos résultats suggèrent qu'une politique de villes compactes devrait être accompagnée d'une politique soutenant l'existence de deux villes pour qu'optimum social et optimum environnemental coïncident². En effet, en freinant l'agglomération, les autorités publiques contribuent à réduire les émissions tout en améliorant le bien-être social. Ce résultat est donc en phase avec la règle générale d'économie publique qui veut qu'à chaque objectif corresponde un instrument de politique publique particulier.

² Ce résultat peut être dérivé d'une lecture parallèle des figures 2 et 5.

Figure 5. Densité et bien-être social



6. Synthèse et extensions

Bien que dérivés d'un cadre relativement simplifié, ces résultats suggèrent qu'une fois prise en compte la capacité des agents économiques à changer de localisation, les politiques visant à rendre les villes plus compactes peuvent avoir des effets plus ambigus que prévus. En particulier, l'empreinte environnementale des villes en termes d'émissions n'est pas liée à la densité résidentielle mais plutôt à une combinaison optimale entre densité et organisation spatiale du système urbain. Par exemple, en présence de deux villes monocentriques et d'une mobilité interurbaine des ménages et entreprises, nous montrons qu'une politique consistant à augmenter la densité urbaine peut générer *in fine* davantage d'émissions lorsque les coûts de déplacement au sein des villes sont faibles et donc que l'agglomération au sein d'une seule ville est soutenable. Ainsi, il est essentiel, lors de la définition de politiques publiques visant à orienter les configurations urbaines dans un objectif de réduction des émissions de gaz à effet de serre, de tenir compte des effets de la modification des densités de population sur la localisation des entreprises. En particulier, chercher à réduire les flux de déplacements engendrés par le développement périurbain sans tenir compte de l'impact en retour sur l'équilibre global du système urbain peut conduire à des conclusions erronées. De manière plus générale, la décentralisation des emplois au sein de grandes villes apparaît comme une politique tout à fait complémentaire de celle visant à la densification des espaces urbains. Enfin, le futur de pays émergents comme la Chine et l'Inde sera essentiellement soutenu par le développement urbain. Les règles d'urbanisation et l'organisation des systèmes urbains que privilégieront ces pays auront sans doute un impact considérable sur l'empreinte environnementale mondiale. Au-delà des effets ambigus de la densification urbaine, notre analyse suggère que le nombre de mégalo-poles ainsi que leur structure interne seront des facteurs décisifs.

Diverses pistes d'extension de ce modèle sont actuellement envisagées. L'une d'entre elles est d'introduire des motifs de déplacement autres que ceux liés au travail. En effet, une part non négligeable des émissions provenant de l'usage du véhicule privé provient de déplacements liés aux loisirs et plus généralement à des motifs de consommation d'aménités. La localisation de ces aménités au sein des villes devient alors une variable cruciale dans la perspective de développer une analyse générale de l'empreinte environnementale des villes. Nous laissons aussi de côté le rôle de la densité urbaine dans les émissions émanant de la consommation d'énergie des logements. Un secteur du logement devrait être explicitement intégré à notre modèle pour traiter de cette question.

Par ailleurs, il est clair que l'augmentation de la densité a pour conséquence de produire de la congestion ou d'autres externalités négatives pour le bien-être individuel. La course à la densification urbaine entre, par exemple, en opposition avec la norme sociale qui voudrait que les ménages, en moyenne, éprouvent une désaffection vis-à-vis des villes verticales. Cet effet n'est pas capté par notre modèle dans la mesure où la densité appliquée au système urbain n'affecte pas directement l'utilité individuelle et résulte du choix d'un planificateur central. Nous travaillons actuellement sur une nouvelle version du modèle où l'utilité des individus croît de façon concave avec la superficie de leur logement et décroît donc avec la densité résidentielle. Dans ce cas, il est clair que le décideur public doit arbitrer entre un niveau de densité suffisamment élevé pour minimiser l'empreinte environnementale de la ville et une densité suffisamment faible favorable au bien-être individuel. De notre point de vue, cet arbitrage prend tout son sens dans un contexte de concurrence entre villes où la taille moyenne des lots disponibles peut servir d'instrument pour attirer de nouveaux résidents. En raison de l'absence de coordination entre collectivités, on peut anticiper une tension encore plus forte entre les objectifs environnementaux et ceux relatifs au bien-être social.

Axe 2 : Configurations urbaines et coûts environnementaux : l'impact de la différenciation sociale des espaces périurbains

Les migrations pendulaires des actifs occupés engendrent des coûts environnementaux non négligeables : pollution atmosphérique, nuisances sonores, consommation de ressources énergétiques non renouvelables et consommation foncière liée aux infrastructures de transport. Ces coûts sont encore plus marqués si l'on considère les migrations de plus longues distances qui s'établissent entre les centres urbains et leurs banlieues et surtout entre les espaces urbains et périurbains.

L'ampleur de ces flux de transport quotidiens est déterminée par la localisation de l'emploi et par l'organisation socio-spatiale de l'espace résidentiel urbain et périurbain. Le premier point est évident, puisque ces flux sont directement polarisés par l'emploi. Le second est plus rarement souligné. Les flux ne dépendent pas simplement de la distribution spatiale de la population relativement à celle de l'emploi. Ils dépendent aussi de la distribution spatiale des caractéristiques sociodémographiques de la population. En effet, à niveau de population donnée en un lieu, l'intensité et la nature des flux sortant est à mettre en relation avec le taux d'emploi et les pratiques de mobilité des ménages. Ces deux facteurs sont liés aux caractéristiques de la population présente en ce lieu.

Si notre souhait est de prédire (puis infléchir) les flux de transport futurs, il nous faut en premier lieu prédire « qui se trouvera où » à l'avenir. Il nous faut savoir quels seront les choix de localisation résidentielle effectués par les ménages en fonction de leurs caractéristiques sociodémographiques. Le meilleur référentiel pour répondre à cette question – plus exactement le seul existant – est celui de leurs choix passés. Connaissant les critères de choix des ménages et moyennant une hypothèse de relative stabilité des comportements, il nous sera possible de projeter dans un futur proche les tendances du passé récent. Dans cette perspective, **l'objectif de ce second axe du projet est de contribuer à une meilleure compréhension des déterminants de la composition sociale des espaces urbains et périurbains afin d'anticiper son évolution à l'horizon 2015**. La méthode d'analyse proposée est celle de l'économétrie appliquée. Dans une première étape, nous analysons les choix résidentiels des ménages localisés en 1999, puis en 2007, dans une aire urbaine de plus de 300 000 habitants, dont l'aire urbaine de Paris. Dans une seconde étape, nous proposons des projections des tendances sur la période 2007-2015 pour l'aire urbaine de Paris.

Pour atteindre notre objectif, nous avons cherché à mettre en évidence les différences de choix de localisation des ménages selon leur statut socioprofessionnel et leur appartenance ethnique (mesurée par le biais des variables disponibles : nationalité et pays de naissance). Pour des raisons théoriques que nous développons dans ce qui suit, nous avons fait l'hypothèse que les choix effectués par ces différentes catégories de ménages se différencient principalement au regard de la distance aux emplois (mesurée par la distance au centre de l'aire urbaine) et de la composition sociale du voisinage (mesurée par le revenu moyen ou médian des ménages de la commune de résidence). Ces deux variables du choix résidentiel sont celles mises en avant dans la littérature économique, avec, d'un côté, le modèle urbain monocentrique Alonso-Muth (Fujita [1989]) et, de l'autre, le modèle d'offre de biens publics locaux de Tiebout [1956] ou les modèles avec effets de voisinage (Durlauf [2004]). Il s'agit donc de mesurer, dans les choix de localisation des ménages, les poids relatifs des préférences pour un environnement périurbain (distance au centre) et des préférences en termes d'environnement social. La prise en compte simultanée de ces deux types de mécanismes est particulièrement importante dans un contexte d'accroissement de la ségrégation et d'étalement urbain, ce qui est le cas en France depuis les années 1970 (voir pour les questions de ségrégation Fitoussi et al. [2004], Préteceille [2006], Pan Ké Shon [2009] et pour la périurbanisation Julien [2001]). Connaître la part relative de ces deux grands mécanismes nous permettra dans la suite de la recherche d'évaluer les caractéristiques des flux futurs de migrants vers le périurbain selon différentes hypothèses sur les comportements.

De façon plus détaillée, l'analyse économique propose plusieurs facteurs explicatifs de la ségrégation par le revenu. Le modèle standard d'économie urbaine fondé sur le modèle Alonso-Muth explique le tri des différentes catégories de revenus dans la ville monocentrique comme le résultat d'un arbitrage différencié entre la consommation de logement et l'accessibilité au principal centre d'emploi urbain : si l'accroissement de revenu se traduit par une augmentation de la consommation de logement supérieure à celle du coût marginal de transport, alors les ménages à revenus élevés se localisent en périphérie de la ville, et inversement. Dans les deux cas, on observe un tri par le revenu selon la distance au centre-ville.

Les modèles d'économie publique locale issus des travaux de Tiebout [1956] suggèrent quant à eux un tri des ménages selon leur revenu entre les municipalités, du fait de la demande pour les biens publics locaux (Gravel et Thoron [2007]). Plus largement, la demande pour les aménités locales, qu'elles soient exogènes ou endogènes, c'est-à-dire produites par la composition sociale des habitants, est source de ségrégation par le revenu (Brueckner *et al.* [1999]). En particulier, la prise en compte par les ménages des effets de quartiers engendrés par la population résidente, qui les conduit à choisir une localisation en fonction de la composition sociale du voisinage, aboutit à une ségrégation par le revenu stable (Durlauf [1992]). Une meilleure compréhension des mécanismes de la ségrégation urbaine nécessite une approche intégrant arbitrage sur la distance au centre et tri selon les aménités endogènes, les effets de quartier et l'offre de biens publics locaux, ce qui n'a été amorcé que récemment et partiellement (DeBartolome et Ross [2003, 2004, 2007])

Le premier objectif de cet axe de recherche a été d'évaluer les contributions relatives des mécanismes de tri reposant sur les préférences en termes de distance au centre-ville (résultat de l'arbitrage entre coûts de déplacement et dépense de logement) et en termes de revenu du voisinage (proxy pour les aménités endogènes, les effets de quartier et les biens publics locaux) dans la structuration socio-spatiale des grandes aires urbaines françaises, en se focalisant sur la ségrégation résidentielle entre groupes socioprofessionnels d'actifs, entre actifs et inactifs et entre Français et étrangers. Les réponses à apporter pour réduire la ségrégation urbaine ne sont pas les mêmes selon le poids respectifs des deux mécanismes considérés.

L'analyse des déterminants des choix de localisation résidentielle peut se faire par l'estimation d'un modèle de choix discret. Trois contributions récentes à l'analyse de la ségrégation utilisent ce type de modèle. Bayer et McMillan [2005] considèrent le rôle des demandes pour la composition sociale du quartier et la qualité des écoles dans la ségrégation ethnique aux Etats-Unis. Schmidheiny [2006] s'intéresse à l'effet d'une fiscalité locale progressive sur les choix de localisation en Suisse. Ioannides et Zanella [2008] analysent la demande pour les externalités de voisinage en comparant les choix résidentiels des ménages avec et sans enfants.

Nous suivons la méthodologie utilisée par Bayer et McMillan [2005] et Schmidheiny [2006], qui consiste à estimer un modèle de localisation résidentielle, puis à calculer le niveau de ségrégation atteint avec des distributions de population contrefactuelles. Nous le faisons en supposant tour à tour qu'un seul des deux mécanismes de ségrégation considérés est à l'œuvre. Ceci permet alors d'évaluer le poids de ces deux mécanismes dans les niveaux de ségrégation observés.

Le second objectif de cette recherche a été de proposer des prédictions d'évolution de la distribution des différentes catégories de population dans l'aire urbaine de Paris, à l'horizon 2015. Ces prédictions nous permettent de proposer une analyse portant, d'une part, sur les niveaux de ségrégation et, d'autre part, sur les flux de transport engendrés par les configurations obtenues sous différentes hypothèses.

Nous présentons dans ce qui suit, successivement : la littérature relative à la localisation résidentielle des différents groupes sociaux, un aperçu d'ensemble de notre méthodologie, les données utilisées, le modèle empirique, les résultats des estimations et des prédictions et une conclusion.

1. Les sources de la ségrégation résidentielle dans la littérature

Les modèles urbains monocentriques à la Alonso-Muth ont été les premiers à proposer une explication de la répartition des ménages dans la ville selon leur revenu (Alonso [1964] ; Muth [1969]). Ces modèles supposent un centre d'emploi unique vers lequel les ménages se déplacent radialement. La concurrence pour les localisations centrales est la source d'un prix du logement décroissant avec la distance¹. Dans ces modèles, le résultat de l'arbitrage différencié selon le revenu entre prix du logement et coût marginal de transport aboutit à une stratification des revenus avec la distance au centre. Le signe de la relation entre distance au centre et revenu est celui de la différence entre l'élasticité-revenu de la demande de logement et l'élasticité-revenu du coût marginal de transport (Fujita [1989]). L'introduction d'aménités locales dans ce modèle complexifie l'analyse et peut renverser la relation entre distance au centre et revenu. Surtout, la prise en compte d'aménités endogènes, c'est-à-dire créées par la composition sociale des quartiers et dont le revenu moyen des résidents peut être une proxy, permet l'existence d'équilibres multiples (Brueckner *et al.* [1999]).

Les effets de débordement de capital humain, qu'il s'agisse de l'éducation, des réseaux sociaux affectant la recherche d'emploi ou de la délinquance, conduisent à un autre mécanisme de stratification. Ainsi, les modèles de Durlauf [1992] et Benabou [1993] montrent que l'effet du voisinage sur le niveau d'éducation des enfants est suffisant pour induire une ségrégation : ceux qui attachent le plus d'importance à l'éducation ont une disposition à payer plus forte pour les quartiers à forte proportion de ménages diplômés et à salaires élevés. La prise en compte des effets de voisinage dans les modèles empiriques de choix de localisation résidentielle a connu récemment un essor important. Ainsi, Bayer *et al.* [2007] estiment un tel modèle pour mesurer la valeur accordée à la qualité du voisinage social et des écoles. Dans un article plus ancien, ces mêmes auteurs estiment un modèle de localisation centré sur les préférences des ménages pour les caractéristiques du voisinage selon leur origine ethnique (Bayer et McMillan [2005]). Dans une optique un peu différente, Schmidheiny [2006] estime un tel modèle pour identifier l'effet d'une fiscalité locale progressive sur la ségrégation dans le canton de Bâle. Dans ces modèles, les variables explicatives essentielles sont des interactions entre les caractéristiques des ménages et les caractéristiques des localisations : ce sont moins les préférences pour les caractéristiques des lieux qui importent, que l'hétérogénéité de l'attractivité de ces caractéristiques pour les différents types de ménages. Dans cette littérature, le revenu fiscal local moyen est couramment utilisé comme proxy de la composition sociale locale.

Enfin, la littérature d'économie publique locale envisage la stratification spatiale selon le revenu en relation avec la consommation de biens publics locaux. Sur la base de l'idée originelle de Tiebout [1956] du vote avec les pieds, cette littérature considère l'effet de l'hétérogénéité des ménages en termes de revenus et de préférences pour les biens publics locaux (Ellickson [1973], Epple *et al.* [1984, 1993] ; Epple et Romano [1998, 2003]). Dans les modèles dans lesquels les ménages ne diffèrent que par leur revenu, la stratification complète par le revenu est une condition nécessaire d'équilibre. Gravel et Thoron [2007] montrent qu'une stratification complète par le revenu est obtenue sous une condition de complémentarité ou substituabilité stable des demandes pour le bien privé et le bien public local. On notera que ce résultat de stratification complète est un argument pour considérer que le revenu local moyen est un indicateur du type d'offre de biens publics locaux dans la municipalité.

Finalement, la littérature met essentiellement l'accent sur deux grandes modalités de ségrégation résidentielle selon le revenu :

- *le tri selon la distance au centre* à la Alonso, qui s'explique par les arbitrages entre des localisations centrales offrant une meilleure accessibilité aux emplois et des localisations périphériques moins onéreuses pour le logement ;

¹ Le lecteur intéressé pourra se référer par exemple à Coulson (1991) pour une discussion de la pertinence empirique des hypothèses du modèle monocentrique.

- *le tri entre municipalités selon le niveau de revenu de leurs résidents*, à la Tiebout-Benabou, qui s'explique par les externalités de voisinage et l'hétérogénéité des offres de biens publics locaux.

Certains modèles théoriques envisagent la combinaison de ces deux types de déterminants (Brueckner et al. [1999] ; DeBartolome et Ross [2003, 2004, 2007]).

Dans la recherche menée dans le cadre de l'axe 1 de notre projet, notre premier objectif a été de mesurer le rôle de ces deux grands mécanismes ségrégatifs dans les aires urbaines françaises. Notre analyse empirique vise à répondre à trois questions : (i) observe-t-on une différenciation sociale des choix de localisation des ménages au regard du degré de centralité des localisations d'une part, et du revenu moyen dans le voisinage d'autre part ? (ii) quelle est l'importance relative de ces deux modalités de différenciation sociale des choix de localisation dans la formation de la ségrégation résidentielle ? (iii) les réponses à ces questions sont-elles semblables pour l'ensemble des grandes aires urbaines et stables dans le temps (entre 1999 et 2007) ?

2. Présentation d'ensemble de l'analyse empirique

Notre méthodologie s'inspire fortement de Schmidheiny [2006]. Elle comprend deux étapes, mises en œuvre à l'échelle de chaque aire urbaine française de plus de 300 000 habitants pour l'année 1999 et l'année 2007 : l'estimation d'un modèle de choix de localisation résidentielle, puis l'utilisation des coefficients estimés pour générer des distributions contrefactuelles de population, permettant de mesurer la contribution des différents déterminants des choix de localisation à la ségrégation observée.

La première étape met en regard les caractéristiques des ménages et celles des localisations qu'ils ont retenues. Nous estimons un modèle logit conditionnel (Train [2009]) sur un échantillon représentatif de la population des ménages de l'aire urbaine. Ce modèle fait l'hypothèse que les ménages ont effectué un choix parmi l'ensemble des localisations disponibles et ont retenu la localisation qui maximise leur utilité. Les variables explicatives principales sont des variables d'interaction entre les caractéristiques des ménages et celles des localisations. Les caractéristiques des localisations prises en compte sont celles dont nous souhaitons mesurer l'attractivité : distance au centre-ville et revenu moyen (en 1999) ou médian (en 2007) des résidents. Les caractéristiques des ménages sont celles supposées pertinentes pour mettre en évidence la différenciation des comportements de choix résidentiel au regard des caractéristiques locales. Nous utilisons la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage comme indicateur du niveau de revenu du ménage. En outre, de façon à tenir compte de la possibilité d'une ségrégation ethnique², nous introduisons les critères de la nationalité et du pays de naissance³ de la personne de référence du ménage. Grâce aux variables d'interaction, l'estimation permet de révéler dans quelle mesure les caractéristiques des ménages (actifs ou non, groupe socioprofessionnel, nationalité et pays de naissance, taille) influencent leurs choix en matière de centralité et de contexte social.

La seconde étape s'appuie sur la première pour étudier la production de la ségrégation résidentielle à l'échelle de l'aire urbaine⁴. Les résultats d'estimation permettent de calculer, pour chaque ménage de l'échantillon, les probabilités de choix des différents types de localisation. En agrégeant ces

² Les mécanismes de ségrégation ethnique modélisés par Schelling [1971] reposent sur les préférences de chaque groupe ethnique pour la composition ethnique du voisinage. Ce que nous prendrons en compte ici est différent, puisque seuls la distance au centre-ville et le revenu du voisinage différencient les localisations.

³ Pour des raisons de commodité, nous utiliserons dans ce qui suit l'expression "nationalité" ou "origine ethnique" pour désigner la variable ainsi construite, qui comporte trois modalités : nationalité française né en France, nationalité française né à l'étranger, et nationalité étrangère.

⁴ Plus précisément, il s'agit de la ségrégation résidentielle entre les ménages dont la personne de référence habitait au sein de la même aire urbaine en 1990 (pour l'estimation 1999) ou en 2002 (pour l'estimation 2007), de manière à pouvoir contrôler l'influence de la localisation antérieure dans l'aire urbaine sur les choix résidentiels effectués.

probabilités de choix, on obtient une distribution spatiale des ménages et on calcule un niveau de ségrégation prédit pour cette population. Pour mesurer l'importance relative de différentes modalités de ségrégation, en suivant Bayer et McMillan [2005] et Schmidheiny [2006], l'ensemble de probabilités est recalculées plusieurs fois en ne retenant à chaque fois que les paramètres estimés correspondant à l'interaction entre l'une des caractéristiques des localisations et l'une des caractéristiques des ménages, les autres interactions entre caractéristiques des localisations et des ménages étant ainsi contrôlées. Nous obtenons des distributions « contrefactuelles » de probabilités, chacune correspondant à l'expression contrôlée d'une seule modalité de ségrégation. La comparaison entre les modalités de ségrégation faisant intervenir la distance au centre-ville et celles faisant intervenir le revenu local permettent de présumer de la dominance des mécanismes de ségrégation à la Alonso versus à la Tiebout-Benabou.

