



Centre de Recherche en Économie et Management  
*Center for Research in Economics and Management*



University of Caen

University of Rennes 1

# Simuler les politiques locales favorisant l'accessibilité à l'emploi

**Mathieu Bunel**

*University of Caen Basse-Normandie, CREM CNRS UMR 6211  
and TEPP (FR CNRS 3435)*

**Elisabeth Tovar**

*University of Paris Ouest Nanterre La Défense and EconomiX (UMR CNRS 7235)*

November 2013 - WP 2013-38

**Working Paper**

# SIMULER LES POLITIQUES LOCALES FAVORISANT L'ACCESSIBILITE A L'EMPLOI

Mathieu BUNEL

Université de Caen Basse-Normandie Centre de Recherche en Economie et Management (CREM)- CNRS :  
UMR6211 Travail, Emploi et Politiques Publiques (TEPP) CNRS : FR3435

[mathieu.bunel@unicaen.fr](mailto:mathieu.bunel@unicaen.fr)

Elisabeth TOVAR

Université Paris Ouest Nanterre La Défense et EconomiX (UMR CNRS 7235)

[etovar@u-paris10.fr](mailto:etovar@u-paris10.fr)

## Résumé

*Cet article présente le modèle SIGMAP (schémas et indicateurs géolocalisés issus de microsimulations appliquées aux politiques publiques) qui permet de caractériser et d'identifier les différences d'accès à l'emploi d'une population donnée en tenant compte des écarts d'employabilité, de congestion, des effets de frontières et de compétition entre les zones géographiques. Nous utilisons cet outil pour simuler et comparer les effets de quatre types de politiques publiques locales : développement des emplois locaux, de l'employabilité, de la mobilité et de la relocalisation des travailleurs.*

**Mots clef :** accès local à l'emploi, données géo-référencées, GIS, Île-de-France, microsimulation, politiques de l'emploi, spatial mismatch

**Classification JEL :** R11, J61

**Date :** Novembre 2013

"*Labor economists do traditionally not directly incorporate space into their studies*": en 2009, Yves ZENOUSoulignait ainsi que les économistes du travail incorporaient rarement les dimensions spatiales dans leur analyse. Si cette remarque a un peu perdu de sa portée pour les travaux de modélisation théorique et d'estimation économétrique des marchés locaux de l'emploi, elle reste largement fondée en ce qui concerne les modèles de micro-simulation des politiques publiques locales pour l'emploi. En effet, aujourd'hui encore, les travaux visant à éclairer les décideurs publics sur l'opportunité de mener telle ou telle politique locale pour l'emploi restent cantonnés à trois axes principaux<sup>1</sup>.

(i) La première approche est constituée par les *analyses cartographiques*. Ces travaux, surtout menés par des équipes de géographes et d'urbanistes, visent à caractériser un territoire en s'appuyant sur des informations géolocalisées et des ensembles d'indicateurs statistiques (voir par exemple le modèle Oasis sur l'analyse des inégalités spatiales (TIVADAR *et al.*, 2013) ou les travaux de DAVEZIES (2008) sur l'importance des transferts monétaires publics et privés). Ces travaux de nature descriptive permettent de mettre en évidence et de comparer les forces et les faiblesses de zones géographiques données mais ils ne sont pas conçus pour analyser les effets des politiques publiques locales sur l'emploi.

(ii) Une deuxième famille de travaux repose sur des *modèles économiques régionaux de type "top-down"*<sup>2</sup>. Le principe de ces modèles est de simuler dans un premier temps les effets d'une politique publique au niveau agrégé puis de ventiler, dans un second temps, les résultats obtenus à un niveau territorial plus fin à l'aide d'une clef de répartition prédéfinie (par exemple un tableau entrée/sorties régionalisé). Le paramétrage de ces modèles s'effectue soit à l'aide de modèles économétriques soit par calibrage (voir par exemple<sup>3</sup>, pour les États-Unis, les modèles IMPLAN et REMI et pour le Canada le modèle TREIM). Comme le souligne LEMELIN (2009), cette démarche reste limitée pour étudier l'effet d'une politique publique au niveau régional ou local : alors que l'objectif d'une analyse spatiale est d'appréhender comment un choc se diffuse de manière différenciée au sein d'un territoire grâce aux effets de débordement et de rétroaction, l'utilisation d'une clef de répartition *ad hoc* dans les modèles « top-down » empêche la prise en compte de ces deux effets.