3. Données et échantillon

3.1. Données

Nos investigations s'appuient sur des fichiers détails « mobilités résidentielles » produits par l'INSEE⁵ à partir des recensements de la population de 1999 et 2007. Pour 1999, il s'agit d'un tirage au 1/20^{ème} dans la base du recensement. Les données de recensement de 2007 sont constituées de façon différente, suite à une modification de la méthode de collecte des données. Depuis 2003, le Recensement général a été remplacé par des Enquêtes Annuelles de Recensement pour lesquelles la population des communes de moins de 10 000 habitants est recensée de façon exhaustive tous les cinq ans, tandis que la population des communes de plus de 10 000 habitants est enquêtée chaque année sur la base d'un échantillon tournant de 8% de la population. Les enquêtes de cinq années successives sont cumulées pour produire des données sur la population d'une année donnée. Ainsi, les enquêtes de 2005 à 2009 ont été utilisées pour produire les données consolidées de population de 2007 (de façon plus générale, les enquêtes de n-2 à n+2 sont utilisées pour décrire la population d'une année n). Il est important de noter que les échantillons tirés dans les grandes communes sont choisis de façon à ce que chaque Iris de la commune soit représenté dans les données finales. Des caractéristiques détaillées sur les ménages sont disponibles dans chacun de ces recensements. En particulier, la commune de résidence du ménage et sa commune de résidence antérieure sont connues (en 1990 pour le recensement de 1999 et en 2002 pour le recensement de 2007).

Nous utilisons également des caractéristiques communales provenant de plusieurs sources. Un fichier INSEE fournit la liste des communes en aires urbaines et leur classement selon les catégories du Zonage en Aires Urbaines (ZAU) de 1999⁶. Un fichier constitué par l'IGN⁷ indique les coordonnées géographiques des mairies de chaque commune, permettant le calcul de distances à vol d'oiseau.

Des fichiers constitués par l'INSEE et la DGI⁸ fournissent le revenu fiscal moyen par commune en 1990 et le revenu fiscal médian par commune en 2002 et en 2007⁹. Ce fichier est issu des déclarations individuelles de revenu, qui sont agrégées par commune puis traitées pour fournir des indicateurs de la distribution du revenu imposable par unité de consommation sur la commune.

⁵ Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

⁶ Pour des raisons que nous expliciterons ci-après, nous conservons le même découpage en ZAU pour les trois dates considérées dans l'analyse.

⁷ Institut Géographique National

⁸ Direction Générale des Impôts, direction de l'administration publique française, supprimée en 2008

⁹ Le revenu médian en 1990 n'est pas disponible dans le fichier INSEE/DGI à notre disposition. Dans les fichiers de 2002 et de 2007, le revenu moyen est disponible, mais uniquement pour les communes de plus de 2000 habitants. Ce seuil de diffusion est trop restrictif pour nos analyses car de nombreuses petites communes sont présentes dans les couronnes périurbaines des aires urbaines de notre champ d'étude. En revanche, le revenu médian est diffusé dès 50 ménages. En conséquence, seules les communes dotées de moins de 50 ménages ont été exclues de notre champ d'étude.

Enfin, les analyses portant sur les distances au lieu de travail utilisent des données issues du fichier détail « mobilités professionnelles » du recensement de la population de 2007. Ce fichier contient des caractéristiques détaillées sur les ménages, en particulier la catégorie socioprofessionnelle, la commune de résidence et de travail et le mode de transport principal. Ces données nous ont permis de calculer des distances au lieu de travail à vol d'oiseau (de mairie à mairie) pour les ménages actifs changeant de commune pour aller travailler, en tenant compte du mode de transport principal et du groupe socioprofessionnel de la personne de référence du ménage.

3.2. Définition de l'échantillon

L'échelle spatiale à laquelle nous analysons la ségrégation est l'aire urbaine (notée AU dans ce qui suit). Les AUs ont été délimitées par l'INSEE pour représenter la ville étendue à ses couronnes périurbaines¹⁰. Une AU comprend un pôle urbain et sa couronne périurbaine : le premier consiste en une unité urbaine¹¹ dotée d'au moins 5000 emplois, tandis que la seconde est composée de communes rurales ou d'unités urbaines polarisées par les emplois de ce pôle¹². Notre étude porte sur les 25 aires urbaines de plus de 300 000 habitants au recensement de 1999, où on peut penser que la ségrégation est forte (Charlot *et al.* [2009]).

Certains travaux sur les choix résidentiels des ménages (Boehm *et al.* [1991], Schmidheiny [2006], De Palma *et al.* [2007]) ont utilisé des échantillons de ménages migrants. Cette option est justifiée par le fait que, le plus souvent, les ménages prennent la décision d'effectuer une migration résidentielle suite à l'occurrence d'un événement d'ordre familial (formation ou séparation d'un couple, naissance ou départ d'un enfant, décès, etc.), professionnel (obtention ou perte d'un emploi, changement de lieu de travail, fin d'activité, etc.), ou d'étude (réussite à un concours, etc.) (Boehm *et al.* [1991] ; Debrand et Taffin [2005]). Ces événements sont les principaux déterminants des migrations, et conduisent les ménages à migrer afin d'optimiser à nouveau leur situation résidentielle. De ce fait, l'analyse des choix de localisation des ménages migrants nous renseigne sur leurs préférences en matière de localisation.

Cependant, on peut penser que les ménages qui sont les plus sensibles à la composition de leur voisinage sont potentiellement les plus enclins à déménager, ce qui serait susceptible de donner plus de poids à certains déterminants de la ségrégation résidentielle. Par ailleurs, le second objectif de cet axe de notre travail est de proposer des scénarios d'évolution à l'horizon 2015 de la ségrégation résidentielle dans l'aire urbaine de Paris. Pour réaliser ces prédictions, comme nous l'expliquerons dans ce qui suit, il est nécessaire d'estimer des modèles de choix résidentiels tenant compte de l'ensemble de la population. Aussi, nous estimons le modèle de localisation sur tous les ménages, qu'ils aient été mobiles au cours de la période intercensitaire ou pas. De manière à contrôler l'influence de la localisation antérieure sur les choix résidentiels, nous limitons cependant l'échantillon aux ménages dont la personne de référence était déjà présente dans l'AU en 1990 (pour l'estimation 1999) ou en 2002 (pour l'estimation 2007), les migrants en provenance d'une autre AU ou de l'espace à dominante rurale étant ainsi exclus. Des résultats obtenus pour les seuls ménages mobiles à l'intérieur de l'AU montrent que cette définition de l'échantillon incluant des ménages mobiles et des ménages immobiles affecte peu nos conclusions¹³.

¹⁰ En 1999, il y avait en France 354 aires urbaines, regroupant 45 millions d'habitants, soit 77% de la population française ; voir <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/aire-urbaine.htm>

¹¹ Une unité urbaine est un ensemble communal présentant une continuité du tissu bâti (pas de coupure de plus de 200 mètres entre deux constructions) et comptant au moins 2000 habitants, avec la condition que chaque commune de l'unité urbaine possède plus de la moitié de ses habitants dans cette zone bâtie.

¹² Plus précisément, une commune est périurbaine lorsqu'au moins 40% des actifs employés qui y résident vont travailler dans le pôle urbain ou dans une autre commune de la couronne périurbaine.

¹³ Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs.

3.3. Variable expliquée : typologie des localisations résidentielles

Ce que nous cherchons à expliquer est le choix par les ménages d'une localisation résidentielle parmi l'ensemble des communes de l'AU. Les estimations sont réalisées à deux points dans le temps : sur les localisations occupées par les ménages en 1999 et sur celles occupées en 2007. Conformément à la présentation de notre problématique dans ce qui précède, nous souhaitons mettre en évidence l'effet sur les choix réalisés (i) de la distance au centre de l'AU et (ii) du revenu de la population résidente. Pour des questions de faisabilité de l'estimation du modèle de choix et étant donné le nombre de communes par AU, il est nécessaire de réduire le nombre de choix possibles. Aussi, nous regroupons les communes de chacune des AU de façon à définir des types de communes aussi homogènes que possible selon les deux critères de distance au centre et de niveau de revenu dans la commune.

Ces regroupements ont été faits de la façon suivante : (i) selon un premier critère de position dans l'aire urbaine : commune-centre, communes de banlieues, communes de la couronne périurbaine ; puis à l'intérieur de ces deux dernières catégories, (ii) selon un critère de distance au centre: distance inférieure ou supérieure à la distance médiane de la catégorie, et (iii) selon un critère de position dans les quartiles de la distribution du revenu imposable moyen en 1990¹⁴. L'application de ces trois critères aboutit à la constitution, pour chaque AU, de dix-sept catégories de communes, telles que représentés au tableau 1.

Tableau 1. Constitution de la typologie communale

	(1 et 2) Classement des communes d'après leur situation géographique				
(3) Position dans la distribution du revenu moyen communal du groupe géographique (tel que défini en colonne)	Communes du pôle urbain			Communes périurbaines	
	La plus peuplée	Distance au centre-ville relativement à la médiane de la banlieue		Distance au centre-ville relativement à la médiane du périurbain	
		Inférieure	Supérieure	Inférieure	Supérieure
Com. du 1 ^{er} quartile	Centre-ville	Banlieue proche pauvre	Banlieue lointaine pauvre	Périurbain proche pauvre	Périurbain lointain pauvre
Com. du 2 nd quartile		Banlieue proche peu aisée	Banlieue lointaine peu aisée	Périurbain proche peu aisé	Périurbain lointain peu aisé
Com. du 3 ^{ème} quartile		Banlieue proche assez aisée	Banlieue lointaine assez aisée	Périurbain proche assez aisé	Périurbain lointain assez aisé
Com. du 4 ^{ème} quartile		Banlieue proche riche	Banlieue lointaine riche	Périurbain proche riche	Périurbain lointain riche

Notons que nous travaillons à typologie constante. En particulier, la liste des communes appartenant à une aire urbaine de plus de 300 000 habitants, ainsi que leur répartition en communes de banlieue et

¹⁴ Les communes des catégories définies par les critères (i) et (ii) sont donc réparties selon le critère (iii) en quatre groupes comportant le même nombre de communes, à une unité près, si le nombre de communes dans la catégorie n'était pas divisible par quatre.

couronne périurbaine ont été réalisées à partir du découpage en ZAU de 1999.

3.4. Constitution des échantillons et des variables explicatives

Un échantillon de ménages est sélectionné selon les modalités exposées ci-dessus pour chacune des aires urbaines considérées. Un tirage aléatoire est effectué au sein de chacun de ces échantillons pour en réduire la taille et faciliter ainsi la réalisation de nos estimations. En définitive, nous disposons ainsi pour 1999 et pour 2007 de 25 échantillons d'estimation regroupant au total 146 520 ménages en 1999 et 255 544 ménages en 2007. L'échantillon d'estimation le plus petit est celui de l'AU d'Angers, avec 2551 ménages en 1999 et 4997 ménages en 2007. Dans chaque AU, les données communales sont agrégées pour les sept types de localisation définis au tableau 1.

Quatre variables sont constituées afin de caractériser un ménage i (les années de référence varient selon qu'il s'agit du modèle estimé sur 1999 ou 2007) :

- PCS_i est un vecteur de six indicatrices renseignant le groupe socioprofessionnel de la personne de référence¹⁵ du ménage en 1999 (respectivement 2007) : cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires, employés, ouvriers, travailleurs indépendants, retraités ou autres inactifs ;
- NAT_i est un vecteur de trois indicatrices renseignant la nationalité et le lieu de naissance de la personne de référence du ménage parmi les possibilités suivantes : Français né en France, Français né à l'étranger, ou étranger ;
- TAI_i correspond au nombre de personnes du ménage en 1999 (respectivement 2007) et permet de tenir compte de l'impact de la taille du ménage dans l'arbitrage entre distance au centre et prix du logement ;
- ANT_{ij} est une indicatrice dont la valeur est 1 si la commune de résidence en 1990 (respectivement 2002) appartient au même type de la classification que sa commune de résidence en 1999 (respectivement 2007) ; cette variable capte l'effet de la connaissance et de l'ancrage dans une zone de l'aire urbaine (accès à l'information, réseau social, attachement) ; nous parlerons dans ce qui suit de « l'attachement à la localisation antérieure » pour résumer cet ensemble.

Deux variables caractérisent chaque localisation j :

- y_j est le revenu fiscal moyen en 1990 ou du revenu fiscal médian en 2002 : dans le premier cas, il s'agit du ratio entre la somme des revenus fiscaux des ménages et le nombre de foyers fiscaux des communes appartenant à j , dans le second cas il s'agit d'une moyenne des revenus médians des communes appartenant à j , pondérée par le nombre de ménages fiscaux de ces mêmes communes¹⁶ (dans chaque cas, la variable est exprimé relativement à la moyenne simple calculée pour l'ensemble de l'AU à partir des valeurs des types) ;
- d_j est la distance moyenne au centre-ville en 1990 (respectivement en 2002) : il s'agit de la moyenne, pondérée par les effectifs communaux de ménages fiscaux en 1990 (resp. en 2002), des distances à vol d'oiseau entre les mairies de chacune des communes appartenant à j et la mairie de la commune-centre de l'AU (exprimée en différence par rapport à la distance moyenne au centre-ville calculée pour l'ensemble de l'AU à partir des valeurs des types¹⁷).

¹⁵ Cette dernière est définie par l'INSEE : il s'agit de l'homme dans les ménages composés d'un homme et d'une femme en couple, et d'un homme ou d'une femme dans les autres ménages.

¹⁶ Voir la note de bas de page n°9 au niveau de la section 3.1 pour l'explication de la différence entre la variable de revenu communal en 1999 et en 2007.

¹⁷ Ceci pour éviter des problèmes de colinéarité liés à l'introduction du carré de cette variable dans le modèle économétrique.

Tableau 2. Caractéristiques en 1999 des dix-sept groupes de communes (valeurs relatives à la moyenne de l'aire urbaine)

Commune-centre	Revenu médian ^a	moy.	0,943			
		e.t.	0,091			
	Distance ^a	moy.	0,000			
		e.t.	0,000			
			Revenu moyen : 1er quartile	Revenu moyen : 2° quartile	Revenu moyen : 4° quartile	Revenu moyen : 4° quartile
Banlieue proche	Revenu médian ^a	moy.	0,834	0,973	1,138	1,417
		e.t.	0,119	0,095	0,120	0,159
	Distance ^a	moy.	0,400	0,436	0,397	0,427
		e.t.	0,126	0,086	0,123	0,100
Banlieue éloignée	Revenu médian ^a	moy.	0,838	0,961	1,092	1,328
		e.t.	0,103	0,087	0,131	0,189
	Distance ^a	moy.	0,880	0,919	0,931	0,852
		e.t.	0,274	0,260	0,277	0,318
Communes périurbaines proches	Revenu médian ^a	moy.	0,819	0,941	1,063	1,304
		e.t.	0,076	0,085	0,098	0,137
	Distance ^a	moy.	1,238	1,151	1,031	0,928
		e.t.	0,179	0,172	0,132	0,158
Communes périurbaines éloignées	Revenu médian ^a	moy.	0,689	0,785	0,864	1,010
		e.t.	0,081	0,081	0,094	0,103
	Distance ^a	moy.	2,017	1,859	1,791	1,741
		e.t.	0,320	0,244	0,172	0,167

^a *Lecture* : en moyenne sur les 25 AUs de notre échantillon, la moyenne des revenus des ménages dans les banlieues intermédiaires est de 4% supérieure à la valeur moyenne de la même statistique calculée sur tous les types de l'AU.

La distance à vol d'oiseau à la commune-centre de l'aire urbaine est destinée à capter l'effet de la distance au principal centre d'emploi considérée dans le modèle d'économie urbaine. L'hypothèse sous-jacente est que le barycentre des emplois sur l'ensemble de l'aire urbaine correspond effectivement à la localisation de la commune-centre. Cette hypothèse est corroborée par le calcul du coefficient de corrélation entre la distance à vol d'oiseau entre chacun des types et la commune-centre et la distance moyenne domicile-travail dans chacun des types (calculée à partir des déplacements intercommunaux issus du recensement de population). Ce coefficient est en effet de 0,99, ce qui justifie l'hypothèse retenue.

Les statistiques descriptives sur les sept types, présentées aux tableaux 2 (pour l'échantillon de 1999) et 3 (pour l'échantillon de 2007), montrent que toutes les combinaisons possibles de ces deux caractéristiques existent : le revenu moyen dans chacun des quartiles diffère peu selon la distance au centre.

Tableau 3. Caractéristiques en 2007 des dix-sept groupes de communes (valeurs relatives à la moyenne de l'aire urbaine)

Commune-centre	Revenu médian ^a	moy.	0,914			
		e.t.	0,077			
	Distance ^a	moy.	0,000			
		e.t.	0,000			
			Revenu moyen : 1er quartile	Revenu moyen : 2° quartile	Revenu moyen : 4° quartile	Revenu moyen : 4° quartile
Banlieue proche	Revenu médian ^a	moy.	0,863	0,981	1,096	1,243
		e.t.	0,122	0,075	0,075	0,085
	Distance ^a	moy.	0,402	0,438	0,402	0,430
		e.t.	0,126	0,085	0,122	0,099
Banlieue éloignée	Revenu médian ^a	moy.	0,871	0,971	1,053	1,205
		e.t.	0,092	0,067	0,095	0,125
	Distance ^a	moy.	0,880	0,920	0,931	0,856
		e.t.	0,270	0,258	0,272	0,319
Communes périurbaines proches	Revenu médian ^a	moy.	0,921	1,000	1,067	1,171
		e.t.	0,064	0,079	0,073	0,098
	Distance ^a	moy.	1,240	1,150	1,030	0,927
		e.t.	0,178	0,174	0,133	0,157
Communes périurbaines éloignées	Revenu médian ^a	moy.	0,836	0,889	0,929	0,993
		e.t.	0,056	0,063	0,078	0,077
	Distance ^a	moy.	2,015	1,858	1,785	1,737
		e.t.	0,323	0,237	0,168	0,166

^a *Lecture* : en moyenne sur les 25 AUs de notre échantillon, la moyenne des revenus des ménages dans les banlieues intermédiaires est de 4% supérieure à la valeur moyenne de la même statistique calculée sur tous les types de l'AU.

4. Le modèle empirique

4.1. Etape 1 : Estimation d'un modèle de choix de localisation

La première étape examine les déterminants des choix de localisation des ménages migrants à l'aide d'un modèle de choix discret à utilité aléatoire : le logit conditionnel (Train [2009]). L'utilité d'un ménage i dans une localisation j est donnée par :

$$V^j = V_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

où V_{ij} est la composante déterministe du modèle, traduisant l'influence des caractéristiques du ménage i et de la localisation j sur l'utilité obtenue, et ε_{ij} est un terme aléatoire idiosyncratique reflétant l'attrait particulier de la localisation j pour le ménage i .

Nous retenons les hypothèses usuelles pour l'estimation d'un tel modèle. Un ménage est supposé comparer les niveaux d'utilité qu'il peut obtenir dans les différentes localisations et choisir la localisation j qui maximise son utilité :

$$V^{ij} \geq V^{ik} \quad \forall k \in C = (1, \dots, J) \quad (2)$$

où C est l'ensemble de choix comprenant J localisations. Le terme d'erreur est supposé être identiquement et indépendamment distribué selon une distribution des valeurs extrêmes généralisées (GEV), ce qui aboutit à un modèle logit conditionnel que nous estimons par la méthode du maximum de vraisemblance¹⁸. La probabilité pour un ménage i de choisir la localisation j s'écrit de la façon suivante :

$$P_{ij} = \frac{e^{V_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{V_{ik}}} \quad (3)$$

La composante déterministe de l'utilité inclut des variables d'interaction entre les caractéristiques des ménages et celles des localisations. Dans ces interactions, le revenu communal est introduit sous forme logarithmique et la distance sous forme quadratique, de façon à tenir compte d'effets potentiellement non linéaires. Pour éviter que le revenu communal ne soit endogène, car déterminé par les choix de localisation des ménages migrants, nous utilisons une variable retardée (1990 pour l'estimation sur 1999 et 2002 pour l'estimation sur 2007). En outre, nous contrôlons pour le nombre de membres du ménage. L'interaction entre la taille du ménage et la distance devrait capter l'effet bien connu de cette caractéristique sur le choix de la distance au centre (Fujita [1989]), tandis que l'interaction entre la taille et le revenu moyen sur la commune devrait capter l'importance plus grande accordée aux effets de voisinage par les familles avec enfants (Ioannides et Zanella [2008]). Enfin, des effets fixes propres à chaque localisation et communs à tous les ménages rendent compte des caractéristiques inobservables des localisations. En particulier, ces effets fixes captent l'impact du prix du logement dans la localisation dont nous supposons qu'il est, toutes choses par ailleurs et en particulier après contrôle de la distance au centre et du revenu moyen, invariant avec les caractéristiques des ménages.

Finalement, la partie déterministe du modèle s'écrit :

$$\begin{aligned} V_{ij} = & \alpha_j + \beta_1 \ln(y_j) PCS_i + \beta_2 \ln(y_j) NAT_i + \beta_3 \ln(y_j) TAI_i \\ & + \gamma_{11} d_j PCS_i + \gamma_{12} d_j^2 PCS_i + \gamma_{21} d_j NAT_i + \gamma_{22} d_j^2 NAT_i + \gamma_{31} d_j TAI_i + \gamma_{32} d_j^2 TAI_i \\ & + \delta ANT_{ij} \end{aligned} \quad (4)$$

où les variables sont celles décrites plus haut, $\ln(\cdot)$ est le logarithme naturel, β_1 à β_3 , γ_{11} à γ_{32} et δ sont les vecteurs de coefficients associés à ces variables ; α_j correspond à l'effet fixe propre à la localisation j .

Cette spécification est conçue pour tester l'hypothèse selon laquelle l'attractivité des caractéristiques des localisations que sont la distance au centre et le revenu moyen de la population résidente diffère selon les caractéristiques des ménages que sont sa catégorie socioprofessionnelle, sa nationalité et son pays de naissance et sa taille. Toutes les autres caractéristiques des localisations, prises en compte dans les termes α_j , sont supposées affecter à l'identique les choix de l'ensemble des ménages. Des paramètres β_1 à β_3 et γ_{11} à γ_{22} significativement différents de zéro indiqueront que les

¹⁸ Ce modèle repose sur l'hypothèse IIA, selon laquelle les schémas de substituabilité entre les alternatives ne sont pas modifiés par une modification de l'ensemble des choix possibles. Les résultats de l'estimation d'une version simplifiée de notre modèle sous la forme d'un logit mixte et d'un logit conditionnel montraient que les coefficients moyens du mixte étaient voisins des coefficients du conditionnel, donc que ce dernier constitue une bonne approximation du premier malgré l'hypothèse IAA et que les résultats de prédictions de ségrégation étaient également très voisins avec les deux modèles (voir Goffette-Nagot, Schaeffer, 2012 pour plus de détails).

mécanismes de ségrégation sociale résidentielle par la distance au centre-ville (i.e. à la Alonso) ou par le voisinage social (i.e. à la Tiebout-Benabou) sont à l'œuvre.

Le coefficient δ capte l'hypothèse selon laquelle, toutes choses égales par ailleurs, un ménage a une plus forte probabilité de se relocaliser dans sa localisation antérieure. En effet, un ménage est généralement amené à investir dans son lieu de résidence, afin d'établir un réseau social local lui apportant informations, aides ponctuelles ou moments de convivialité. L'existence de ce réseau augmente le coût d'un changement de localisation et réduit celui d'un déménagement au sein de la même localisation. De plus, un ménage à la recherche d'un logement aura potentiellement accès à une information de première main et de meilleure qualité sur l'offre disponible localement. Notons que cet effet est supposé identique pour tous les ménages et toutes les localisations (i.e. δ n'est propre ni aux ménages, ni aux localisations).

4.2. Etape 2 : Méthode de prédiction des distributions spatiales des ménages migrants

Présentation

Analyse des sources de la ségrégation résidentielle en 1999 et en 2007

D'une analyse de la différenciation sociale des choix de localisation des ménages, nous passons à une analyse des conséquences de ces choix sur la distribution spatiale des différentes catégories sociales à l'échelle de l'AU. En effet, les coefficients estimés du modèle que nous venons de présenter, au-delà de leurs enseignements sur les facteurs affectant les choix de localisation résidentielle des ménages, peuvent être utilisés pour calculer des probabilités de localisations prédites pour chaque ménage présent dans l'échantillon, et ainsi prédire la distribution des différentes catégories de population sous différentes hypothèses.

En appliquant l'ensemble des coefficients estimés sur la période 2002-2007 (respectivement 1990-1999) aux caractéristiques des localisations de 2002 (respectivement 1990), les probabilités calculées rendent compte des choix effectivement réalisés par les ménages, aux erreurs près liées à l'inférence statistique et au caractère parcimonieux de notre spécification économétrique (qui néglige certains déterminants des choix résidentiels comme par exemple l'âge). Elles peuvent ainsi permettre d'évaluer la capacité explicative du modèle estimé.

Projections tendancielles à l'horizon 2015 et effets des politiques publiques

Le modèle complet, c'est-à-dire tenant compte de tous les coefficients estimés, peut également être utilisé pour réaliser des prédictions de localisation à une date future, au-delà de la période sur laquelle les estimations sont basées. Ainsi, les coefficients estimés sur la base des comportements de localisation observés sur la période 2002-2007 représentent des préférences des ménages sur cette période, dont nous pouvons faire l'hypothèse qu'elles perdureront dans la période suivante. Sous cette hypothèse de stabilité des préférences des ménages, nous pouvons appliquer les coefficients estimés à la répartition des ménages et aux caractéristiques des localisations observées en 2007 pour calculer la distribution de population qui pourrait se réaliser à l'horizon 2015. Nous tenons compte de la sorte des effets des modifications des caractéristiques des localisations à comportement des ménages inchangés. Notons que la crédibilité d'une hypothèse de stabilité des préférences des ménages pourra être testée auparavant en comparant les coefficients estimés sur la période 1990-1999 à ceux estimés sur la période 2000-2007. Un autre test consistera à prédire les localisations en 2007 en utilisant alternativement les coefficients estimés sur la période 2002-2007 et sur la période 1990-1999, en faisant dans ce dernier cas l'hypothèse de stabilité des préférences de la période précédente¹⁹.

¹⁹ Sachant que les coefficients estimés sur la période 1990-1999 et sur 2002-2007 le sont avec des variables de revenu communal distinctes (respectivement revenu moyen et médian), ce qui devrait induire une différence supplémentaire à celle liée à une véritable évolution des préférences des ménages.

On peut également utiliser les coefficients estimés pour évaluer les effets de modifications des préférences. Ainsi, on peut imaginer que le poids respectif des deux grands mécanismes dont le modèle estimé tient compte est modifié. Deux extrêmes sont envisageables : d'un côté, les ménages se localiseraient uniquement en fonction de la distance au centre-ville, sans tenir compte de l'environnement social dans les différentes localisations ; de l'autre côté, les ménages se localiseraient en ne tenant compte que du revenu communal, faisant abstraction de la distance au centre-ville. Le premier scénario correspondrait à une situation où les coûts de transport se seraient fortement accrus, induisant de plus un accroissement des différentiels de prix des logements avec la distance au centre, au point que l'arbitrage entre coûts des migrations alternantes et prix des logements serait le seul déterminant des choix de localisation, renforçant ainsi les schémas concentriques à la Alonso-Muth. Le second scénario correspondrait à un environnement où les préférences pour les caractéristiques sociales du voisinage deviendraient suffisamment importantes pour prendre le pas sur le schéma concentrique produit par les coûts de transport, ou encore à une situation où la déconcentration des emplois ferait oublier la tyrannie de la centralité.

Nous présentons dans ce qui suit l'expression formelle des différentes simulations possibles. La section suivante présentera les différents indicateurs qui peuvent être calculés pour caractériser les distributions de population et leurs conséquences en termes de ségrégation et de flux de transport.

Méthode

Nous utilisons l'expression (3), qui fournit une probabilité de choix P_{ij} pour chaque couple {ménage, localisation}.

Trois hypothèses distinctes sur le terme V_{ij} utilisé pour le calcul de P_{ij} sont faites tour à tour :

(i) Les probabilités de choix prédites à l'aide du modèle complet

L'expression de V_{ij} est celle du modèle économétrique estimé :

$$\begin{aligned} \tilde{V}_{ij} = & \tilde{\alpha}_j + \tilde{\beta}_1 \ln(y_j) PCS_i + \tilde{\beta}_2 \ln(y_j) NAT_i + \tilde{\beta}_3 \ln(y_j) TAI_i \\ & + \tilde{\gamma}_{11} d_j PCS_i + \tilde{\gamma}_{12} d_j^2 PCS_i + \tilde{\gamma}_{21} d_j NAT_i + \tilde{\gamma}_{22} d_j^2 NAT_i + \tilde{\gamma}_{31} d_j TAI_i + \tilde{\gamma}_{32} d_j^2 TAI_i \\ & + \tilde{\delta} F_{ij} \end{aligned} \quad (6)$$

où les coefficients marqués d'un \sim sont les coefficients estimés.

(ii) Les probabilités de choix basées sur la distance ou le revenu

Les probabilités P_{ij} sont calculées selon trois options contrefactuelles : en supposant que les ménages ne donnent de l'importance qu'aux distances au centre-ville ; en supposant qu'ils ne donnent de l'importance qu'aux revenus des localisations ; en supposant qu'ils aient les mêmes préférences en matière de centralité urbaine et de revenu local mais qu'ils manifestent un attachement à leur localisation antérieure. En pratique, dans l'expression V_{ij} , les coefficients estimés relatifs aux variables mettant en jeu la distance (ou *a contrario* le revenu ou encore la localisation antérieure) sont introduits, tandis que tous les autres coefficients sont supposés être nuls, exception faite des effets fixes²⁰.

Dans le cas des interactions mettant en jeu la distance, on obtient :

$$\tilde{V}_{ij} = \tilde{\alpha}_j + \tilde{\gamma}_{11} d_j PCS_i + \tilde{\gamma}_{12} d_j^2 PCS_i + \tilde{\gamma}_{21} d_j NAT_i + \tilde{\gamma}_{22} d_j^2 NAT_i + \tilde{\gamma}_{31} d_j TAI_i + \tilde{\gamma}_{32} d_j^2 TAI_i \quad (7)$$

²⁰ Ces derniers n'engendrent pas de ségrégation entre catégories de ménages puisqu'ils sont communs à tous les ménages.

Et dans le cas des interactions mettant en jeu le revenu moyen :

$$\tilde{V}_{ij} = \tilde{\alpha}_j + \tilde{\beta}_1 \ln(y_j) PCS_i + \tilde{\beta}_2 \ln(y_j) NAT_i + \tilde{\beta}_3 \ln(y_j) TAI_i \quad (8)$$

Et dans le cas de la localisation antérieure :

$$\tilde{V}_{ij} = \tilde{\alpha}_j + \tilde{\delta} ANT_{ij}$$

(iii) Probabilités prédites sur la base de comportements différents selon l'appartenance sociale ou ethnique

Dans le modèle logit conditionnel, les ménages diffèrent par leur appartenance à un groupe social, leur origine ethnique, leur taille et leur localisation résidentielle antérieure. Considérons les deux premières caractéristiques. Il est possible de calculer les probabilités de localisation dans les différents types de localisations ne retenant à chaque fois que les paramètres estimés correspondant à l'interaction entre l'une des caractéristiques des localisations et l'une des caractéristiques des ménages, les autres interactions entre caractéristiques des localisations et des ménages étant contrôlées. Nous obtenons des distributions « contrefactuelles » de probabilités correspondant à l'expression d'une seule modalité de ségrégation. Ainsi, nous pouvons explorer le rôle de chacune des interactions entre caractéristiques des ménages et caractéristiques des localisations dans la production de la ségrégation résidentielle. La comparaison entre les modalités de ségrégation faisant intervenir la distance au centre-ville et celles faisant intervenir le revenu local permettent de présumer de la dominance des mécanismes de ségrégation à la Alonso *versus* à la Tiebout-Benabou.

Les formules des probabilités prédites correspondantes s'écrivent par exemple, en considérant que les comportements ne diffèrent qu'en fonction du groupe social :

$$\tilde{V}_{ij} = \alpha_j + \beta_1 \ln(y_j) O_i + \gamma_{11} d_j O_i + \gamma_{12} d_j^2 O_i \quad (8)$$

Pour chacune de ces trois options, en sommant les probabilités de choisir j de tous les individus du groupe m , nous obtenons une estimation de l'effectif du groupe m dans la localisation j . Des estimations d'effectifs sont obtenues pour chaque groupe de ménage et pour chaque localisation de l'AU. Nous obtenons ainsi une prédiction de la répartition des groupes de ménages entre les localisations.

4.3. Etape 3 : Calcul d'indices de ségrégation

Les simulations de distribution de population envisagées ci-dessous visent *in fine* à apprécier la contribution relative des deux grands mécanismes de ségrégation suggérés par la théorie économique : par la distance au centre urbain (à la Alonso) vs. par le revenu local (à la Tiebout-Benabou). Dans un premier temps, nous utilisons un indicateur synthétique pour décrire cette distribution spatiale, à savoir un indice de ségrégation.

De nombreux indices de ségrégation résidentielle ont été développés, comparés entre eux et utilisés dans des études empiriques²¹. L'indice de dissimilarité a été et demeure très utilisé (Massey et Denton [1988]). Nous utilisons ici la version multi-groupe de cet indice (Reardon et Firebaugh [2002]), dont l'expression est la suivante :

$$D = \frac{1}{2I} \sum_{m=1}^M \pi_m \sum_{j=1}^J w_j |\pi_{jm} - 1| \quad (5)$$

²¹ Voir, par exemple Massey et Denton [1988], Reardon et Firebaugh [2002] ; Reardon et O'Sullivan [2004] ; Echenique et Fryer [2007].

$$\text{Avec } I = \sum_{m=1}^M \pi_m (1 - \pi_m)$$

où π_m est la proportion du groupe m dans la population totale, w_j le poids de la population de la localisation j dans la population totale et π_{jm} la proportion du groupe m dans la population de la localisation j ; I mesure la diversité des groupes au sein de la population.

Dans ce qui suit, nous mesurons la ségrégation entre les 17 localisations de la typologie communale pour les trois partitions de ménages migrants suivantes :

- en quatre groupes socioprofessionnels d'actifs²² : cadres et professions intellectuelles supérieures, professions intermédiaires, employés et ouvriers ;
- entre inactifs et actifs : « retraités et autres inactifs » *versus* tous les autres ;
- d'après la nationalité : Français né en France, Français né à l'étranger et étrangers.

Dans un premier temps, nous calculons les valeurs « observées » de ces trois indices. Ensuite, nous calculons les valeurs prédites avec notre modèle complet. La comparaison de ces indices prédits avec les indices observés renseigne sur la capacité prédictive du modèle estimé. Enfin, nous calculons les indices correspondant aux différents modèles partiels.

4.4. Etape 4 : Calcul d'indicateurs de distance au centre

De façon à évaluer les flux de transport liés au développement des espaces périurbains, nous proposons également des simulations de distances parcourues par la population sous les différentes hypothèses considérées. Pour cela, nous utilisons le fichier détail « mobilité professionnelle » issu du recensement de population 2007. Il nous permet de calculer les distances moyennes domicile-travail (de mairie à mairie) parcourues en voiture (car on connaît le mode de transport principal des individus) dans chacun des types d'espace et en fonction de la CS du ménage.

Nous avons considéré les distances parcourues en 2007 pour les déplacements domicile-travail effectués en voiture (il s'agit plus précisément, dans les données du recensement de la population, des véhicules motorisés à quatre roues). Rappelons que les données disponibles nous permettent de calculer des distances au lieu de travail à vol d'oiseau (de mairie à mairie) pour les actifs changeant de commune pour aller travailler, donc nous connaissons par ailleurs le mode de transport principal employé et le statut socioprofessionnel. Pour chacune des localisations de notre typologie, nous avons calculé la distance moyenne parcourue en voiture par un ménage en fonction de sa catégorie socioprofessionnelle²³. Ces valeurs moyennes ont ensuite été appliquées aux effectifs de ménages des différentes catégories sociales dans les différentes localisations résidentielles obtenus pour chacune de nos trois simulations. Pour que les valeurs ainsi calculées puisse être comparées aux valeurs simulées pour 2007 sans être biaisées par un effet de taille, nous avons réduit l'effectif de la population considérée en 2015 de façon à l'ajuster à la population présente dans notre simulation de 2007²⁴.

²² Nous excluons le groupe des « retraités et autres inactifs » et celui des « travailleurs indépendants ». Ce dernier avait été obtenu en regroupant les « agriculteurs exploitants » et les « artisans, commerçants et chefs d'entreprises ». Les membres du premier groupe résident le plus souvent sur leur exploitation, donc effectuent un choix résidentiel sous des contraintes tout à fait spécifiques. Les catégories socioprofessionnelles du second groupe (artisans, commerçant et chefs d'entreprises) sont extrêmement hétérogènes, à la fois sur le plan des revenus et des contraintes de localisation.

²³ Notre analyse des flux de transport se focalise sur les déplacements des personnes de référence des ménages car seule la catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage est renseignée dans notre modèle économétrique. Elle se focalise sur les flux de transport motorisé car ils sont les plus polluants. Les flux de transport en 2 roues motorisées sont ignorés car le fichier mobilité professionnelle ne permet pas de les distinguer des déplacements en bicyclette.

²⁴ La différence de taille d'échantillon provient du fait que nos simulations de 2007 sont basées sur les seuls ménages dont la personne de référence habitait déjà dans l'aire urbaine de Paris en 2002 (pour pouvoir tenir compte de la localisation antérieure dans le modèle estimé), tandis que nos simulations de 2015 sont basées

5. Résultats

Dans ce qui suit, nous présentons tout d'abord les résultats des estimations et les prédictions de ségrégation résidentielles, de façon détaillée pour l'AU de Paris et de façon synthétique pour l'ensemble des autres AUs. Puis nous développons plus spécifiquement le cas de l'AU de Paris en présentant les prédictions de distribution de la population à l'horizon 2015 et les niveaux de ségrégation et les flux de transport qui en résulteraient.

5.1 Les déterminants des choix de localisation et leur impact en termes de ségrégation

5.1.1. Résultats des modèles de localisation résidentielle

Les résultats de l'estimation du modèle de choix résidentiel sur l'AU de Paris, pour les localisations résidentielles de 1999 et pour celles de 2007, sont présentés aux tableaux 4 et 5. Pour des raisons de lisibilité, les coefficients estimés pour les autres AUs ne sont pas présentés dans ce document. Seul les signes des coefficients significatifs sont présentés aux tableaux 6 et 7 (pour les échantillons de 1999 et 2007 respectivement).

Les variables d'interaction entre le revenu moyen de la localisation résidentielle et les indicatrices des catégories de cadres, employés et ouvriers sont statistiquement significatives en 1999 et en 2007. S'y ajoute un coefficient significatif pour la catégorie des indépendants en 2007. Toutes choses égales par ailleurs, les cadres (et les indépendants en 2007) préfèrent des localisations plus cossues que les professions intermédiaires, tandis que les ouvriers -et les employés dans une moindre mesure- préfèrent des localisations plus modestes. Les variables d'interaction entre le revenu moyen de la localisation et les indicatrices de groupes définis par la nationalité et le pays de naissance sont très nettement significatives. Ainsi, relativement aux personnes de référence françaises nées en France, les autres groupes et surtout les personnes de nationalité étrangère, se localisent moins dans des localisations à revenus élevés. La variable d'interaction entre le revenu moyen de la localisation résidentielle et la taille du ménage n'est pas significative et indique que la propension à se localiser dans des zones à revenus élevés ne se différencie pas selon la taille du ménage, et en particulier avec la présence d'enfants.

Les variables d'interaction entre la distance au centre-ville et les indicatrices de groupes socioprofessionnels sont significatives en 1999 pour les mêmes groupes que précédemment. Elles montrent que les ouvriers ont une plus forte préférence pour les localisations périphériques que les professions intermédiaires. Au contraire, les employés et les cadres ont une plus forte préférence pour les localisations centrales. Ces deux catégories se distinguent cependant sur le coefficient de l'interaction avec le carré de la distance, qui est négatif pour les employés, indiquant un effet continûment répulsif des localisations éloignées, alors que les cadres, avec un coefficient du terme quadratique positif, semblent avoir une préférence pour des distances intermédiaires.

Les coefficients estimés pour 2007 sont proches, avec cependant une disparition de la différenciation des employés relativement aux professions intermédiaires et une modification des coefficients d'interaction avec la distance quadratique, qui n'est plus significative que pour les ménages d'inactifs, qui présentent une forte préférence pour les localisations éloignées du centre.

sur l'ensemble des ménages habitants l'aire urbaine de Paris en 2007, qu'ils étaient présents ou non en 2002.