(iii) Enfin, il existe des *modèles d'équilibre général calculable (MEGC) spatialisés*. Ces modèles, de par leur complexité, sont relativement peu développés à l'heure actuelle<sup>4</sup>. Comme pour les modèles d'équilibre général calculable classiques, ces travaux s'appuient sur des agents représentatifs d'un groupe d'individus types (salariés, entreprises, État...) et représentent leurs comportements par des relations dérivées de modèles microéconomiques d'optimisation. L'intérêt majeur de ces analyses est de proposer un cadre qui décrit explicitement les enchaînements par lesquels la politique produit ses effets.

Le passage d'un MEGC à un MEGC spatialisé peut s'effectuer de deux manières : soit de manière "top down" en utilisant une clef de répartition spatiale (s'exposant ainsi aux limites énoncées ci-dessus), soit en construisant directement un MEGC interrégional, ce pose d'autres problèmes d'ordre technique et méthodologique. En effet, un MEGC spatialisé interrégional est très lourd à manipuler dès lors que l'on veut tenir pleinement compte de l'hétérogénéité spatiale des agents et de leurs interactions. La technicité d'un tel modèle rend délicate sa diffusion et son utilisation par les décideurs politiques. A contrario, le modèle DREAM, utilisé par l'Union Européenne, modélise les effets régionaux des politiques commerciales (JEAN et LABORDE, 2004) en tenant certes compte des interactions entre les agents de différentes régions mais en n'intégrant ni la topologie (contiguïté ou non des territoires) ni le temps de déplacement pour une distance donnée entre territoires. Il faut donc toujours trancher entre la prise en compte des effets spatiaux et la maniabilité des MEGC spatialisés en tant qu'outil d'aide à la décision publique.

---

<sup>1</sup>Notons qu'il existe des modèles de simulation multi-agent spatiaux développés principalement par des géographes (voir notamment HOLM et SANDERS, 2002) mais ces modèles portent surtout sur des simulations démographiques, et non sur des problématiques d'emploi local.

<sup>2</sup> Pour une présentation plus complète de ces éléments, voir LEMELIN (2009) et LOVERIDGE (2004).

<sup>3</sup>Pour la présentation de ces modèles, voir LINDALL et OLSON (1996) pour IMPLAN et REMI et TREYZ (1993) pour TREIM.

<sup>4</sup>L'essentiel de ces modèles sont de types mono-régionaux et reposent donc, eux aussi, sur une logique de type top-down.

De tels arbitrages sont particulièrement délicats dans le cadre des politiques locales pour l'emploi, où les processus (spatialisés) de recherche d'emploi et d'appariement entre l'offre et la demande doivent être explicitement intégrés, mais où il faut aussi endogénéiser les choix de localisation des actifs et des entreprises. Du côté des actifs, il faut représenter leurs choix de localisation à la fois professionnels et résidentiels ainsi que leurs répercussions sur les prix du marché immobilier et sur l'efficacité des réseaux locaux de recherche d'emploi. Du côté des entreprises, il faut modéliser leurs choix de localisation qui dépendent des réseaux de transport et du prix du foncier mais aussi des caractéristiques du bassin d'emploi au sein duquel elles s'implantent. Au total, d'un point de vue pratique, bâtir un MEGC spatialisé opérationnel permettant d'aider à la décision publique en matière de politiques publiques locales de l'emploi suppose de mobiliser des données géolocalisées très riches dont certaines ne sont pas accessibles et qu'il est parfois difficile de paramétrer.

Au-delà de ces trois approches les plus fréquentes, quelques pays ont développés de véritables modèles de *micro-simulation*. On peut citer le travail pionnier réalisé ces vingt dernières années par Michael WEGENER (1982, 2013) pour construire un modèle relativement complet de micro-simulation de l'emploi au niveau local. Ce modèle, dénommé IRPUD, initialement conçu pour la ville de Dortmund intègre les comportements migratoires, les choix de localisation résidentielle et professionnelle ainsi que le prix des marchés immobiliers. On peut également citer le modèle *UrbanSim* développé aux États-Unis par Paul WADDELL (2000, 2002) qui intègre, en plus du modèle IRPUD, les modes de déplacements des agents économiques.

De manière générale, développer de tel modèle est coûteux en temps et en compétences mobilisées. En France, les politiques locales pour l'emploi sont menées par des collectivités locales qui ne disposent pas pour la plupart de services statistiques susceptibles de développer et d'actualiser de tels modèles. S'il est vivement souhaitable que ce type d'effort de modélisation se développe en France, l'idée de cet article est de proposer une voie alternative en s'appuyant sur un outil nettement plus léger et simple d'utilisation mais dont la flexibilité lui permet de donner un ordre d'idée sur les effets de plusieurs types de politiques économiques locales de l'emploi. Il constitue également une première étape dans la construction d'un modèle de micro-simulation plus complet. Cet outil, le modèle SIGMAP<sup>5</sup>, repose sur une mesure originale de l'accessibilité à l'emploi (BUNEL et TOVAR, 2014) qui permet de simuler afin de les comparer l'efficacité de différentes politiques publiques sur l'emploi. Comme le montre la Section 2, ce modèle se situe à la confluence de trois littératures les modèles de micro-simulation, les études sur le spatial mismatch et l'évaluation des politiques publiques locales.

Le modèle SIGMAP permet de simuler les effets comparés sur l'accessibilité à l'emploi de quatre types de politiques publiques locales : *mobilité* (de type "Grand Paris"), *emploi local* (de type "Zones Franches Urbaines"), *employabilité* (de type "Emplois Francs"), *logement* (de type "*Moving to Opportunity*") aussi bien pour les emplois non qualifiés que pour les emplois qualifiés et très qualifiés. Les résultats obtenus pour le pôle urbain de Paris soulignent l'existence de grandes disparités sur les effets de ces politiques sur l'accessibilité à l'emploi.

L'organisation de l'article est la suivante. Les Sections 2 et 3 présentent les fondements théoriques puis la mesure de l'accessibilité locale à l'emploi utilisés dans le modèle SIGMAP. Nous appliquons dans la Section 4 ce modèle au pôle urbain de Paris afin d'identifier les zones particulièrement touchées par une mauvaise accessibilité à l'emploi par niveau de qualification. La section 5 conclut sur l'intérêt et les limites de la modélisation proposée comme outil d'aide à la décision publique en matière d'emploi.

---

<sup>5</sup> SIGMAP : Système d'Information Géographique de Mesure de l'Accessibilité à l'emploi.

## 2. Les fondements théoriques du modèle SIGMAP

Le modèle SIGMAP est une première ébauche de simulation des politiques publiques locales pour l'emploi via leur effet sur l'accessibilité locale à l'emploi. Cette modélisation s'inscrit à la confluence de trois littératures très différentes.

### 2.1. Les modèles de micro-simulation spatialisés

La première de ces littératures porte sur la construction de *modèles de micro-simulation* et leur utilisation croissante comme outils d'évaluation des politiques publiques en général et des politiques d'emploi en particulier. La micro-simulation est un outil d'aide à la compréhension et à la décision. Elle consiste à pratiquer des tests dans un cadre virtuel sur une ou plusieurs dimensions affectant la situation réelle. Comme le soulignent Diane VANBERGUE et Alexis DROGOUL, "*ce qui est intéressant dans une simulation, ce n'est pas forcément les résultats de la simulation, mais bien souvent les processus parfois complexes par lesquels ces résultats ont été obtenus*"(2002). Le principe de base d'un modèle de micro-simulation est de se donner un objet spécifique, de spécifier explicitement les types d'agents dont le comportement sera simulé, de définir une échelle d'analyse pour laquelle on dispose de données représentatives et de confronter les résultats des simulations obtenus aux données (LEGENDRE *et al.*, 2001 ; BARLET *et al.*, 2009).