Tableau 4. Résultats d'estimation pour l'aire urbaine de Paris : coefficients hors constantes spécifiques aux types de localisation résidentielle

	1999		2007	
	Coefficient	E.T.	Coefficient	E.T.
<i>Log (Revenu / Moyenne des revenus) * Pers. réf. prof. inter.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
* Pers. réf. cadre	1.0586***	0.1478	1.0623***	0.1958
* Pers. réf. employé	-0.5***	0.1562	-0.726***	0.2094
* Pers. réf. ouvrier	-1.391***	0.1625	-1.072***	0.2279
* Pers. réf. indépendant	0.327	0.2239	0.8857***	0.3375
* Pers. réf. inactif	-0.152	0.1622	0.1865	0.2361
<i>Log (Revenu / Moyenne des revenus) * Pers. réf. Français</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
* Pers. réf. étranger	-1.159***	0.1700	-1.254***	0.2031
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-0.369**	0.1629	-0.638***	0.2040
<i>(Distance au centre – Moyenne des dist. au centre) * Pers. réf. prof. inter.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
* Pers. réf. cadre	-0.676**	0.3262	-0.885**	0.4400
* Pers. réf. employé	-1.047***	0.3469	-0.349	0.4529
* Pers. réf. ouvrier	0.62**	0.3117	0.9599**	0.4544
* Pers. réf. indépendant	0.6081	0.4390	0.2235	0.7225
* Pers. réf. inactif	0.3681	0.2973	0.0825	0.4179
<i>(Distance au centre – Moy. des dist. au centre) ² * Pers. réf. prof. inter.</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
* Pers. réf. cadre	2.2939*	1.1797	2.4782	1.5492
* Pers. réf. employé	-2.376*	1.3080	1.7649	1.6822
* Pers. réf. ouvrier	0.0438	1.2612	1.1513	1.7631
* Pers. réf. indépendant	2.3739	1.7454	3.2505	2.6209
* Pers. réf. inactif	1.4519	1.1837	4.2659***	1.6399
<i>(Distance au centre – Moyenne des dist. au centre) * Pers. réf. Français</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
* Pers. réf. étranger	-2.861***	0.3963	-2.406***	0.5568
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-1.78***	0.3704	-1.914***	0.4789
<i>(Distance au centre – Moyenne des dist. au centre) ² * Pers. réf. Français</i>	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
* Pers. réf. étranger	-1.161	1.4542	-2.006	1.8260
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-0.832	1.3499	-0.382	1.6775
Log (Revenu / Moyenne des revenus) * Nb de pers. du ménage	-0.059	0.0362	0.0642	0.0524
(Distance au centre – Moy. des dist. au centre) * Nb de pers. du ménage	0.6861***	0.0688	0.4324***	0.1112
(Distance au centre – Moy. des dist. au centre) ² * Nb de pers. du ménage	-2.92***	0.2731	-2.798***	0.4187
Indicatrice de localisation antérieure	3.6331***	0.0174	3.9833***	0.0217
Constante spécifique à la localisation (cf. tableau XXX)	X	X	X	X
Nombre d'observations	20 013	.	16499	.
Log-Likelihood	-20924	.	-13611	.
Adjusted Estrella	0.9964		0.9991	

En 1999 comme en 2007, les coefficients des variables d'interaction entre les groupes de nationalité et la distance montrent que les ménages dont la personne de référence est de nationalité étrangère ou française née à l'étranger ont une préférence pour les localisations centrales.

Les variables d'interaction entre la distance au centre-ville (ou son carré) et la taille du ménage sont

très significatives. Elles indiquent une préférence des ménages de grande taille pour l'éloignement jusqu'à une certaine limite, après quoi l'effet sur l'utilité devient négatif. Ce résultat est conforme aux prédictions des modèles d'économie urbaine, selon lequel les ménages avec enfants ont une localisation plus périphérique du fait de leur besoin en superficie du logement.

Tableau 5. Résultats d'estimation pour l'aire urbaine de Paris : constantes spécifiques aux types de localisation résidentielle

	1999		2007	
<i>Centre ville</i>	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
Banlieue proche pauvre	-0.671***	0.0802	-0.233**	0.1057
Banlieue proche moyennement pauvre	-0.714***	0.0698	-0.179**	0.0897
Banlieue proche moyennement aisée	-0.714***	0.0653	-0.419***	0.0902
Banlieue proche aisée	-0.781***	0.0796	-0.465***	0.1066
Banlieue lointaine pauvre	-1.613***	0.1064	-0.936***	0.1447
Banlieue lointaine moyennement pauvre	-1.654***	0.1006	-1.076***	0.1390
Banlieue lointaine moyennement aisée	-2.071***	0.1155	-1.734***	0.1602
Banlieue lointaine aisée	-2.142***	0.1297	-1.803***	0.1718
Périurbaine proche pauvre	-2.157***	0.1209	-1.487***	0.1675
Périurbaine proche moyennement pauvre	-2.365***	0.1260	-1.944***	0.1748
Périurbaine proche moyennement aisée	-2.446***	0.1295	-1.882***	0.1780
Périurbaine proche aisée	-2.511***	0.1456	-2.275***	0.1986
Périurbaine lointaine pauvre	-2.654***	0.2064	-1.891***	0.2685
Périurbaine lointaine moyennement pauvre	-2.664***	0.1875	-1.925***	0.2558
Périurbaine lointaine moyennement aisée	-2.764***	0.2001	-2.356***	0.2801
Périurbaine lointaine aisée	-2.781***	0.1791	-2.193***	0.2618

L'indicatrice de la localisation antérieure est significative et positive, ce qui signifie qu'un ménage a une probabilité forte de se localiser dans le même type de localisation qu'à la période antérieure. On peut évidemment penser que ce résultat est tiré par les ménages qui ont été immobiles au cours de la période, qui par définition sont restés localisés dans le même type d'espace. Cependant, les estimations réalisées sur l'échantillon des ménages migrants conduit à un résultat voisin, avec cependant une ampleur moindre de cet effet. Enfin, tous les effets fixes sont significatifs et négatifs, ce qui indique en particulier le poids de la commune-centre dans l'ensemble des localisations occupées.

Le tableau 7 (a et b) permet d'évaluer le degré de généralité des comportements observés sur l'AU de Paris, à partir des choix de localisations observées en 2007. L'effet attractif des localisations à revenus élevés sur les catégories de cadres et la moindre propension à s'y localiser pour les employés et les ouvriers sont assez généraux : les coefficients correspondants sont significatifs dans environ la moitié des agglomérations (14 cas sur 25 pour les cadres, 12 pour les ouvriers et les employés). Hormis une exception pour les cadres, les coefficients, lorsqu'ils sont significatifs, ont le même signe pour toutes les AUs. On observe, dans une moindre mesure, un effet attractif des localisations à revenus élevés sur les indépendants.

Tableau 6a. Signes des coefficients estimés significatifs (hors effets fixes). 25 AUs de plus de 300 000 habitants (1999) (à suivre)

	Paris	Lyon	Marseille- Aix	Lille	Toulouse	Nice	Bordeaux	Nantes	Strasbourg	Toulon	Douai- Lens	Rennes
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. prof. inter.</i>												
* Pers. réf. cadre	+	+	+	+	+				+		+	
* Pers. réf. employé	-		-	-	-	-	-		-		-	-
* Pers. réf. ouvrier	-	-	-	-	-		-	-	-		-	-
* Pers. réf. indépendant							-					
* Pers. réf. inactif				-	-		-				-	
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. Français</i>												
* Pers. réf. étranger	-	-		-								-
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-	-				+						
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) * Pers. réf. prof. inter.</i>												
* Pers. réf. cadre	-							-				-
* Pers. réf. employé	-	-		-	-		-	-	-	-		-
* Pers. réf. ouvrier	+			-								
* Pers. réf. indépendant				+				+				
* Pers. réf. inactif												
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) ² * Pers. réf. prof. inter.</i>												
* Pers. réf. cadre	+		+								-	
* Pers. réf. employé	-	+					+				+	
* Pers. réf. ouvrier			-							+		
* Pers. réf. indépendant												
* Pers. réf. inactif									+			
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) * Pers. réf. Français</i>												
* Pers. réf. étranger	-	-			-		-	-	-	-		-
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-	-							-			
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) ² * Pers. réf. Français</i>												
* Pers. réf. étranger												
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger		-										
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Nb de pers. du ménage</i>		+		+	+	+	+		+			+
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) * Nb de pers. du ménage</i>	+	+		+	+		+	+	+			+
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) ² * Nb de pers. du ménage</i>	-	-	-	-	-	-	-	-		-		-
Indicatrice de localisation antérieure	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+

Tableau 6b. Signes des coefficients estimés significatifs (hors effets fixes). 25 AUs de plus de 300 000 habitants (1999) (suite)

	Rouen	Grenoble	Montpellier	Metz	Nancy	Clermont	Valenciennes	Tours	Caen	Orléans	Angers	Dijon	St-Étienne	Total +	Total -
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. prof. inter.</i>															
* Pers. réf. cadre	+	+	+	+	+		+	+	+		+	+		17	0
* Pers. réf. employé	-				-						-			0	12
* Pers. réf. ouvrier	-	-		-	-	-		-		-				0	18
* Pers. réf. indépendant			+						-					1	2
* Pers. réf. inactif														0	4
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. Français</i>															
* Pers. réf. étranger				-	-				-					0	7
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger					-									1	3
<i>(dist. au centre – moy. des dist.) * Pers. réf. prof. inter.</i>															
* Pers. réf. cadre						-			-					0	5
* Pers. réf. employé	-	-	-		-	-			-	-		-		0	17
* Pers. réf. ouvrier		-				-								1	3
* Pers. réf. indépendant	+		+	+		+				+	+			8	0
* Pers. réf. inactif	+													1	0
<i>(dist. au centre – moy. des dist.)² * Pers. réf. prof. inter.</i>															
* Pers. réf. cadre		+												3	1
* Pers. réf. employé								+						4	1
* Pers. réf. ouvrier														1	1
* Pers. réf. indépendant														0	0
* Pers. réf. inactif			+											2	0
<i>(dist. au centre – moy. des dist.) * Pers. réf. Français</i>															
* Pers. réf. étranger	-	-	-	-	-	-							-	0	14
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-													0	4
<i>(dist. au centre – moy. des dist.)² * Pers. réf. Français</i>															
* Pers. réf. étranger														0	0
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger														0	1
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Nb de pers. du ménage</i>	+	+	+	+	+				+				+	14	0
<i>(dist. au centre – moy. des dist.) * Nb de pers. du ménage</i>	+	+	+	+	+	+		+	+	+	+	+		19	0
<i>(dist. au centre – moy. des dist.)² * Nb de pers. du ménage</i>	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0	23
Indicatrice de localisation antérieure	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	25	0

Tableau 7a. Signes des coefficients estimés significatifs (hors effets fixes). 25 AUs de plus de 300 000 habitants (2007) (à suivre)

	Paris	Lyon	Marseille-Aix	Lille	Toulouse	Nice	Bordeaux	Nantes	Strasbourg	Toulon	Douai-Lens	Rennes
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. prof. inter.</i>												
* Pers. réf. cadre	+	+	+	+	+		+	+		-		
* Pers. réf. employé	-	-		-	-							-
* Pers. réf. ouvrier	-	-		-	-	-				-		-
* Pers. réf. indépendant	+	+	+									
* Pers. réf. inactif		+										
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. Français</i>												
* Pers. réf. étranger	-	-		-			-					
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-	-		-								
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) * Pers. réf. prof. inter.</i>												
* Pers. réf. cadre	-											
* Pers. réf. employé												
* Pers. réf. ouvrier	+		-		-							-
* Pers. réf. indépendant							+			+		
* Pers. réf. inactif				+			+			-		
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) ² * Pers. réf. prof. inter.</i>												
* Pers. réf. cadre												
* Pers. réf. employé		+										
* Pers. réf. ouvrier												
* Pers. réf. indépendant												
* Pers. réf. inactif	+									+		-
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) * Pers. réf. Français</i>												
* Pers. réf. étranger	-	-					-					
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-	-		-	-		-		-			-
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) ² * Pers. réf. Français</i>												
* Pers. réf. étranger												+
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger												
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Nb de pers. du ménage</i>		+		+	+	+		+	+			+
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) * Nb de pers. du ménage</i>	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+
<i>(dist. au centre – moy. des dist. au centre) ² * Nb de pers. du ménage</i>	-	-	-	-	-		-	-			-	-
<i>Indicatrice de localisation antérieure</i>	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+

Tableau 7b. Signes des coefficients estimés significatifs (hors effets fixes). 25 AUs de plus de 300 000 habitants (2007) (suite)

	Rouen	Grenoble	Montpellier	Metz	Nancy	Clermont	Valenciennes	Tours	Caen	Orléans	Angers	Dijon	St-Étienne	Total +	Total -
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. prof. inter.</i>															
* Pers. réf. cadre	+	+				+		+	+	+		+		7	1
* Pers. réf. employé	-	-	-	-	-	-				-				0	5
* Pers. réf. ouvrier	-			-	-				-					0	8
* Pers. réf. indépendant				+	-	+						+		3	0
* Pers. réf. inactif					-				-		+			1	0
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Pers. réf. Français</i>															
* Pers. réf. étranger	-			-	-	-		-	-	-		-		0	4
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger					-				-					0	3
<i>(dist. au centre – moy. des dist.) * Pers. réf. prof. inter.</i>															
* Pers. réf. cadre														0	1
* Pers. réf. employé	-		-			-			-	-	-			0	4
* Pers. réf. ouvrier														3	0
* Pers. réf. indépendant								+						1	0
* Pers. réf. inactif			-											2	1
<i>(dist. au centre – moy. des dist.)² * Pers. réf. prof. inter.</i>															
* Pers. réf. cadre					+									0	0
* Pers. réf. employé														1	0
* Pers. réf. ouvrier														0	2
* Pers. réf. indépendant														0	0
* Pers. réf. inactif	-								-					2	1
<i>(dist. au centre – moy. des dist.) * Pers. réf. Français</i>															
* Pers. réf. étranger		-	-			-		-		-	-			0	4
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger	-	-	-		-					-				0	8
<i>(dist. au centre – moy. des dist.)² * Pers. réf. Français</i>															
* Pers. réf. étranger														1	0
* Pers. réf. Fr. né à l'étranger									-					0	0
<i>Log (Revenu / moy. des revenus) * Nb de pers. du ménage</i>	+	+		+		-		+			+			7	0
<i>(dist. au centre – moy. des dist.) * Nb de pers. du ménage</i>	+	+	+	+	+	+		+	+	+	+	+		11	0
<i>(dist. au centre – moy. des dist.)² * Nb de pers. du ménage</i>	-	-		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0	9
Indicatrice de localisation antérieure	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	+	12	0

En revanche, il ne se dégage pas de l'ensemble de ces estimations de résultat clair concernant les préférences des différents groupes sociaux pour la distance au centre : les coefficients des interactions entre distance au centre (ou son carré) et catégories sociales sont rarement significatifs. Seul l'effet répulsif des localisations éloignées du centre sur les ménages d'employés est notable, avec un coefficient négatif significatif dans dix AUs.

L'effet répulsif de la distance s'observe également sur les ménages dont la personne de référence est de nationalité étrangère ou française née à l'étranger, avec des coefficients significatifs et négatifs dans respectivement 10 et 13 AUs sur les 25 de notre champ.

Enfin, le résultat standard du modèle urbain monocentrique, selon lequel les ménages de grande taille, et ayant de ce fait un poids de la consommation de logement élevé relativement aux coûts des migrations alternantes, ont une localisation d'équilibre éloignée du centre, est fortement corroboré par ces estimations : le coefficient de l'interaction entre la taille du ménage et la distance au centre est significatif et positif dans 22 des 25 AUs analysée ; celui de l'interaction entre la taille et la distance quadratique est significatif et négatif dans 21 des AUs, ce qui indique que ces ménages ont cependant une force de rappel vers le centre, et ne sont pas nécessairement ceux qui ont les localisations les plus périphériques, toutes choses égales par ailleurs.

De la même façon, l'effet attractif des localisations à revenus élevés est d'autant plus fort que les ménages sont de grande taille (dans 12 AUs sur 25).

La comparaison des tableaux 7 (a et b) aux tableaux 6 (a et b) permet de faire un rapide bilan des évolutions observées entre les deux dates. Tout d'abord, il semble que les différenciations de comportements entre les catégories socioprofessionnelles en matière de préférences pour l'environnement social se sont réduites : les coefficients sur les catégories de cadres étaient significatifs dans 17 agglomérations en 1999, ce n'est plus le cas que de 14 AUs en 2007 ; de même, la moindre propension des employés à se localiser dans des communes à hauts revenus est moins souvent significative en 2007 (12 AUs) qu'elle ne l'était en 1999 (18 AUs). Les évolutions observées pour les coefficients des interactions entre les catégories socioprofessionnelles et la distances sont similaires : en particulier, l'effet répulsif de la distance sur les employés est moins souvent significatif en 2007 qu'en 1999. Il semble ainsi que la différenciation des comportements de localisation entre catégories sociales ait diminué entre les deux dates considérées. En revanche, cela n'exclut pas que les conséquences en termes de ségrégation aient évolué, dans la mesure où les caractéristiques des localisations elles-mêmes ont varié au cours du temps, ce que prennent en compte les comportements observés en 2007 relativement à ceux de 1999. Inversement, le nombre de variables d'interaction entre l'origine et les caractéristiques des localisations ayant un coefficient significatif a augmenté. Cette composante de la ségrégation résidentielle semble donc avoir augmenté, bien qu'elle s'exprime différemment en termes de groupes concernés (personnes de nationalité étrangère ou de nationalité française nées à l'étranger).

5.1.2. Implications en termes de ségrégation

Analyse détaillée sur l'aire urbaine de Paris

Pour chaque forme de ségrégation résidentielle (entre groupes socioprofessionnels d'actifs, entre actifs et inactifs, entre Français et étrangers), les résultats sont présentés en trois temps. Dans un premier temps, nous comparons les valeurs des indices de ségrégation observés sur la base de notre échantillon de ménages et prédites à l'aide de notre modèle logit en 1999 et en 2007. Ensuite, nous comparons l'importance relative des effets ségrégatifs associés aux choix de la centralité urbaine ou du revenu des localisations, à l'aide des modèles partiels retenant l'ensemble des interactions entre les caractéristiques des ménages et, alternativement, l'une ou l'autre des deux caractéristiques des localisations (distance au centre-ville ou revenu local). Enfin, nous analysons plus finement les mécanismes de ségrégation à

l'œuvre, à l'aide des modèles partiels ne retenant que les interactions entre l'une des caractéristiques des ménages (statut socioprofessionnel, nationalité ou taille) et l'une des caractéristiques des localisations (distance au centre-ville ou revenu local), toutes les autres interactions entre caractéristiques des localisations et des ménages étant contrôlées.

Les résultats correspondant aux trois formes de ségrégation résidentielle étudiées (entre groupes socioprofessionnels d'actifs, entre actifs et inactifs, entre Français et étrangers) sont présentés successivement (voir tableau 8). Dans chaque cas, ils sont présentés en trois temps. Dans un premier temps, nous comparons les valeurs des indices de ségrégation observés sur la base de notre échantillon de ménages et prédites à l'aide de notre modèle en 1999 et en 2007. Ensuite, nous comparons l'importance relative des effets ségrégatifs associés aux préférences distinctes des ménages en matière de centralité urbaine et en matière de revenu des localisations, à l'aide de modèles partiels ne retenant que les variables interactions entre les caractéristiques des ménages et, alternativement, l'une ou l'autre des caractéristiques des localisations (distance au centre-ville ou revenu local). Nous évaluons également l'effet ségrégatif lié à l'attachement des ménages à leur localisation antérieure, indépendamment des caractéristiques de cette dernière. Enfin, pour ce qui a trait à la ségrégation par les préférences en matière de centralité et de revenu des localisations, nous analysons plus finement les mécanismes à l'œuvre à l'aide de modèles partiels ne retenant que les variables interactions entre l'une ou l'autre des caractéristiques des ménages (statut socioprofessionnel, nationalité ou taille) et l'une ou l'autre des caractéristiques des localisations (distance au centre-ville ou revenu local), toutes les autres interactions entre caractéristiques des ménages et des localisations étant contrôlées.

Ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs

Indices observés sur la base de notre échantillon et prédits par le modèle complet

Entre 1999 et 2007, on constate une augmentation de la ségrégation résidentielle entre groupes socioprofessionnels d'actifs, avec des valeurs d'indice qui s'élèvent à 0,170 en 1999 et à 0,187 en 2007. Les indices prédits avec notre modèle complet sont légèrement inférieurs aux indices observés, mais rendent compte de cette augmentation. Ils s'élèvent à 0,165 en 1999 et à 0,176 en 2007.

Indices prédits par les modèles partiels à caractéristiques des ménages inchangées

Nos prédictions contrefactuelles montrent que **la ségrégation résidentielle entre groupes socioprofessionnels d'actifs en 1999 et en 2007 s'explique avant tout par l'attachement des ménages à leur localisation antérieure et par les préférences distinctes des ménages en matière de revenu des localisations.** Les préférences distinctes des ménages en matière de centralité urbaine constituent également un déterminant de cette ségrégation, mais d'importance nettement moindre. En effet, le seul attachement à la localisation antérieure conduirait à des valeurs d'indices de 0,115 en 1999 et 0,146 en 2007. En d'autres termes, même si tous les ménages avaient des préférences similaires en matière de centralité urbaine et de revenu local, ils resteraient ségrégés du fait de leur tendance à l'immobilité résidentielle et, dans le cas où ils migrent, de leur préférence pour une relocalisation dans la localisation où ils se trouvent déjà, indépendamment des caractéristiques de cette dernière. Par ailleurs, les préférences des ménages en matière de revenu des localisations, lorsque l'attachement à la localisation antérieure et les préférences en matière de centralité urbaine sont contrôlées, conduirait à des valeurs d'indice de 0,108 en 1999 et de 0,096 en 2007. Enfin, l'action isolée des préférences en matière de distance au centre-ville conduiraient à des valeurs d'indice de 0,054 en 1999 et de 0,041 en 2007.