L'objet spécifique de SIGMAP est de modéliser l'accessibilité des agents économiques à l'emploi en tenant compte du niveau d'employabilité des actifs présents sur chaque commune, mais aussi des effets de la compétition entre les travailleurs tout en neutralisant des effets spatiaux traditionnellement peu contrôlés dans la littérature comme les effets de frontière. Pour ce faire, on utilise des données portant sur l'Île-de-France issues du recensement général de la population, des DADS, de l'Enquête Emploi : la localisation résidentielle et professionnelle des agents, leur situation à l'égard du marché du travail et les caractéristiques des actifs employés dans les entreprises franciliennes. Des données sur les temps de transport entre communes sont également mobilisées grâce au logiciel Chronomap ©.

Les simulations réalisées s'inscrivent dans la catégorie la plus simple de la micro-simulation : il s'agit ici d'identifier les territoires et les types d'actifs gagnants et les perdants d'une ou plusieurs réformes dont on modélise les effets. Selon la typologie de LEGENDRE *et al.* (2001), le modèle SIGMAP est un *modèle de micro-simulation statique d'équilibre partiel*. Il est non dynamique car les « réponses comportementales » des agents économiques (les ménages et les entreprises) ne sont pas formalisées et il est partiel car il ne prend en compte que l'accès à l'emploi. Son objectif et son intérêt sont d'identifier l'évolution du taux d'accessibilité à l'emploi suite à différents chocs de politiques publiques qu'il rend possible de comparer.

### 2.2. Spatial mismatch et rôle de l'accessibilité locale à l'emploi

La deuxième littérature dans laquelle puise le modèle SIGMAP est celle du *spatial mismatch* (mauvais appariement spatial), où le rôle d'une *mauvaise accessibilité à l'emploi* sur les performances des travailleurs sur le marché du travail occupe une place importante. Dans son célèbre article "*Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization*" John KAIN (1968) suggérait que le taux de chômage élevé des Noirs Américains n'était pas uniquement dû à leurs caractéristiques individuelles, mais qu'il pouvait également être expliqué par leur localisation résidentielle : alors que les emplois étaient progressivement relocalisés dans les banlieues des grandes villes, les populations noires restaient, elles, majoritairement localisées dans les centres-villes historiques. Depuis la formulation de cette hypothèse, une littérature théorique foisonnante

modélisés canaux par lesquels la distance entre la localisation des emplois et des travailleurs peut être source d'inefficacité sur le marché du travail local<sup>6</sup>.

D'autres travaux ont quant à eux testé la validation empirique de cette *spatial mismatch hypothesis*, vérifiant dans quelle mesure, à caractéristiques individuelles identiques, la localisation résidentielle (caractéristiques socio-économiques du lieu de résidence et accessibilité aux emplois) pouvait effectivement expliquer les performances des travailleurs sur les marchés du travail locaux. Bien que la littérature empirique ne soit pas unanime<sup>7</sup>, un grand nombre de travaux montre que l'accessibilité aux emplois a un effet important sur les performances des travailleurs sur le marché du travail<sup>8</sup> : par exemple, IHLANFELDT et SJOQUIST montrent dès 1990 que la mauvaise accessibilité à l'emploi des jeunes travailleurs noirs à Philadelphie, Los Angeles et Chicago expliquait leur faible probabilité d'emploi par rapport à celle des jeunes travailleurs blancs. Pour San Francisco, RAPHAEL (1998) montre que le différentiel d'accessibilité aux emplois explique de 30 à 50% de l'écart des taux d'emploi entre Noirs et Blancs. Des résultats similaires ont depuis été établis pour d'autres groupes de travailleurs, d'autres indicateurs de la performance sur le marché du travail et des villes non étatsuniennes. JOHNSON (2005) étudie ainsi le rôle de l'accessibilité sur le succès du processus de recherche d'emploi et montre que les différences d'accessibilité à l'emploi expliquent jusqu'à 1/5<sup>ème</sup> de l'écart du taux de succès de la recherche d'emploi des travailleurs noirs et blancs vivant à Atlanta, Boston et Los Angeles. À Détroit, l'accessibilité à l'emploi des bénéficiaires des minima sociaux joue sur leur probabilité d'emploi mais aussi sur leurs perspectives de sortie du système d'assistance sociale (*welfare*) (ALLARD et DANZIGER, 2003 avaient trouvé un résultat semblable pour Los Angeles). À Los Angeles, vivre loin des emplois au centre-ville ou dans la proche banlieue défavorisée compromet la probabilité d'emploi des jeunes Latinos immigrants mais aussi natifs (PAITER et al., 2007). En Europe, vivre dans des zones où la densité en emploi est faible pèse sur le taux d'emploi des minorités : minorités pakistanaise et bangladaise dans le Grand Londres (FIELDHOUSE, 1999) et réfugiés politiques en Suède (ASLUND et al., 2010).