En évolution, on constate que l'effet ségrégatif de l'attachement à la localisation antérieure se renforce très nettement entre 1999 et 2007, tandis que les deux autres sources de ségrégation résidentielle s'affaiblissent plus modestement. C'est donc cet attachement qui constitue le facteur explicatif de l'accroissement de la ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs observé entre 1999 et 2007.

Tableau 8. Indices de dissimilarité observés et prédits sur l'aire urbaine de Paris

	1999	2007
Indices observés		
GROUPES SOCIOPROFESSIONNELS D'ACTIFS	0,16990	0,18698
ACTIFS / INACTIFS	0,05834	0,05420
FRANÇAIS / ETRANGERS	0,16847	0,20657
Indices prédits		
GROUPES SOCIOPROFESSIONNELS D'ACTIFS		
Modèle complet	0,16479	0,17618
Préférences en matière de distance	0,05436	0,04110
<i>Selon les PCS</i>	0,05011	0,04531
<i>Selon la nationalité</i>	0,01469	0,01672
<i>Selon la taille du ménage</i>	0,01017	0,01050
Préférences en matière de revenu	0,10775	0,09611
<i>Selon les PCS</i>	0,09656	0,08367
<i>Selon la nationalité</i>	0,01193	0,01223
<i>Selon la taille du ménage</i>	7,10E-16	5,31E-15
Attachement à la localisation antérieure	0,11462	0,14576
ACTIFS / INACTIFS		
Modèle complet	0,05742	0,05209
Préférences en matière de distance	0,04855	0,09160
<i>Selon les PCS</i>	0,01372	0,05680
<i>Selon la nationalité</i>	0,00440	0,00192
<i>Selon la taille du ménage</i>	0,03002	0,03352
Préférences en matière de revenu	0,02033	0,00907
<i>Selon les PCS</i>	0,01659	0,00740
<i>Selon la nationalité</i>	0,00398	0,00153
<i>Selon la taille du ménage</i>	8,06E-14	4,34E-14
Attachement à la localisation antérieure	0,03471	0,02907
FRANÇAIS / ETRANGERS		
Modèle complet	0,16646	0,20563
Préférences en matière de distance	0,07811	0,07732
<i>Selon les PCS</i>	0,01798	0,02090
<i>Selon la nationalité</i>	0,12895	0,11786
<i>Selon la taille du ménage</i>	0,02645	0,02383
Préférences en matière de revenu	0,15597	0,12831
<i>Selon les PCS</i>	0,04850	0,02864
<i>Selon la nationalité</i>	0,11017	0,10037
<i>Selon la taille du ménage</i>	3,77E-14	1,16E-13
Attachement à la localisation antérieure	0,11926	0,16949

Indices prédits par les modèles partiels contrôlant les caractéristiques des ménages

Analysons maintenant plus finement les mécanismes à l'œuvre dans la ségrégation par les préférences en matière de centralité et de revenu des localisations. **Exception faite de l'effet de l'attachement des ménages à leur localisation antérieure, les différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel, toutes choses égales par ailleurs en termes de nationalité et de taille de ménage, constituent la principale source de ségrégation résidentielle entre groupes socioprofessionnels d'actifs en 1999 et en 2007. Cette dernière résulte aussi de différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel, mais dans une moindre mesure.** L'action isolée des différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel conduirait à un indice de 0,096 en 1999 et de 0,084 en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel conduirait à un indice de 0,050 en 1999 et de 0,045 en 2007. En évolution, on constate un affaiblissement des effets ségrégatifs associés à ces deux principales modalités de ségrégation, qui

explique l'affaiblissement général des effets ségrégatifs associés aux préférences en matière de revenu local et de centralité urbaine.

D'autres mécanismes sont à l'œuvre, dotés cependant d'effets ségrégatifs plus modestes. La ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs est aussi la résultante de différences de préférences en matière de centralité urbaine et de revenu local selon la nationalité, toutes choses égales par ailleurs en termes de statut socioprofessionnel et de taille de ménage. Cette fois, la ségrégation par la distance au centre domine la ségrégation par le revenu local. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la nationalité conduirait à un indice de 0,015 en 1999 et de 0,017 en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de revenu local selon la nationalité conduirait à un indice de 0,012 en 1999 et en 2007. Enfin, la ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs est aussi la résultante de différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage, toutes choses égales par ailleurs en termes de statut socioprofessionnel et de nationalité. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage conduirait à un indice de 0,010 en 1999 et en 2007.

Ségrégation entre actifs et inactifs

Indices observés et prédits par le modèle complet

Entre 1999 et 2007, on constate une légère baisse de la ségrégation résidentielle entre actifs et inactifs, avec des valeurs d'indice qui s'élèvent à 0,058 en 1999 et à 0,054 en 2007. Les indices prédits avec notre modèle complet sont légèrement inférieurs aux indices observés, mais rendent compte de cette baisse. Ils s'élèvent à 0,057 en 1999 et à 0,052 en 2007.

Indices prédits par les modèles partiels à caractéristiques des ménages inchangées

Nos prédictions contrefactuelles montrent que **la ségrégation résidentielle entre actifs et inactifs s'explique avant tout par des préférences distinctes des ménages en matière de centralité urbaine**. La dominance de ce facteur explicatif est avérée en 1999, mais encore plus franche en 2007. L'action isolée des préférences des ménages en matière de distance au centre-ville conduirait à des valeurs d'indice de 0,049 en 1999 et de 0,092 en 2007. Le second facteur ségrégatif est l'attachement des ménages à leur localisation antérieure, qui perd cependant de l'importance entre 1999 et 2007, avec des valeurs d'indice respectivement de 0,034 et de 0,029. Enfin, l'action isolée des préférences en matière de revenu local conduirait à des valeurs d'indice de 0,020 en 1999 et de 0,009 en 2007. Ce facteur à l'effet ségrégatif déjà faible en 1999 apparaît presque négligeable en 2007.

Au total, la stabilité relative de la ségrégation entre actifs et inactifs s'explique par un renforcement des différences de préférences en matière de centralité urbaine entre actifs et inactifs, qui compense presque intégralement l'affaiblissement des autres sources de ségrégation résidentielle.

Indices prédits par les modèles partiels contrôlant les caractéristiques des ménages

L'analyse détaillée fait apparaître une modification dans le temps des mécanismes ségrégatifs dominants. **En 1999, l'attachement à la localisation antérieure et les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage, toutes choses égales par ailleurs en termes de statut socioprofessionnel et de nationalité, constituent les deux principaux déterminants de la ségrégation résidentielle entre actifs et inactifs. En 2007, les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel, toutes choses égales par ailleurs en termes de nationalité et de taille de ménage, deviennent la principale source de cette ségrégation résidentielle.** En effet, l'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage conduirait à un indice de 0,030 en 1999 et de 0,034 en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel conduirait à un indice de 0,014 en 1999 et de 0,057 en 2007. Et comme on l'a déjà noté, l'attachement des ménages à leur localisation antérieure conduirait à des valeurs d'indice de 0,034 en 1999 et de 0,029 en 2007.

Pour le reste, les différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel, toutes choses égales par ailleurs en termes de nationalité et de taille de ménage,

contribuent modérément à la ségrégation entre actifs et inactifs en 1999 et encore plus faiblement en 2007. L'action isolée des différences préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel conduirait à un indice de 0,017 en 1999 et de 0,008 en 2007. Enfin, les différences de préférences en matière de centralité urbaine et de revenu local selon la nationalité, toutes choses égales par ailleurs en termes de statut socioprofessionnel et de taille de ménage, participent également à la ségrégation entre actifs et inactifs, avec néanmoins une contribution très faible et qui décroît sensiblement entre 1999 et 2007. L'action isolée des différences préférences en matière de centralité urbaine selon la nationalité conduirait à un indice de 0,004 en 1999 et de 0,002 en 2007. L'action isolée des différences préférences en matière de revenu local selon la nationalité conduirait à un indice de 0,004 en 1999 et de 0,002 en 2007.

Ségrégation entre Français et étrangers

Indices observés sur la base de notre échantillon et prédits par le modèle complet

Entre 1999 et 2007, on constate une forte augmentation de la ségrégation résidentielle entre Français et étrangers, avec des valeurs d'indice qui s'élèvent à 0,168 en 1999 et à 0,207 en 2007. Les indices prédits avec notre modèle complet sont du même ordre de grandeurs et rendent compte de cette augmentation. Ils s'élèvent à 0,166 en 1999 et à 0,206 en 2007.

Indices prédits par les modèles partiels à caractéristiques des ménages inchangées

Nos prédictions contrefactuelles montrent que **la ségrégation résidentielle entre Français et étrangers s'explique avant tout par l'attachement des ménages à leur localisation antérieure et par les préférences distinctes des ménages en matière de revenu des localisations. La hiérarchie entre ces deux déterminants s'inverse entre 1999 et 2007 : le premier (resp. second) est nettement dominant en 2007 (resp. 1999)**. Les préférences distinctes des ménages en matière de centralité urbaine constituent également un déterminant de cette ségrégation, mais d'importance moindre. En effet, l'attachement à la localisation antérieure conduirait à lui seul à des valeurs d'indices de 0,119 en 1999 et 0,169 en 2007. L'action isolée des préférences des ménages en matière de revenu local conduirait à des valeurs d'indice de 0,166 en 1999 et de 0,128 en 2007, tandis que l'action isolée des préférences en matière de distance au centre-ville conduirait à des valeurs d'indice de 0,078 en 1999 et de 0,77 en 2007.

En évolution, on constate que l'effet ségrégatif de l'attachement à la localisation antérieure se renforce très nettement entre 1999 et 2007 et compense ainsi la baisse sensible de l'effet ségrégatif associé aux préférences en matière de revenu local et la très légère baisse de l'effet ségrégatif associé aux préférences en matière de centralité urbaine. C'est cet attachement qui explique le fort accroissement de la ségrégation entre Français et étrangers observé entre 1999 et 2007, de la même manière qu'il expliquait l'accroissement de ségrégation en groupes socioprofessionnels d'actifs.

Indices prédits par les modèles partiels contrôlant les caractéristiques des ménages

Dans le détail, **l'attachement des ménages à leur localisation antérieure et les différences de préférences en matière de centralité urbaine et de revenu local selon la nationalité, toutes choses égales par ailleurs en termes de statut socioprofessionnel et de taille de ménage, contribuent dans des proportions voisines à la ségrégation résidentielle entre Français et étranger en 1999. En 2007 en revanche, le premier facteur se renforce nettement et prend une importance prépondérante sur les deux autres, dont les contributions à la ségrégation évoluent très légèrement à la baisse**. En effet, l'action isolée des différences préférences en matière de centralité urbaine selon la nationalité conduirait à un indice de 0,129 en 1999 et de 0,118 en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de revenu local selon la nationalité conduirait à un indice de 0,110 en 1999 et de 0,100 en 2007. Et comme on l'a vu plus haut, l'attachement à la localisation antérieure conduirait à lui seul à des valeurs d'indices de 0,119 en 1999 et 0,169 en 2007. On note que l'effet ségrégatif des préférences en matière de centralité urbaine domine légèrement celui des préférences en matière de revenu local.

Par ailleurs, dans une moindre mesure, la ségrégation entre Français et étranger est aussi la résultante

de différences de préférences en matière de centralité urbaine et de revenu local selon le statut socioprofessionnel, toutes choses égales par ailleurs en termes de nationalité et de taille de ménage. Dans ce cas de figure, l'effet ségrégatif des préférences en matière de revenu local domine celui des préférences en matière de distance au centre, très nettement en 1999 et faiblement en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel conduirait à un indice de 0,048 en 1999 et de 0,029 en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel conduirait à un indice de 0,018 en 1999 et de 0,021 en 2007. Enfin, la ségrégation entre Français et étrangers est aussi la résultante de différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage, toutes choses égales par ailleurs en termes de statut socioprofessionnel et de nationalité. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage conduirait à un indice de 0,026 en 1999 et de 0,024 en 2007.

Tendances moyennes sur les grandes aires urbaines françaises

Après l'examen des mécanismes de ségrégation sur l'aire urbaine de Paris, nous analysons les grandes tendances sur l'ensemble des aires urbaines françaises de plus de 300 000 habitants. Nous nous focalisons ici plus spécifiquement sur l'analyse des mécanismes ségrégatifs reposant sur les interactions entre caractéristiques individuelles et caractéristiques des localisations. Les tableaux 9 et 10 fournissent les statistiques correspondant à ces indices de ségrégations pour les 25 aires urbaines de notre champ d'étude, respectivement pour 1999 et 2007.

Une première lecture de ces tableaux nous permet de formuler d'emblée un constat important, à savoir celui d'une grande stabilité des mécanismes de ségrégation entre les deux périodes. Les indices moyens en 1999 et en 2007 sont voisins et, surtout, la hiérarchie entre ces indices est intégralement conservée, à une exception près néanmoins (l'effet des préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel sur la ségrégation entre Français et étrangers, qui est manifeste en 1999, mais devient négligeable en 2007). Par ailleurs, les résultats moyens apparaissent qualitativement assez similaires à ceux obtenus sur l'aire urbaine de Paris.

Ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs

Concernant la ségrégation entre groupes socioprofessionnels, à l'image de la situation parisienne, **les différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel, toutes choses égales par ailleurs en termes de nationalité et de taille de ménage, constituent la principale source de ségrégation résidentielle entre groupes socioprofessionnels d'actifs** en 1999 et en 2007. Comme à Paris également, les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel constituent le second mécanisme ségrégatif dominant. L'action isolée des différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel conduirait en moyenne à un indice de 0,071 en 1999 et de 0,050 en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel conduirait en moyenne à un indice de 0,051 en 1999 et de 0,030 en 2007. Et comme à Paris enfin, on constate en moyenne un affaiblissement des effets ségrégatifs associés à ces deux principales modalités de ségrégation. Notons toutefois que les écarts-types associés à ces indices moyens sont relativement élevés, en particulier en 2007 (proches des valeurs moyennes), ce qui indique une diversité des situations au sein de cet ensemble.

Tableau 9. Indices de dissimilarités moyens sur les 25 aires urbaines : valeurs observées et contrefactuelles (estimations sur les localisations de 1999)

Indice de dissimilarité	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Ségrégation entre PCS				
Observé	0,138	0,032	0,072	0,193
Prédit, modèle complet	0,125	0,032	0,056	0,181
Prédit, distance selon PCS (1a)	0,051	0,033	0,000	0,138
Prédit, revenu selon PCS (1b)	0,071	0,033	0,000	0,145
Prédit, distance selon taille du ménage	0,012	0,005	0,000	0,031
Prédit, revenu selon taille du ménage	0,006	0,007	0,000	0,021
Prédit, distance selon nationalité	0,005	0,005	0,000	0,015
Prédit, revenu selon nationalité	0,002	0,004	0,000	0,012
Ségrégation actifs / inactifs				
Observé	0,074	0,021	0,041	0,119
Prédit, modèle complet	0,062	0,023	0,028	0,119
Prédit, distance selon PCS (2a)	0,032	0,033	0,000	0,134
Prédit, revenu selon PCS (2b)	0,027	0,023	0,000	0,103
Prédit, distance selon taille du ménage	0,039	0,016	0,000	0,086
Prédit, revenu selon taille du ménage	0,020	0,022	0,000	0,085
Prédit, distance selon nationalité	0,002	0,002	0,000	0,009
Prédit, revenu selon nationalité	0,001	0,002	0,000	0,010
Ségrégation Français / étrangers				
Observé	0,231	0,080	0,058	0,405
Prédit, modèle complet	0,202	0,079	0,041	0,355
Prédit, distance selon PCS	0,009	0,010	0,000	0,046
Prédit, revenu selon PCS	0,021	0,015	0,000	0,048
Prédit, distance selon taille du ménage	0,032	0,017	0,000	0,066
Prédit, revenu selon taille du ménage	0,017	0,023	0,000	0,100
Prédit, distance selon nationalité (3a)	0,100	0,099	0,000	0,344
Prédit, revenu selon nationalité (3b)	0,066	0,122	0,000	0,439

Par ailleurs, contrairement à la situation parisienne, un seul autre mécanisme affiche en moyenne une incidence notable sur la ségrégation, à savoir les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage. L'action isolée de ces différences conduirait à un indice de 0,012 en 1999 et en 2007. Les autres modalités conduisent en moyenne à des indices négligeables. A ce niveau, les écarts-types sont beaucoup modestes, donc les situations plus homogènes au sein de notre champ.

Ségrégation entre actifs et inactifs

Les résultats moyens sont ici quelque peu différents de ceux obtenus sur l'aire urbaine de Paris. **Les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage, *ceteris paribus*, et selon le statut socioprofessionnel, *ceteris paribus*, sont les deux principaux déterminants de la ségrégation entre actifs et inactifs** en 1999 et en 2007. Elles sont également importantes à Paris, mais leurs importances relatives diffèrent sensiblement et s'inversent selon l'année considérée, alors qu'en moyenne, leurs effets ségrégatifs sont à peu équivalents entre eux et

aux deux dates. L'action isolée des différences préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage conduirait en moyenne à un indice de 0,039 en 1999 et de 0,034 en 2007. L'action isolée des différences préférences en matière de centralité urbaine selon le statut professionnel conduirait en moyenne à un indice de 0,032 en 1999 et en 2007. Comme précédemment, il faut noter ici que les écarts-types associés à ces indices moyens sont relativement élevés (proches ou même plus élevés que les valeurs moyennes), ce qui indique la diversité des situations au sein de cet ensemble.

Tableau 10. Indices de dissimilarités moyens sur les 25 aires urbaines : valeurs observées et contrefactuelles (estimations sur les localisations de 2007)

Indice de dissimilarité	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Ségrégation entre PCS				
Observé	0,122	0,031	0,070	0,200
Prédit, modèle complet	0,110	0,032	0,049	0,184
Prédit, distance selon PCS (1a)	0,030	0,025	0,000	0,079
Prédit, revenu selon PCS (1b)	0,050	0,030	0,000	0,117
Prédit, distance selon taille du ménage	0,012	0,003	0,004	0,018
Prédit, revenu selon taille du ménage	0,005	0,005	0,000	0,014
Prédit, distance selon nationalité	0,004	0,004	0,000	0,017
Prédit, revenu selon nationalité	0,003	0,003	0,000	0,012
Ségrégation actifs / inactifs				
Observé	0,048	0,011	0,026	0,065
Prédit, modèle complet	0,043	0,011	0,021	0,062
Prédit, distance selon PCS (2a)	0,032	0,043	0,000	0,192
Prédit, revenu selon PCS (2b)	0,024	0,023	0,000	0,113
Prédit, distance selon taille du ménage	0,034	0,009	0,012	0,052
Prédit, revenu selon taille du ménage	0,015	0,016	0,000	0,043
Prédit, distance selon nationalité	0,002	0,003	0,000	0,009
Prédit, revenu selon nationalité	0,001	0,001	0,000	0,006
Ségrégation Français / étrangers				
Observé	0,220	0,066	0,097	0,428
Prédit, modèle complet	0,200	0,057	0,079	0,327
Prédit, distance selon nationalité (3a)	0,068	0,086	0,000	0,287
Prédit, revenu selon nationalité (3b)	0,066	0,076	0,000	0,255
Prédit, distance selon taille du ménage	0,023	0,009	0,008	0,039
Prédit, revenu selon taille du ménage	0,010	0,012	0,000	0,034
Prédit, distance selon PCS	0,006	0,007	0,000	0,023
Prédit, revenu selon PCS	0,009	0,007	0,000	0,029

Les différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel, *ceteris paribus*, et selon la taille du ménage, *ceteris paribus*, présentent également en moyenne un effet ségrégatif non négligeable. L'action isolée des différences préférences en matière de revenu local selon le statut professionnel conduirait en moyenne à un indice de 0,027 en 1999 et 0,024 en 2007. L'action isolée des différences préférences en matière de revenu local selon la taille du ménage conduirait en moyenne à un indice de 0,020 en 1999 et de 0,015 en 2007. Les écarts-types associés à

ces indices moyens sont également élevés.

Ségrégation entre Français et étrangers

Concernant la ségrégation entre Français et étrangers, exception faite de l'attachement à la localisation antérieure, les mécanismes ségrégatifs dominants sont les mêmes que pour l'aire urbaine de Paris. **Il s'agit des différences de préférences en matière de centralité urbaine et de revenu local selon la nationalité**, toutes choses égales par ailleurs en termes de statut socioprofessionnel et de taille de ménage. Les effets ségrégatifs sont d'importances équivalentes en 2007, mais la ségrégation par la distance au centre domine assez nettement en 1999. L'action isolée des différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la nationalité conduirait à un indice de 0,100 en 1999 et de 0,068 en 2007. L'action isolée des différences de préférences en matière de revenu local selon la nationalité conduirait à un indice de 0,066 en 1999 et en 2007. Les écarts-types associés à ces indices moyens sont ici très élevés, systématiquement supérieurs aux valeurs moyennes, indiquant une grande diversité des situations au sein de notre champ d'étude.

Plusieurs autres mécanismes ségrégatifs interviennent de façon plus modeste. Les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage est le premier d'entre eux. L'action isolée de ces différences conduirait à un indice de 0,032 en 1999 et de 0,23 en 2007. Par ailleurs, l'action isolée des différences de préférences en matière de revenu local selon la taille du ménage conduirait à un indice de 0,017 en 1999 de 0,010 en 2007. Enfin les différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel a une importance variable selon l'année considérée. L'action isolée de ce mécanisme conduirait à un indice de 0,021 en 1999 et de 0,009 en 2007. Les écarts-types sont ici plus modestes, sauf pour l'indice correspondant aux préférences en matière de revenu local selon la taille du ménage où il est toujours supérieur à la valeur moyenne.

5.2 Choix résidentiels et durabilité des espaces périurbains : une réflexion prospective sur l'aire urbaine de Paris

La section précédente s'est attachée à l'analyse de la ségrégation résidentielle dans les espaces urbains et périurbains, qui est une des dimensions de la durabilité de ces espaces. Nous avons constaté que la ségrégation résidentielle s'est accrue au cours de la période entre 1999 et 2007, à la fois du fait des considérations relatives à l'arbitrage entre coûts des migrations alternantes et prix du logement, et du fait des préférences des ménages pour un certain environnement social.

Nous adoptons dans cette nouvelle section un point de vue différent, en essayant de proposer une réflexion prospective basée sur les résultats du modèle de choix résidentiel que nous avons estimé. Nous limitons ces réflexions au cas de l'aire urbaine de Paris. Il ne s'agit en aucun cas de "prédire" le devenir de l'AU de Paris, mais plus modestement de s'intéresser aux conséquences que pourraient avoir certains changements de préférences des ménages en matière de choix résidentiel ou certaines modifications, induites par des mesures de politique publique, des conditions dans lesquelles s'exercent ces choix.

Les simulations que nous proposons ici diffèrent de celles proposées dans la section précédente, en cela qu'il ne s'agit pas de ne tenir compte que d'un seul mécanisme de choix, mais inversement d'annuler l'effet d'une seule des dimensions de la différenciation des préférences de localisation en conservant toutes les autres. Plus précisément, dans les simulations présentées dans la section 5.1, les modèles partiels tiennent compte d'un mécanisme à la fois : préférences des ménages en matière de distance, préférences des ménages en matière de revenus (dans chacun de ces deux cas en conservant l'ensemble des caractéristiques individuelles ou en isolant les effets de chacune des interactions entre caractéristiques individuelles et caractéristiques des localisations), et effet de l'attachement à la localisation antérieure. Dans la présente section en revanche, il s'agit de simuler les conséquences de deux types de modifications de l'environnement. Tout d'abord une situation où une politique des changements en matière de politique de transport gommerait l'effet de la distance sur les choix

résidentiels ; dans cette configuration, les coûts de transport auraient diminué suffisamment pour que l'effet de la distance sur les choix de localisation devienne négligeable par rapport à l'effet du revenu local et à celui de l'inertie des choix de localisation. Ensuite, une situation où une politique contrecarrerait l'effet des différences en termes de revenu local entre localisations et renforcerait ainsi le poids de la différenciation selon la distance au centre et de l'attachement à la localisation antérieure. Il s'agit donc de mettre à zéro les coefficients des variables correspondant à d'un seul des mécanismes considérés et de laisser jouer les autres mécanismes conformément aux préférences estimées à partir des localisations observées en 2007. Les deux situations envisagées sont évidemment extrêmes en termes de modifications de l'environnement, mais dessinent un univers des possibles quant à l'évolution à moyen terme des configurations urbaines. Notons enfin que la prise en compte de l'attachement à la localisation antérieure dans les deux cas considérés limite fortement l'ampleur des évolutions simulées.

Le modèle de localisation que nous avons estimé reflète les préférences des ménages en termes de localisation, tels qu'ils l'expriment par leurs localisations de 2007, en fonction de leur localisation cinq années auparavant. Aussi, nous décrivons les évolutions de l'aire urbaine à un terme relativement proche de l'année 2007, que nous désignerons comme l'année 2015.

Nous simulons également une évolution possible à partir du modèle complet, c'est-à-dire une situation dans laquelle les préférences des ménages sont maintenues à ce qu'elles étaient en 2007. Sous cette hypothèse, et parce que nos simulations supposent que la population est restée constante en nombre et en composition sociale, la modification de la répartition spatiale de la population est produite uniquement par les changements des revenus des différentes localisations entre 1999 et 2007. L'intérêt de ces simulations issues du modèle complet est donc d'envisager les conséquences d'un processus cumulatif de transformation socio-spatiale : les localisations ayant vu le revenu de leurs habitants augmenter entre 1999 et 2007 pourraient ainsi attirer davantage de ménages aisés entre 2007 et 2015.

5.2.1. Présentation de la méthode et discussion

Préalablement à l'analyse des distributions de population obtenues à l'issue des simulations, il est utile de s'interroger sur la validité de telles simulations. Dans ce but, nous appliquons la même méthode à la simulation des distributions de population en 2007. Il s'agit de supposer que les préférences des ménages durant la période 2002-2007 sont restées similaires aux préférences des ménages durant la période 1990-1999. Concrètement, les coefficients estimés en 1999 sont appliqués aux caractéristiques des localisations en 2002 pour prédire la répartition des ménages en 2007. Nous comparons ensuite ces simulations aux prédictions obtenues lorsque les préférences sont actualisées, c'est-à-dire lorsque les coefficients estimés en 2007 sont appliqués aux caractéristiques des localisations en 2002 pour prédire la répartition des ménages en 2007. La faiblesse des écarts entre ces deux types de résultats peut justifier l'application de cette méthode pour imaginer les répartitions spatiales de population en 2015 et l'évolution des espaces périurbains.

Notons que la crédibilité d'une hypothèse de stabilité des préférences des ménages pourra être testée auparavant en comparant les coefficients estimés sur la période 1990-1999 à ceux estimés sur la période 2000-2007. Un autre test consistera à prédire les localisations en 2007 en utilisant alternativement les coefficients estimés sur la période 2002-2007 et sur la période 1990-1999, en faisant dans ce dernier cas l'hypothèse de stabilité des préférences de la période précédente²⁵.

Les deux premières colonnes du tableau 11 présentent les indices de ségrégation calculés pour des prédictions de distribution de la population en 2007, selon les coefficients du modèle complet estimé sur les données de 2007 (colonne "2007a" ; l'écart de ces prédictions avec le réalisme tient donc aux

²⁵ Sachant que les coefficients estimés sur la période 1990-1999 et sur 2002-2007 le sont avec des variables de revenu communal distinctes (respectivement revenu moyen et médian), ce qui devrait induire une différence supplémentaire à celle liée à une véritable évolution des préférences des ménages.

questions d'inférence statistique et à la qualité de la spécification du modèle) et selon les coefficients du modèle complet estimés sur les données de localisation de 1999 (colonne "2007b" ; il s'agit alors de prédire la répartition de la population en supposant que les préférences des ménages sont restées constantes à leurs valeurs estimées en 1999 et en tenant compte des évolutions spatiales, comme nous le faisons sur la période suivante pour prédire la distribution de population en 2015).

Les indices de ségrégation obtenus à partir de ces deux types de simulations montrent que toutes deux reproduisent les mêmes niveaux de ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs. Les indices observés, qu'il s'agisse des prédictions du modèle complet ou de celles selon un seul des deux types de préférences, sont proches dans les deux cas. Il en est de même pour les indices de ségrégation entre Français et étrangers. Les prédictions semblent en revanche moins fiables pour ce qui est des prédictions de la ségrégation entre actifs et inactifs. En effet, les indices obtenus en prolongeant les préférences estimées à partir des localisations de 1999 donnent des indices de ségrégation plus faibles que ceux prédits à partir des estimations sur la situation de 2007, à la fois pour le modèle complet et pour le modèle ne tenant compte que des préférences en matière de revenu.

Tableau 11. Prédications de ségrégation en 2007 et projections tendanciennes de ségrégation en 2007 et 2013 sur l'aire urbaine de Paris

	2007a	2007b	2015
Indices prédits			
GROUPES SOCIOPROFESSIONNELS D'ACTIFS			
Sans politique	0.17618	0.17885	0.18075
Politique annulant la ségrégation par le revenu	0.15040	0.14569	0.15432
Politique annulant la ségrégation par la distance	0.17158	0.16878	0.17548
ACTIFS / INACTIFS			
Sans politique	0.05209	0.03787	0.05071
Politique annulant la ségrégation par le revenu	0.05223	0.03538	0.051717
Politique annulant la ségrégation par la distance	0.02958	0.02977	0.02732
FRANÇAIS / ETRANGERS			
Sans politique	0.20563	0.20801	0.19645
Politique annulant la ségrégation par le revenu	0.18127	0.17484	0.17090
Politique annulant la ségrégation par la distance	0.19207	0.18461	0.18149

5.2.2. Implications en termes de ségrégation

La dernière colonne ("2015") du tableau 11 présente les indices de ségrégation obtenus à partir des distributions de population simulées à l'horizon 2015. Nous les comparons aux indices obtenus à partir du modèle estimé sur les données de 2007 (colonne "2007a") pour interpréter les évolutions possibles de la ségrégation en fonction de l'évolution des choix de localisation résidentielle.

Deux grands messages se dégagent de cette comparaison. D'une part, la ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs tendrait à augmenter entre 2007 et 2015, y compris en l'absence de modification de l'environnement. Elle passe de 0,17 à 0,18. Il faut cependant noter que ce n'est pas l'un des deux mécanismes de ségrégation en particulier qui explique ce résultat. En effet, on constate qu'une augmentation des indices de ségrégation du même ordre de grandeur -relativement faible- est observée quand on considère une politique gommant les différences en matière d'environnement sociale ou une politique annulant les effets de la distance au centre. D'autre part, la ségrégation selon l'origine aurait en revanche tendance à diminuer.

Les indices issus de la simulation intitulée "sans politique", c'est-à-dire sous la seule influence des modifications des caractéristiques des localisations entre 1999 et 2007, montrent en effet une baisse modérée de l'indice de ségrégation selon l'origine quand on passe des simulations sur la base des coefficients estimés en 2007 sur la base des caractéristiques des localisations de 1999 aux simulations tenant compte des mêmes coefficients appliqués sur les caractéristiques de 2007. Comme pour les évolutions de la ségrégation selon le groupe social, ce résultat ne semble pas lié à un mécanisme de ségrégation en particulier, puisque les deux simulations de politique donnent des évolutions de la même ampleur.

On notera que ces évolutions restent limitées. Cette stabilité relative des niveaux de ségrégation (dans le temps et selon les modèles complets et partiels) s'explique par l'effet marqué et toujours très significatif de l'attachement à la localisation antérieure, c'est à dire "l'attractivité" du type antérieur qui explique autant l'immobilité que la plus forte probabilité des migrants à se relocaliser dans la même localisation. En d'autres termes, même si une politique annulait purement et simplement la ségrégation par les préférences en matière de distance ou de revenu, elle ne pourrait pas baisser drastiquement le niveau de ségrégation du fait de cette attractivité spécifique qui reconduit partiellement le niveau de ségrégation antérieur. Il en est de même d'ailleurs des évolutions de distances totales parcourues considérées dans la section qui suit.

5.2.3. Implications en termes de flux de transport

Avant d'évaluer les conséquences en termes de flux de transports des scénarios de choix résidentiels envisagés, il est utile, à titre comparatif, de préciser quels sont les flux de transport observés en 2007. Le tableau 12 montre les distances moyennes des déplacements domicile-travail effectués par les personnes de référence des ménages, selon leur localisation et leur catégorie socioprofessionnelle. La dernière colonne de ce tableau indique par ailleurs la distance moyenne au centre de l'AU des personnes résidant dans chacun des types de localisation.

On constate tout d'abord que les distances domicile-travail parcourues sont croissantes au fur et à mesure qu'on s'éloigne du centre de l'AU. Elles restent cependant toujours inférieures à la distance au centre, tout simplement parce que les actifs ne travaillent pas nécessairement au centre de l'AU. Les distances moyennes parcourues en voiture sont de 12,0 km pour l'ensemble de l'échantillon et les moyennes par "couronne" (définies comme les localisations selon leur position spatiale indépendamment du revenu local) s'échelonnent de 8,5 km pour les résidents des communes-centres à 23,8 km pour les résidents du périurbain lointain. On notera que les résidents des communes-centres qui se rendent à leur lieu de travail en voiture couvrent en moyenne des distances presque aussi importantes que les résidents des communes de banlieue proche. Ceci s'explique sans doute par la déconcentration partielle des emplois, ainsi que par le fait que les actifs ne résident pas nécessairement à proximité immédiate de leur emploi.

La distance au centre de l'AU varie assez peu au sein de chaque couronne. Néanmoins, on constate que les communes appartenant au premier quartile de revenu médian sont les plus proches du centre dans les banlieues proches, alors qu'elles en sont le plus éloignées dans les autres couronnes (banlieue lointaine et les deux couronnes périurbaines). Ainsi, il semble que la stratification sociale à l'intérieur de chacune des couronnes conduise à une certaine forme de radioconcentricité.

La différenciation des distances parcourues selon les catégories socioprofessionnelles apporte des informations intéressantes. On constate avec une certaine régularité au sein de chacun des types de localisations, que les professions intermédiaires parcourent des distances nettement plus faibles que celles des autres catégories. On peut imaginer que les emplois occupés par ces catégories sont ceux qui sont le plus dispersés au sein des AUs. Au contraire, les indépendants sont ceux qui ont les distances les plus longues. Les ouvriers et les employés ont des distances proches de la moyenne au sein de chacun des types d'espace, mais les ouvriers tendent à parcourir des distances supérieures à celles des

employés. Enfin, les cadres ont des distances plutôt faibles, à l'instar des employés. Finalement, les distances parcourues en voiture par chacune des catégories reflètent à la fois ces comportements différenciés à localisation donnée, et les localisations différentes occupées en moyenne par ces catégories. Ainsi, on observe des distances domicile-travail en voiture croissantes dans l'ordre suivant des catégories socioprofessionnelles : professions intermédiaires, cadres, employés, ouvriers et indépendants.

Tableau 12. Distances moyennes des déplacements domicile-travail effectués en véhicule à quatre roues en 2007.

Distances moyennes	Distance domicile-travail						Distance au centre de l'AU
	Indépendants	Cadres	Prof. intermédiaires	Ouvriers	Employés	Ensemble	Ensemble
Commune-centre	9.59	7.68	5.58	8.07	7.41	8.52	0.00
Banlieue proche	10.88	7.48	6.86	9.07	8.68	9.12	12.17
1er quartile	10.12	7.24	5.87	8.67	8.42	8.29	10.74
2° quartile	11.08	7.69	6.54	9.35	8.96	9.24	12.95
3° quartile	10.83	7.77	7.06	9.37	8.72	9.44	12.59
4° quartile	11.10	7.23	8.45	8.83	9.10	9.82	12.73
Banlieue lointaine	15.40	10.20	9.79	12.56	11.26	12.46	27.68
1er quartile	14.81	9.82	9.18	12.31	11.05	11.74	29.21
2° quartile	15.25	10.38	9.37	12.55	11.08	12.38	26.08
3° quartile	16.22	10.60	9.88	13.17	12.19	13.49	27.41
4° quartile	15.62	11.27	11.70	12.67	12.60	13.83	26.86
Périurbain proche	21.57	15.59	12.50	18.39	15.82	17.67	37.38
1er quartile	22.67	15.76	12.26	18.96	15.85	17.58	38.93
2° quartile	21.81	15.54	11.66	18.44	16.08	17.71	37.82
3° quartile	21.03	15.68	12.05	18.03	15.72	17.55	35.74
4° quartile	20.95	14.92	14.13	17.52	15.21	17.96	35.71
Périurbain lointain	29.94	22.82	14.07	25.87	21.53	23.76	61.96
1er quartile	29.73	22.72	13.64	25.85	21.70	23.37	63.56
2° quartile	29.41	23.49	13.51	26.42	21.37	23.70	62.02
3° quartile	32.42	23.39	14.61	26.78	22.45	24.91	62.00
4° quartile	28.69	21.32	14.48	24.24	20.21	23.18	59.75
Ensemble	13.58	10.31	8.52	12.47	11.67	11.99	21.53

Tableau 13. Distances totales parcourues lors des déplacements domicile-travail effectués en véhicule à quatre roues.

Distances moyennes	Distance domicile-travail						Distance au centre de l'AU
	Indépendants	Cadres	Prof. intermédiaires	Ouvriers	Employés	Ensemble	
Commune-centre	640 757	64 441	81 730	180 288	76 921	1 044 138	0
Banlieue proche	2 329 028	762 681	422 021	1 619 850	1 191 564	6 325 144	8 441 361
1er quartile	317 272	276 403	110 973	453 551	541 260	1 699 460	2 201 251
2° quartile	580 753	238 242	106 581	514 717	363 988	1 804 280	2 528 992
3° quartile	646 783	152 964	93 235	383 562	186 820	1 463 363	1 951 049
4° quartile	784 221	95 072	111 232	268 020	99 496	1 358 041	1 760 068
Banlieue lointaine	1 398 477	565 663	223 953	1 257 235	846 768	4 292 095	9 534 355
1er quartile	374 787	268 687	73 390	506 895	454 898	1 678 657	4 177 661
2° quartile	419 962	179 072	64 781	412 355	247 089	1 323 258	2 787 156
3° quartile	294 705	71 681	41 013	210 166	94 977	712 541	1 448 056
4° quartile	309 023	46 223	44 769	127 820	49 804	577 638	1 121 481
Périurbain proche	1 088 063	451 164	219 500	1 073 135	752 894	3 584 756	7 584 380
1er quartile	259 458	192 553	57 867	387 419	361 290	1 258 587	2 787 740
2° quartile	261 352	112 386	50 407	291 060	184 506	899 710	1 921 312
3° quartile	272 878	94 913	53 044	248 170	139 525	808 530	1 646 526
4° quartile	294 376	51 312	58 182	146 487	67 573	617 930	1 228 803
Périurbain lointain	506 772	298 152	119 763	675 550	626 248	2 226 485	5 805 325
1er quartile	98 980	97 220	26 412	179 628	220 238	622 478	1 693 170
2° quartile	120 112	88 187	30 084	188 582	177 829	604 795	1 582 940
3° quartile	128 488	62 440	31 722	166 626	136 809	526 085	1 309 402
4° quartile	159 193	50 304	31 545	140 714	91 371	473 127	1 219 813
Ensemble	5 963 097	2 142 101	1 066 967	4 806 059	3 494 394	17 472 618	1 365 422

Les distances totales parcourues par les actifs se rendant en voiture sur leurs lieux de travail présentées au tableau 13 reflètent l'importance numérique de chacune des catégories sociales et des différentes localisations dans la population totale. La catégorie d'espace qui engendre les distances totales les plus importantes est la banlieue proche, qui totalise 6,325 millions de kilomètres, soit plus du tiers des kilomètres totaux parcourus lors de ces déplacements, ce qui est proche des distances totales parcourues par les résidents des deux couronnes périurbaines. La banlieue lointaine représente quant à elle près du quart des distances totales. Rappelons que ces distances totales parcourues sont surtout intéressantes en valeurs relatives dans des comparaisons par espaces ou catégories sociales, mais les

valeurs absolues de ces distances sont à prendre avec précaution. Elles ne sont pas représentatives des distances totales réellement parcourues dans l'aire urbaine étant donné leur mode de calcul (de mairie à mairie et uniquement les flux intercommunaux des personnes de référence des ménages).

Les distances totales parcourues par catégorie socioprofessionnelle montrent quant à elles l'importance des distances parcourues par les indépendants. L'importance numérique des employés et des ouvriers explique par ailleurs qu'ils parcourent près de la moitié (47,5%) des distances totales. Finalement, les cadres, mais surtout les professions intermédiaires, sont ceux qui pèsent le moins dans l'ensemble des déplacements domicile-travail parcourus en voiture.

Etant donné cette situation, il est clair que les flux de déplacement engendrés par les espaces périurbains vont être très sensibles aux choix de localisation des ouvriers et des employés. Les simulations de scénarios que nous présentons dans ce qui suit vont donc produire des résultats différenciés selon qu'elles prédisent, ou non, des modifications de choix de localisation de ces deux catégories en particulier.