En France, les premiers travaux sur la mesure empirique du spatial mismatch ont également montré un lien entre accessibilité à l'emploi et taux de chômage local pour les communes franciliennes (GOBILLON et SELOD, 2004 ; DUGUET, L'HORTY et SARI, 2009) et bordelaises (GASCHET et GAUSSIER, 2004). KORSU et WENGLANSKI (2010) ont pour leur part montré qu'une mauvaise accessibilité augmentait significativement le risque d'être au chômage de longue durée des travailleurs franciliens : la probabilité de rester au chômage plus d'un an passe de 9,6% pour un travailleur résidant dans une zone où l'accessibilité aux emplois est très faible (moins de 20% des emplois franciliens accessibles à 60 minutes du domicile) à 7,9% pour une accessibilité moyenne (entre 40 et 60% des emplois accessibles à 60 minutes du domicile). DETANG-DESSENDRE et GAIGNE (2009) ont établi une relation croissante entre l'accessibilité aux emplois et la probabilité de retour à

---

<sup>6</sup> Cf. Gobillon, Selod et Zenou (2007) pour une revue de la littérature et Zenou (2009) pour un exemple d'un tel modèle.

<sup>7</sup> Un petit nombre de travaux minimise ou invalide les effets de l'accessibilité aux emplois sur les performances des agents économiques sur le marché du travail. Ainsi, DUJARDIN et al. (2008) ne trouvent pas de lien entre distance à l'emploi et taux de chômage local à Bruxelles, contrairement aux caractéristiques sociales, ethniques et économiques des quartiers de résidence des travailleurs. Les auteurs proposent d'expliquer ce résultat par la structure particulière de l'aire urbaine de Bruxelles, où les ménages défavorisés sont localisés dans les zones proches des emplois. Pour leur part, DETANG-DESSENDRE et GAIGNE (2009) ne trouvent pas de lien significatif entre l'accessibilité aux emplois et la probabilité de retour à l'emploi pour les travailleurs habitant les grands centres urbains français (par opposition aux travailleurs vivant en périphérie des centres urbains et dans les zones rurales). Enfin, la plupart des articles – dont le nôtre – raisonnent à localisation résidentielle des ménages donnée : les accessibilités mesurées sont celles de travailleurs « assignés à résidence » et n'ayant pas déjà optimisé leur choix de localisation résidentielle. Dans ce cadre, l'accessibilité aux emplois est probablement sous-estimée par rapport à la réalité (quoique de façon moindre pour les catégories de la population confrontées à de la discrimination sur le marché du logement). BANIA et al. (2008) explorent précisément cette question : ils modélisent conjointement le processus de retour à l'emploi des travailleuses ayant réussi à quitter le système d'assistance sociale (*welfare*) dans le comté de Cuyahoga (Ohio) et leurs décisions de localisation résidentielle. Ils ne trouvent de lien significatif entre la localisation de ces travailleuses et pour aucune caractéristique de leur insertion sur le marché du travail : probabilité de retour à l'emploi, salaire horaire, revenu et nombre d'heures travaillées.