Tableau 14. Distances totales parcourues selon les trois modèles de prédictions, en 2007 et 2015

	Prédictions 2007			Prédictions 2015		
	Distance (1)	Revenu (2)	Complet (3)	Distance (4)	Revenu (5)	Complet (6)
Com.-centre	1,006	1,106	2 083 208	1,005	1,101	2 098 479
1er quartile	0,970	1,033	1 689 111	0,971	1,034	1 656 371
2° quartile	1,008	1,017	1 436 254	1,008	1,016	1 469 427
3° quartile	1,009	1,023	1 053 348	1,009	1,021	1 075 660
4° quartile	0,999	1,014	949 703	0,994	1,013	1 024 507
Banlieue proche	0,994	1,023	5 128 416	0,994	1,022	5 225 965
1er quartile	0,994	0,891	1 077 794	0,996	0,892	1 038 990
2° quartile	1,015	0,889	747 721	1,015	0,888	728 543
3° quartile	1,012	0,840	328 065	1,014	0,835	301 015
4° quartile	0,998	0,835	241 476	0,998	0,836	268 288
Banlieue lointaine	1,003	0,878	2 395 055	1,005	0,877	2 336 836
1er quartile	1,003	0,815	616 094	1,007	0,819	598 888
2° quartile	1,021	0,790	355 761	1,022	0,787	345 099
3° quartile	1,025	0,778	319 726	1,025	0,784	304 376
4° quartile	1,003	0,771	196 755	1,001	0,770	215 360
Périurbain proche	1,012	0,796	1 488 336	1,013	0,797	1 463 722
1er quartile	0,982	1,032	250 650	0,997	1,054	252 391
2° quartile	1,010	1,012	234 023	1,015	1,020	234 424
3° quartile	1,019	1,030	139 643	1,022	1,024	151 317
4° quartile	1,030	0,970	175 905	1,027	1,004	154 583
Périurbain lointain	1,007	1,012	800 221	1,013	1,028	792 716
Ensemble	1,001	0,979	11 895 236	1,002	0,980	11 917 718

Lecture : Les colonnes 3 et 6 donnent les distances totales parcourues en kilomètres. Les colonnes 1 et 2 (respectivement 3 et 4) indiquent la valeur des distances totales de chacun des deux modèles partiels relativement au modèle complet. Ainsi, les communes de banlieue proche appartenant au premier quartile de revenu généreraient, d'après le modèle basé sur la distance (et tenant compte de l'inertie des choix résidentiels) en 2007, des distances totales parcourues en voiture de 3% inférieures à celles prédites par le modèle complet.

Le tableau 14 présente les distances parcourues prédites par les simulations du modèle complet et des deux modèles partiels, par catégorie d'espace, pour 2007 et 2015. Les prédictions de distances parcourues par catégorie d'espace selon le modèle complet pour 2015 (colonne 6) diffèrent assez peu des prédictions pour 2007 (colonne 3). Les distances totales sont pratiquement constantes. On note simplement un glissement vers le centre : les distances parcourues par les résidents des communes-centres et des banlieues proches augmenteraient légèrement, au détriment des banlieues éloignées et des communes périurbaines proches. L'ampleur de ces variations est cependant faible en termes relatif, en particulier pour les communes-centres et les banlieues proches du fait de l'importance initiale de leurs distances.

Tableau 15. Valeurs des distances parcourues prédites par le modèle « distance » relativement au modèle complet. Prédiction 2015.

Types	Distance domicile-travail parcourue en voiture					Ensemble
	Indépendants	Cadres	Prof. intermédiaires	Ouvriers	Employés	
Commune-centre	0,992	0,990	1,004	1,068	1,028	1,005
1er quartile	1,043	1,138	0,981	0,898	0,924	0,971
2° quartile	1,015	1,026	0,999	1,001	0,995	1,008
3° quartile	0,980	0,974	1,007	1,107	1,054	1,009
4° quartile	0,938	0,929	1,016	1,299	1,131	0,994
Banlieue proche	0,996	0,999	0,998	0,980	0,990	0,994
1er quartile	1,062	1,114	0,991	0,928	0,945	0,996
2° quartile	1,004	1,009	1,003	1,045	1,022	1,015
3° quartile	0,961	0,951	1,011	1,200	1,122	1,014
4° quartile	0,910	0,880	1,025	1,400	1,244	0,998
Banlieue lointaine	0,998	1,008	1,000	1,010	0,999	1,005
1er quartile	1,076	1,112	0,993	0,952	0,950	1,007
2° quartile	0,989	0,992	1,005	1,082	1,051	1,022
3° quartile	0,962	0,952	1,010	1,168	1,105	1,025
4° quartile	0,905	0,865	1,018	1,369	1,238	1,001
Périurbain proche	0,984	0,993	1,002	1,050	1,035	1,013
1er quartile	1,131	1,204	0,993	0,901	0,911	0,997
2° quartile	1,057	1,104	0,998	0,980	0,972	1,015
3° quartile	1,029	1,061	1,000	1,025	1,004	1,022
4° quartile	0,982	0,982	1,004	1,153	1,072	1,027
Périurbain lointain	1,042	1,093	0,998	0,978	0,972	1,013
Ensemble	0,998	1,002	1,000	1,004	1,001	1,002

Lecture : Les valeurs de ce tableau donnent les distances totales parcourues en kilomètres prédites par le modèle partiel ne tenant compte que de la distance et de l'inertie, relativement aux distances totales parcourues en kilomètres prédites par le modèle complet. Ainsi, les simulations prédisent des distances parcourues par les cadres de la commune-centre inférieures de 10,0% à celles prédites par le modèle complet.

Nous focalisons notre analyse sur les variations des distances parcourues selon que l'on simule à

l'horizon 2015 un changement de l'environnement qui gommerait l'effet de la distance sur les choix résidentiels ou une modification qui réduirait suffisamment l'effet des différences de revenu local entre localisations pour donner plus de poids à la différenciation selon la distance et à l'inertie des choix résidentiels lié à l'attachement à la localisation antérieure.

Tableau 16. Valeurs des distances parcourues prédites par le modèle « revenu » relativement au modèle complet. Prédiction 2015.

Types	Distance domicile-travail parcourue en voiture					
	Indépendants	Cadres	Prof. intermédiaires	Ouvriers	Employés	Ensemble
Commune-centre	1,148	1,071	1,116	1,247	1,096	1,101
1er quartile	1,036	1,016	1,037	1,051	1,022	1,034
2° quartile	1,023	0,998	1,022	1,046	1,010	1,016
3° quartile	1,033	1,003	1,030	1,076	1,018	1,021
4° quartile	1,028	0,999	1,025	1,075	1,015	1,013
Banlieue proche	1,030	1,002	1,029	1,055	1,017	1,022
1er quartile	0,853	0,888	0,894	0,883	0,910	0,892
2° quartile	0,869	0,888	0,894	0,879	0,897	0,888
3° quartile	0,814	0,847	0,836	0,796	0,831	0,835
4° quartile	0,820	0,851	0,833	0,793	0,819	0,836
Banlieue lointaine	0,846	0,874	0,880	0,869	0,895	0,877
1er quartile	0,757	0,840	0,827	0,793	0,826	0,819
2° quartile	0,751	0,825	0,795	0,726	0,787	0,787
3° quartile	0,759	0,815	0,783	0,723	0,789	0,784
4° quartile	0,750	0,807	0,760	0,670	0,755	0,770
Périurbain proche	0,755	0,823	0,802	0,757	0,802	0,797
1er quartile	1,050	1,329	1,025	0,883	1,064	1,054
2° quartile	1,027	1,261	0,983	0,843	1,019	1,020
3° quartile	0,984	1,333	0,977	0,813	0,999	1,024
4° quartile	0,959	1,210	0,935	0,791	0,967	1,004
Périurbain lointain	1,000	1,280	0,984	0,847	1,023	1,028
Ensemble	0,971	0,989	0,976	0,965	0,986	0,980

Lecture : Les valeurs de ce tableau donnent les distances totales parcourues en kilomètres prédites par le modèle partiel ne tenant compte que du revenu et de l'inertie, relativement aux distances totales parcourues en kilomètres prédites par le modèle complet. Ainsi, ces simulations prédisent des distances parcourues par les cadres de la commune-centre supérieures de 14,8% à celles prédites par le modèle complet.

On constate que le modèle ne tenant pas compte des différences entre communes en termes de revenus ne modifie pratiquement pas les distances émanant de chaque catégorie d'espace relativement au modèle complet (modèle partiel selon la distance, tableau 15). La décomposition par catégorie socioprofessionnelle montre une tendance à la modification des localisations au sein de chacune des couronnes. Par exemple, les distances émanant des cadres dans le premier quartile de revenu des communes périurbaines lointaines augmente de 20,4% relativement au modèle complet. Ceci

s'explique aisément : si les communes ne se différencient pas par le revenu (ou par les avantages normalement associés au revenu), les cadres seraient plus nombreux à choisir des communes du premier quartile. Les localisations des autres catégories sociales se modifient également au sein des couronnes pour les mêmes raisons, les ouvriers et les employés se localisant ainsi davantage dans les communes des troisièmes et quatrièmes quartiles. Ces mouvements n'affectant cependant pas la répartition des ménages entre les différentes couronnes, il est logique que les flux par catégorie d'espace soient peu modifiés.

Inversement, la répartition des ménages des différentes catégories sociales est modifiée dans la situation où les avantages associés aux localisations sont indépendant de la distance au centre (modèle partiel selon le revenu, tableau 16). Dans une telle situation, toutes les catégories sociales, et en particulier les ouvriers, indépendants, et professions intermédiaires, auraient tendance à se localiser davantage dans la commune-centre. Les ménages de cadres auraient tendance à se localiser davantage dans les communes du périurbain éloigné, d'où une augmentation des distances parcourues par cette catégorie de 28%. Les ouvriers se localiseraient davantage dans la commune-centre (distance accrue de 24,7%) et moins dans les communes de banlieue lointaine (-12% sur les distances parcourues) et les communes périurbaines proches (-19,8% sur les distances parcourues). On aboutirait ainsi finalement, étant donné l'importance numérique de la catégorie des ouvriers, à une augmentation des distances parcourues par les ménages des communes-centres de 10,1%, associée à une diminution de 12,3% des distances de la banlieue lointaine et de 20,% de celles du périurbain proche. A nouveau, cette évolution découle logiquement des arbitrages faits par les ménages entre accessibilité aux emplois et prix des logements. Dans le cadre du modèle complet, cet arbitrage incite les cadres à se localiser préférentiellement dans des communes de banlieue lointaine et de périurbain proche, et conduit les ouvriers à privilégier des localisations éloignées du centre. Une modification du poids de cet arbitrage dans les choix résidentiels permettrait des localisations plus centralisées (par diminution du rôle du prix du logement). Cependant, étant donné que les distances parcourues par les résidents des communes-centres ne sont pas négligeables, ces évolutions simulées ne se traduisent pas par une diminution de la masse totale des distances parcourues, contrairement à ce qu'on aurait pu attendre.

Finalement, les résultats de ces simulations suggèrent que les préférences des ménages pour leur environnement social affectent peu leur localisation en fonction de la distance au centre. La répartition des ménages selon leurs revenus dans les aires urbaines est telle que les différents types d'environnement sont présents dans toutes les couronnes (banlieue proche, lointaine, ...). Une modification du poids des préférences pour l'environnement social n'a de ce fait que peu de conséquences sur les flux engendrés par les espaces périurbains.

6. Synthèse des résultats et discussion sur les flux de transport engendrés par les périurbains

Pour conclure cette partie, rappelons brièvement nos objectifs et nos principaux résultats. Nous avons signalé au début de cette partie l'intérêt d'être en mesure de prédire « qui se trouvera où » dans un futur proche pour organiser et infléchir les flux de transport à venir. L'ampleur de ces flux de transport quotidiens dépend notamment de l'organisation socio-spatiale de l'espace résidentiel urbain et périurbain. Les flux ne dépendent pas simplement de la distribution spatiale de la population relativement à celle de l'emploi, mais aussi de la distribution spatiale des caractéristiques sociodémographiques de la population. L'intensité et la nature des flux sortant d'un lieu est en effet à mettre en relation avec le taux d'emploi et les pratiques de mobilité des ménages, qui dépendent des caractéristiques de la population présente en ce lieu. Le seul référentiel existant pour mener cette analyse est celui des choix passés. Il s'agit de projeter dans un futur proche les tendances du passé récent, en vérifiant préalablement que l'hypothèse d'une relative stabilité des comportements dans le temps soit vérifiée. Dans cette perspective, l'objectif de cet axe de recherche était de contribuer à une meilleure compréhension des déterminants de la composition sociale des espaces urbains et périurbains de l'aire urbaine de Paris afin d'anticiper son évolution socio-spatiale à l'horizon 2015. Cette recherche a été conduite en deux étapes. Dans une première étape, nous avons analysé les choix résidentiels des ménages localisés dans l'aire urbaine de Paris en 1999, puis en 2007, et leurs

conséquences sur trois formes de ségrégation résidentielle : entre groupes socioprofessionnels d'actifs, entre actifs et inactifs et entre Français et étrangers. Cette analyse a également été conduite dans les autres aires urbaines françaises de plus de 300 000 habitants de manière à apprécier le degré de généralité de nos constats. Dans une seconde étape spécifique à l'aire urbaine de Paris, nous avons projeté les tendances passées à la période 2007-2015, et analysé les évolutions probables de la ségrégation résidentielle et des flux de transport.

La première étape s'est appuyée sur les travaux théoriques d'économie urbaine et d'économie publique locale et a mobilisé une méthode d'analyse empirique développée dans des travaux récents. Pour atteindre notre objectif, nous avons cherché à mettre en évidence les différences de choix de localisation des ménages selon leur statut socioprofessionnel et leur appartenance ethnique (mesurée par le biais des variables disponibles : nationalité et pays de naissance). Nous avons fait l'hypothèse que les choix effectués par ces différentes catégories de ménages se différencient principalement au regard de la distance aux emplois (mesurée par la distance au centre de l'aire urbaine) et de la composition sociale du voisinage (mesurée par le revenu moyen ou médian des ménages de la commune de résidence). Ces deux variables du choix résidentiel sont celles mises en avant dans la littérature économique, avec, d'un côté, le modèle urbain monocentrique Alonso-Muth (Fujita [1989]) et, de l'autre, les modèles d'offre de biens publics locaux de Tiebout [1956] et d'externalité de voisinage (Durlauf [2004]). Nous avons suivi ensuite la méthodologie utilisée par Bayer et McMillan [2005] et Schmidheiny [2006], qui consiste à estimer un modèle de localisation résidentielle, puis à calculer le niveau de ségrégation atteint avec des distributions de population contrefactuelles. Ces distributions ont été simulées en supposant successivement qu'un seul des mécanismes de ségrégation considéré était à l'œuvre, de manière à évaluer la contribution relative des différents mécanismes à la production de la ségrégation résidentielle. Dans la seconde étape, nous avons vérifié la validité de l'hypothèse de stabilité des préférences dans le temps, puis nous avons proposé plusieurs prédictions d'évolution de la distribution des différentes catégories de population dans l'aire urbaine de Paris, à l'horizon 2015. Ces différentes prédictions correspondent respectivement à une évolution tendancielle, et à des évolutions en présence de politiques publiques. Dans ce deuxième, il ne s'agissait pas ici comme précédemment de ne tenir compte que d'un seul mécanisme de choix, mais inversement d'annuler l'effet d'une dimension de la différenciation des préférences de localisation, en conservant les autres. Les cas extrêmes d'une politique permettant d'empêcher la ségrégation par la distance au centre et d'une politique permettant d'empêcher la ségrégation par le revenu local ont été comparés, tant pour leurs résultats en matière de réduction de la ségrégation résidentielle, que pour leurs résultats en matière de réduction des distances totales parcourues en automobiles.

Nos principaux résultats concernant les mécanismes de ségrégation résidentielle sur l'aire urbaine de Paris sont les suivants. Tout d'abord, la ségrégation résidentielle entre groupes socioprofessionnels d'actifs en 1999 et en 2007 s'explique avant tout par l'attachement des ménages à leur localisation antérieure et par les préférences distinctes des ménages en matière de revenu local. Les préférences distinctes des ménages en matière de centralité urbaine constituent également un déterminant notable de cette ségrégation, mais d'importance sensiblement moindre. Dans le détail, après l'attachement des ménages à leur localisation antérieure, la principale source de ségrégation résidentielle est liée aux différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel, toutes choses égales par ailleurs en termes de nationalité et de taille de ménage. Les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon le statut socioprofessionnel, *ceteris paribus*, interviennent dans une moindre mesure. Pour ce qui trait à la ségrégation entre actifs et inactifs, le mécanisme dominant est lié aux préférences distinctes des ménages en matière de centralité urbaine. Dans le détail, les mécanismes dominants en 1999 sont l'attachement à la localisation antérieure et les préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage, *ceteris paribus*, tandis qu'il s'agit en 2007 des différences de préférences selon le statut socioprofessionnel, *ceteris paribus*. Enfin, la ségrégation résidentielle entre Français et étrangers s'explique avant tout par les préférences distinctes des ménages en matière de revenu local et par l'attachement des ménages à leur localisation antérieure, avec une prédominance du premier facteur en 1999 et du second en 2007. Dans le détail, l'attachement des ménages à leur localisation antérieure et les différences de préférences en matière de centralité urbaine et de revenu local selon la nationalité, *ceteris paribus*, contribuent dans des proportions

voisines à la ségrégation résidentielle entre Français et étranger en 1999, mais le premier facteur se renforce nettement et prend une importance prépondérante en 2007. Sur l'ensemble des aires urbaines françaises de plus de 300 000 habitants, l'analyse est centrée sur les mécanismes ségrégatifs « détaillés » reposant sur les interactions entre caractéristiques individuelles et caractéristiques des localisations. Notre premier constat est celui d'une grande stabilité des mécanismes de ségrégation entre les deux périodes. Exception faite de l'attachement à la localisation antérieure, qui n'est pas analysée ici, les indices moyens en 1999 et en 2007 sont voisins et, surtout, la hiérarchie entre ces indices est intégralement conservée, à une exception près. Concernant la ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs, les mêmes mécanismes sont dominants en moyenne et sur l'aire urbaine de Paris. Les résultats moyens sont quelque peu différents en ce qui concerne la ségrégation entre actifs et inactifs. Les différences de préférences en matière de centralité urbaine selon la taille du ménage, *ceteris paribus*, et selon le statut socioprofessionnel, *ceteris paribus*, sont ici les deux principaux mécanismes en jeu. Enfin, concernant la ségrégation entre Français et étrangers, les mécanismes ségrégatifs dominants sont les mêmes que pour l'aire urbaine de Paris.

Venons aux projections à l'horizon 2015. Deux messages se dégagent tout d'abord. D'une part, la ségrégation entre groupes socioprofessionnels d'actifs tend à augmenter entre 2007 et 2015. On constate en outre qu'une augmentation des indices de ségrégation du même ordre de grandeur - relativement faible- est observée quand on considère une politique gommant les effets des différences de revenu local ou, alternativement, de la distance au centre urbain. D'autre part, la ségrégation entre Français et étrangers tend en revanche à diminuer. Comme dans le cas précédent, on constate en outre que les deux politiques conduiraient à des diminutions de même ampleurs. Cette stabilité relative des niveaux de ségrégation dans le temps et selon les modèles (avec ou sans politique) s'explique par l'effet de l'attachement à la localisation antérieure, qui explique autant l'immobilité que la plus forte probabilité des migrants à se relocaliser dans la même localisation. En d'autres termes, même si une politique annulait purement et simplement la ségrégation par les préférences en matière de centralité urbaine ou de voisinage social, elle ne pourrait pas baisser drastiquement le niveau de ségrégation résidentielle, du fait de cette attractivité spécifique qui reconduit partiellement le niveau de ségrégation antérieur. Des conclusions similaires sont tirées de l'analyse des flux de transport. Les distributions de population simulées sont utilisées pour analyser leurs implications en termes de distances parcourues en voiture pour les déplacements domicile-travail. Les deux politiques considérées ici ne parviennent pas non plus à baisser fortement les distances totales parcourues. L'analyse des distances parcourues nous amène à remarquer tout d'abord que les flux de déplacement engendrés par les espaces périurbains sont très sensibles aux choix de localisation des ouvriers et des employés, qui parcourent près de la moitié des distances totales du fait de leur importance numérique. Les incidences environnementales de nos différents scénarios dépendent avant tout de l'ampleur des modifications de choix de localisation de ces deux catégories socioprofessionnelles. Nos résultats suggèrent qu'une politique annulant purement et simplement l'influence des préférences en matière de voisinage social n'aurait que peu de conséquences sur les flux engendrés par les espaces périurbains. En effet, cette politique contribuait à redistribuer les différents groupes socioprofessionnels entre communes riches et pauvres des différentes couronnes périurbaines, mais n'affecterait pas sensiblement la répartition des ménages entre ces couronnes. Une politique annulant l'influence des préférences en matière de centralité urbaine ferait baisser plus fortement les flux de transport, en particulier du fait de sa contribution à la recentralisation des ménages d'ouvriers, particulièrement décentralisés dans la situation tendancielle. Néanmoins, l'incidence environnementale de cette politique resterait probablement très limitée.

Synthèse des résultats obtenus

Nous synthétisons dans cette dernière partie l'ensemble des résultats obtenus au cours de ce projet de recherche, tout d'abord en rappelant les paramètres qu'il est essentiel de prendre en compte pour répondre à la question de la durabilité des espaces périurbains, puis en esquisant des réflexions plus générales suggérées par ces résultats.

1. Les paramètres importants dans la prévision des flux de transport engendrés par les espaces périurbains

Les deux axes développés dans ce projet de recherche sont dérivés du modèle standard d'économie urbaine. Dans ce modèle de base, les configurations urbaines sont entièrement déterminées par l'arbitrage réalisé par les ménages entre coûts de migration alternante croissant avec la distance au centre et prix du logement croissant. Cette analyse désormais classique permet d'analyser le devenir des espaces périurbains en s'appuyant sur les coûts de transport liés aux déplacements domicile-travail et sur les différentiels spatiaux de prix de logement.

La littérature urbaine récente permet d'intégrer deux éléments nouveaux dans l'analyse. Il s'agit, d'une part, de la différenciation des localisations résidentielles en fonction de l'offre de biens publics locaux et d'externalités endogènes, c'est-à-dire produite par la population résidente en fonction de son revenu. Il s'agit, d'autre part, de la prise en compte de la localisation des entreprises et des flux de transport de marchandises. Ce sont ces éléments que nous avons souhaité intégrer dans notre analyse. Ainsi, l'axe 1 que nous avons présenté dans ce rapport s'attache à montrer qu'il est indispensable de considérer, dans toute politique qui viserait à modifier les configurations urbaines en vue de rendre les villes plus compactes pour réduire leur empreinte environnementale, l'impact des localisations résidentielles sur les localisations d'entreprises et, en conséquence, sur les flux de transport de marchandises. L'axe 2, ensuite, met l'accent sur la détermination des localisations résidentielles des différents groupes sociaux par le jeu simultané de l'arbitrage classique selon la distance au centre et des caractéristiques de l'environnement social, mesuré dans cette application par le revenu médian des ménages.

Nous rappelons ici les différents mécanismes importants soulignés dans ces deux axes de recherche.

1.1. Coûts de transport, prix de logement, préférences sociales

Les modèles récents de localisation résidentielle tiennent compte de l'arbitrage traditionnel entre coûts des migrations alternantes et dépenses de logement. Mais ils intègrent aussi le fait que les ménages choisissent leur localisation résidentielle également en tenant compte des caractéristiques offertes par les localisations, avec en premier lieu les caractéristiques de l'environnement social. Le modèle empirique que nous avons estimé montre que ces déterminants expliquent en effet les choix résidentiels, et qu'ils sont un facteur déterminants de la ségrégation résidentielle. Ainsi, exception faite de l'effet de l'attachement des ménages à leur localisation antérieure, les différences de préférences en matière de revenu local selon le statut socioprofessionnel, toutes choses égales par ailleurs en termes de nationalité et de taille de ménage, constituent la principale source de ségrégation résidentielle entre groupes socioprofessionnels d'actifs en 1999 et en 2007.

Ce déterminant des choix résidentiel peut éventuellement venir modifier le résultat de l'arbitrage traditionnel entre prix des logements et coûts des migrations alternantes. Les simulations que nous avons menées pour calculer les distances parcourues par les ménages des différentes catégories d'espace montrent cependant que la distance au centre reste un déterminant important des choix résidentiels. Aussi, la neutralisation de l'effet du revenu dans les choix résidentiels, qui simule une situation où les communes ne se différencieraient pas en matière d'environnement social, ne produit pas de modification notable de la distribution de la population et des différentes catégories sociales dans l'espace, et donc finalement pas de changement important des distances parcourues dans le cadre des déplacements domicile-travail.

Il est important cependant de noter que le modèle résidentiel que nous avons estimé représente un équilibre partiel : l'effet des différentes caractéristiques des choix est estimé dans une situation où l'environnement est invariant. En particulier, les différentiels spatiaux de prix de logement et l'offre de logement sont supposés fixes. C'est pourquoi les simulations que nous avons proposées ne doivent pas être interprétées comme représentant une dynamique possible des espaces périurbains. Il s'agit plutôt de montrer, à une date donnée, l'effet des différentes composantes des préférences résidentielles des ménages, comme dans la comparaison des deux modèles partiels que nous avons envisagés.

Finalement, les résultats de ces simulations suggèrent que les préférences des ménages pour leur environnement social affectent peu leur localisation en fonction de la distance au centre. La répartition des ménages selon leurs revenus dans les aires urbaines est telle que les différents types d'environnement sont présents dans toutes les couronnes (banlieue proche, lointaine, ...). Une modification du poids des préférences pour l'environnement social n'a de ce fait que peu de conséquences sur les flux engendrés par les espaces périurbains.

Les analyses menées dans ce projet permettent également de se pencher sur la durabilité du périurbain dans sa dimension sociale. En effet, les simulations des modèles de choix résidentiels permettent le calcul de mesures des niveaux de ségrégation qui prévaudraient dans des situations où un des deux types de préférences des ménages disparaîtrait. Les résultats montrent que les indices de ségrégation changent peu sous le seul effet de l'effacement d'un des types de préférences. En effet, les choix résidentiels sont soumis à un facteur d'inertie assez fort. De ce fait, même si les préférences des ménages convergeaient brusquement, la ségrégation se réduirait très progressivement du fait de cette inertie. Réduire sensiblement la ségrégation résidentielle semble donc constituer un objectif politique très difficile à atteindre.

Pour autant, les couronnes périurbaines ne semblent pas être en elles-mêmes une source importante de ségrégation. On constate en effet une certaine diversité des revenus moyens communaux à l'intérieur de chacune de ces couronnes, contrairement aux idées reçues. Une autre idée reçue consiste à considérer que les espaces périurbains sont une source importante des flux de migration alternante totaux. Les analyses des distances parcourues en voiture par les migrants alternants des différentes catégories d'espace montrent que ce n'est pas le cas. Ils montrent en outre que les résidents des communes-centres effectuent des déplacements domicile-travail sur des distances qui ne sont pas négligeables.

1.2. Tailles et configurations internes des villes

L'analyse d'un modèle d'économie géographique tenant compte à la fois de la localisation des ménages, de celle de firmes, et des flux de transport induits par la répartition de ces deux catégories d'agents, met en évidence le rôle de trois catégories de paramètres dont les valeurs relatives déterminent les configurations atteintes à l'équilibre. Ainsi, les densités résidentielles influencent, conjointement avec les coûts de transport de marchandises et les coûts des migrations alternantes, la stabilité des configurations urbaines.

Les résultats du modèle montrent que l'agglomération dans une seule ville minimise le coût écologique total si les densités de population sont élevées et/ou si les coûts de transport des marchandises sont faibles. Dans les conditions inverses, c'est la configuration dispersée avec deux villes de taille égale qui minimise les coûts écologiques. Les configurations obtenues à l'équilibre de marché ne sont cependant pas nécessairement celles qui minimisent l'impact écologique. En particulier, si les coûts de transport des personnes et la densité de population sont élevés simultanément, alors le marché aboutit à une dispersion entre deux villes de tailles égales, ce qui maximise les flux de transport. Dans la situation inverse, avec des coûts de migrations alternantes et une densité de population faibles simultanément, le marché aboutit à une concentration dans une seule grande ville, ce qui là aussi maximise les coûts écologiques.

Finalement, l'empreinte environnementale des villes en termes d'émissions n'est pas liée à la densité résidentielle mais plutôt à une combinaison optimale entre densité et organisation spatiale du système urbain. Par exemple, en présence de deux villes monocentriques et d'une mobilité interurbaine des ménages et entreprises, nous montrons qu'une politique consistant à augmenter la densité urbaine peut générer *in fine* davantage d'émissions lorsque les coûts de déplacement au sein des villes sont faibles et donc que

l'agglomération au sein d'une seule ville est soutenable. Ainsi, il est essentiel, lors de la définition de politiques publiques visant à orienter les configurations urbaines dans un objectif de réduction des émissions de gaz à effet de serre, de tenir compte des effets de la modification des densités de population sur la localisation des entreprises. En particulier, chercher à réduire les flux de déplacements engendrés par le développement périurbain sans tenir compte de l'impact en retour sur l'équilibre global du système urbain peut conduire à des conclusions erronées. De manière plus générale, la décentralisation des emplois au sein de grandes villes apparaît comme une politique tout à fait complémentaire de celle visant à la densification des espaces urbains.

Ces résultats montrent donc que le coût écologique des villes ne peut pas être prédit et influencé en ne tenant compte que des densités résidentielles. Ces dernières, qui découlent des paramètres de la demande de logement des ménages, ou qui peuvent être influencées par des mécanismes réglementaires, ne sont pas les seuls paramètres à prendre en compte.

Cette analyse montre également que la présence de centres secondaires influence aussi de façon importante l'empreinte écologique urbaine. Ces centres secondaires sont en quelque sorte des moyens de dépasser l'antagonisme entre une distribution concentrée de l'activité économique, qui permet d'économiser sur les flux de transport de marchandises mais accroît les flux de migrations alternantes et une distribution équilibrée de la population entre deux villes, qui a l'effet inverse. Les centres secondaires sont une solution pour combiner des coûts de migrations alternantes faibles avec l'agglomération des services de production, qui elle-même permet de réduire les flux de transport de marchandises.

2. Réflexions complémentaires

Au-delà des grands messages qui se dégagent de nos résultats, ces analyses permettent des réflexions plus générales sur les facteurs de durabilité des espaces périurbains. Tout d'abord, il apparaît un lien entre les déterminants de la périurbanisation et la ségrégation résidentielle. Il semble en effet que l'arbitrage en fonction de la distance au centre conduise à un certain degré de ségrégation sous une forme radio-concentrique. C'est ce que suggèrent les coefficients estimés du modèle de choix résidentiel : les différentes catégories sociales n'ont pas toute la même réaction à l'effet de la distance au centre.

Aussi, toute politique qui viserait à diminuer l'empreinte écologique des villes en accroissant les coûts de transport relatifs, aurait probablement pour conséquence une augmentation de la ségrégation résidentielle dans les aires urbaines. En effet, les modèles d'économie urbaine montrent que l'augmentation des coûts de transport se traduit par un accroissement du gradient de prix de logement avec la distance, et donc un impact plus fort du critère de distance, dont on a vu qu'il affectait davantage les ménages des catégories de revenus faibles. De telles évolutions, en éloignant les différentes catégories de population les unes des autres et en concentrant certaines catégories sociales dans certains types de communes, poseraient la question de la durabilité sociale des espaces périurbains.

Dans le même ordre d'idée, nos résultats soulignent la nécessité de considérer de façon simultanée les choix résidentiels des ménages et ceux des firmes pour contrôler l'empreinte écologique des villes. De ce fait, l'objectif de politique qui consiste à produire des villes plus compactes en contrôlant les densités de population peut en effet avoir des effets non souhaités, si les coûts de transport de personnes sont faibles : lorsque ces coûts sont faibles, augmenter les densités de population a pour effet de favoriser la concentration de la population dans une seule ville, et par là-même à augmenter les flux de transport totaux, ce qui va à l'encontre du but recherché.

Enfin, le modèle d'économie géographique proposé montre le rôle des centres d'emploi secondaires pour résoudre l'antagonisme entre réduction des flux de migrations alternantes et réduction des flux de transport de marchandises. Les analyses développées dans ce type de modèle sont cependant des analyses statiques et n'apportent aucun enseignement quand aux modalités d'apparition de ces centres secondaires. Or, on sait que « l'histoire compte », c'est-à-dire que les configurations spatiales peuvent rester dans une situation d'équilibre non optimal alors même qu'un autre équilibre serait possible. Dans le cadre qui nous occupe, il semble clairement que la constitution de centres secondaires pourrait être un objectif de politique publique, dans le cadre d'une lutte visant à réduire le coût environnemental des villes.

Références bibliographiques

Aguilera A., Mignot D., 2004, Urban sprawl, polycentrism and commuting, *Urban Public Economic Review*, 1.

Alonso W., 1964, *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*, Harvard University Press, Cambridge.

Baccaïni B., Sémécurbe F., Thomas G., 2007, Les déplacements domicile-travail amplifiés par la périurbanisation, *Insee Première* n° 1129.

Bayer P.J., Ferreira F., McMillan R., 2007, "A Unified Framework for Measuring Preferences for Schools and Neighborhoods", *Journal of Political Economy*, 115, p. 588-638.

Bayer P.J., McMillan R., 2005, *Racial sorting and neighborhood quality*, NBER Working Paper 11813.

Benabou R., 1993, "Workings of a City: Location, Education, and Production", *Quarterly Journal of Economics*, 108, p. 619-652.

Bento A.M., Cropper M.L., Mobarak A.M., Vinha K., 2005, The effects of urban spatial structure on travel demand in the United States, *Review of Economics and Statistics*, 87(3), 466-478.

Boehm T.P., Herzog H.W., Schlottmann A.M., 1991, "Intra-Urban mobility, migration, and tenure choice", *The Review of Economics and Statistics*, 73(1), p. 59-68.

Brownstone D., Golob T.F., 2009, The impact of residential density on vehicle usage and energy consumption, *Journal of Urban Economics*, 65(1), 91-98.

Brueckner J.K., Thisse J., Zenou Y., 1999, "Why is central Paris rich and downtown Detroit poor?: An amenity-based theory", *European Economic Review*, 43, p. 91-107.

Camagni, R.; Gibelli, M.C. & Rigamonti, P., 2002, 'Urban mobility and urban form: the social and environmental costs of different patterns of urban expansion', *Ecological Economics*, 40(2), 199-216.

Carrington, W. J., Troske, K. R., 1997, "On Measuring Segregation in Samples with Small Units", *Journal of Business and Economic Statistics*, 15, p. 402-409.

Charlot S., Hilal M., Schmitt B., 2009, "Périurbanisation et renforcement de la ségrégation résidentielle urbaine en France", *Espaces Populations et Sociétés*, 1, p. 29-44.

Coulson N.E., Really useful tests of the monocentric model, *Land Economics*, 67(3), p. 299-307.

De Bartolome C.A.M., Ross S.L., 2007, "Community income distributions in a metropolitan area", *Journal of Urban Economics*, 61, p. 496-518.

De Bartolome C.A.M., Ross, S.L., 2003, "Equilibria with local governments and commuting: income sorting vs income mixing". *Journal of Urban Economics*, 54, p. 1-20.

De Bartolome C.A.M., Ross S.L., 2004, "Who's in charge of the central city? The conflict between efficiency and equity in the design of a metropolitan area", *Journal of Urban Economics*, 56, p. 458-483.

De Palma A., Picard N., Wadell P., 2007, Discrete choice models with capacity constraints: An empirical analysis of the housing market of the greater Paris region, *Journal of urban economics* 62, 204-230.

Debrand T., Taffin C., 2005, "Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans", *Economie et Statistique*, n°381-282, p. 125-146.

- Détang-Dessendre C., Goffette-Nagot F., Pigué V., 2008, "Life-cycle position and migration to urban and rural areas : estimations of a mixed logit model on French data", *Journal of Regional Science*, 48, p. 789–824.
- Duguet E., L'Horty Y., Sari F., 2009, "Sortir du chômage en Ile de France : disparités territoriales, spatial mismatch et ségrégation résidentielle", *Revue Economique*, 2009, 60, p. 979-1010.
- Dujardin C., Goffette-Nagot F., 2010, Neighborhood effects on unemployment? A test à la Altonji, *Regional Science and Urban Economics*, 40, p. 380-396.
- Durlauf S.N., 1992, "A Theory of Persistent Income Inequality", NBER Working Paper w4056.
- Durlauf, S.N., 2004, Neighborhood effects, in Henderson, J.V. et Thisse, J.-F. (ed.) *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, Elsevier, 2173-2242.
- Echenique F., Fryer R.G.J., 2007, "A measure of segregation based on social interactions", *The Quarterly Journal of Economics*, 122(2), p. 441-485.
- Ellickson B., 1973, "A generalization of the pure theory of public goods", *American Economic Review*, 63, p. 417-432.
- Epple D., Filimon R., Romer T., 1984, "Equilibrium Among Local Jurisdictions: Toward an Integrated Treatment of Voting and Residential Choice", *Journal of Public Economics*, 24, p. 281–304.
- Epple D., Filimon R., Romer T., 1993, "Existence of Voting and Housing Equilibrium in a System of Communities with Property Taxes", *Regional Science and Urban Economics*, 23, p. 585–610.
- Epple D., Romano R., 1998, "Competition Between Private and Public Schools: Vouchers and Peer Group Effects", *American Economic Review*, 88(1), p. 33-62.
- Epple D., Romano R., 2003, "Collective Choice and Voluntary Provision of Public Goods", *International Economic Review*, 44, p.545-572.
- Fitoussi J.-P., Laurent E., Maurice J., 2004, *Ségrégation urbaine et intégration sociale, Rapport du Conseil d'Analyse Economique*, La Documentation Française, Paris, 327p.
- Fujita M., 1980, *Urban Economic Theory*, Cambridge University Press.
- Gaschet F., 2001, *La polycentralité urbaine*, Thèse en sciences économiques, Université Montesquieu-Bordeaux IV.
- Gilli F., 2009, Sprawl or Reagglomeration? The Dynamics of Employment Deconcentration and Industrial Transformation in Greater Paris, *Urban Studies*, 46(7), 1385-1420.
- 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), 1079-1112.
- Goffette-Nagot F., 2000, Urban spread beyond the city edge, in Huriot J.-M., Thisse J.-F., éd., *Economics of Cities : Theoretical Perspectives*, New York, Cambridge University Press, 318-40.
- Goffette-Nagot F., Schaeffer Y., 2012, Accessibilité ou voisinage ? Une analyse des sources de la ségrégation résidentielle au sein des aires urbaines françaises, *Revue Economique*, à paraître.
- Gravel N, Thoron S., 2007, " Does endogenous formation of jurisdictions lead to wealth-stratification?" *Journal of Economic Theory*, 132, p. 569-583.
- Ihlanfeldt K.R., 1981, "An Empirical Investigation of Alternative Approaches to Estimating the Equilibrium Demand for Housing", *Journal of Urban Economics*, 9, p. 97-105.

- Ioannides Y., Zanella G., 2008, "*Searching for the Best Neighborhood: Mobility and Social Interactions*", Working paper 533, University of Siena, Department of Economics (<http://www.econ-pol.unisi.it/dipartimento/it/node/920>).
- Julien P., 2001, "Les grandes villes françaises étendent leur influence", *INSEE Première*, N°766.
- Kahn M.E., 2006, *Green Cities: Urban Growth and the Environment*. Washington DC, Brookings Institution Press.
- Kahn M.E., 2000, The environmental impact of suburbanization, *Journal of Policy Analysis and Management* 19(4), 569-586.
- Massey D.S., Denton N.A., 1988, The Dimensions of Residential Segregation, *Social Forces*, 67, p. 281-315.
- McFadden D., 1974, Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, in P. Zarembka (ed.), *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, New York, p. 105–142.
- Mignot D., Aguiléra A., Bloy D., Caubel D., Madre J.-L., Proulhac L., Vanco F. (2007), Formes urbaines, mobilités et ségrégation : une comparaison Lille - Lyon - Marseille, *Rapport final CPER-GRIT Socio-économie 2000-2006*, DRRT, Conseil Régional Nord-Pas de Calais (http://halshs.archives-ouvertes.fr/docs/00/20/34/62/PDF/rapport_final_GRIT.pdf).
- Ministère de l'écologie, du développement et de l'aménagement durable, *CO2 et énergie. France et Monde*, Edition 2007.
- Muniz I., Galindo A. (2005), Urban form and the ecological footprint of commuting. The case of Barcelona, *Ecological Economics* 55(4), 499-514.
- Muth R.F., 1969, *Cities and Housing*, University of Chicago Press.
- OCDE, 2006, *L'impact environnemental des transports*, Editions OCDE.
- Pan Ke Shon J.L., 2009, "Ségrégation ethnique et ségrégation sociale en quartiers sensibles", *Revue française de Sociologie*, 50, p. 451-487.
- Préteceille E., 2006, "La ségrégation sociale a-t-elle augmenté ? La métropole parisienne entre polarisation et mixité", *Sociétés Contemporaines*, 62, p. 69-93.
- Rearson S.F., Firebaugh G., 2002, "Measures of multigroup segregation", *Sociological Methodology*, 32, p. 33-67.
- Schelling T., 1971, Dynamic models of segregation, *Journal of Mathematical Sociology*, 1, p. 143-186.
- Schmidheiny, K., 2006, Income segregation and local progressive taxation: Empirical evidence from Switzerland, *Journal of Public Economics*, 90, p. 429 - 458.
- Tiebout C., 1956, "A pure theory of local expenditures", *Journal of Political Economy* 64, p. 416-424.
- Tivadar M., 2006, Structures sociales urbaines et ville écologique, Thèse en sciences économiques, Université des Sciences et Technologies de Lille.
- Train K., 2009, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Second edition, Cambridge University Press.