<sup>8</sup> L'accessibilité à l'emploi a des effets au-delà des simples performances des travailleurs sur le marché du travail. Ainsi, IHLANFELDT (2002) montre que la mauvaise accessibilité à l'emploi des jeunes travailleurs noirs pouvait expliquer 21 % de l'écart entre le nombre de crimes et délits contre les biens commis dans les quartiers noirs et le nombre ceux commis dans les quartiers blancs d'Atlanta. WANG et MINOR (2002) montrent pour leur part qu'il existe une relation inverse entre la distance aux emplois (apprécié à l'aide d'un modèle gravitationnel) et le taux de criminalité – avec un effet plus élevé pour les crimes et délits portant sur les biens que pour les violences sur les personnes. Dans un autre ordre d'idées, GIULIANO et al. (2010) montrent qu'à Los Angeles, malgré l'augmentation des motifs de déplacement hors domicile/travail, l'accessibilité aux emplois continuait d'avoir un effet positif et significatif sur le prix du foncier.

*l'emploi* pour les travailleurs résidant en périphérie des grandes villes et en zone rurale. GOBILLON *et al.* (2013) montrent que les facteurs spatiaux expliquent jusqu'à 25% de l'écart entre le *taux de chômage des travailleurs immigrés* d'origine africaine et celui des travailleurs non immigrés. Enfin, dans un autre ordre d'idées, RUPERT *et al.* (2009) montrent qu'à salaire donné, les travailleurs sont moins susceptibles d'accepter des offres de travail localisées loin de leur lieu de résidence, ce qui entraîne une relation croissante entre la distance au travail et les *salaires* (une heure de navette domicile-travail engendrant une augmentation de 28,5% des salaires) et, mécaniquement, une relation décroissante entre la distance au travail et le *pouvoir de négociation* des travailleurs.

### 2.3. *Évaluation des politiques publiques locales de l'emploi*

SIGMAP propose une modélisation de l'accessibilité à l'emploi sensible aux éléments clefs identifiés dans cette littérature, comme les caractéristiques individuelles des travailleurs et leur niveau de qualification, mais aussi la compétition spatiale entre travailleurs issus de bassins d'emplois différents. Sur cette base, la dernière littérature invoquée est celle de *l'évaluation des politiques publiques locales de l'emploi*. L'objectif est d'utiliser SIGMAP afin de simuler les effets de différentes politiques publiques locales sur l'emploi, via leurs effets sur l'accessibilité à l'emploi.

En dresser un tableau complet dépasserait très largement notre cadre d'analyse ; nous nous limitons ici à rappeler quatre politiques locales souvent évoquées comme pouvant avoir un rôle positif sur l'emploi local : *i*) la politique de mobilité, *ii*) la politique de développement de l'emploi local, *iii*) la politique d'amélioration de l'employabilité des travailleurs, *iv*) la politique du logement social. Notre motivation fait écho au commentaire de la COUR DES COMPTES (2012) qui met en avant le caractère multiple des dispositifs en œuvre et qui déplore le manque de lisibilité de leurs résultats. En modélisant les effets de ces politiques de nature très différente dans un même cadre léger et flexible, notre objectif est d'apporter un peu d'information sur leur efficacité relative.

(i) La première des politiques permettant d'agir sur l'emploi local est tout simplement *l'amélioration de la mobilité* des travailleurs, facteur essentiel, comme nous l'avons vu plus haut, dans le "spatial mismatch". Même la nouvelle "*injonction à la mobilité*" des pauvres est parfois discutable (FOL, 2010), le "désenclavement" des communes pauvres ou durement frappées par le chômage est un leitmotiv de l'action publique<sup>9</sup>, et sert souvent d'argument clef pour justifier l'investissement dans les transports publics des collectivités locales : en Île-de-France, alors que le Grand Paris suscite de nombreux questionnements sur le périmètre et les fonctions d'une grande métropole, sur les échelles de sa gouvernance et sur ses moyens d'action (BOURDIN, 2103), le projet d'infrastructures de transport du Grand Paris Express incarne la volonté de redynamisation de la métropole francilienne. Avec un budget de presque 30 milliards d'euros débloqués d'ici 2040 (*cf.* le rapport AUZANNET, 2012), son tracé a été modifié à plusieurs reprises, de sorte que le Nouveau Grand Paris d'aujourd'hui ajoute la dimension "solidaire" à sa raison d'être première, celle de la compétitivité de la région (AYRAULT, 2013). L'ajout de branches offrant une meilleure desserte au territoire de la Seine-Saint-Denis y est explicitement justifié par la nécessité de mener une politique de "*désenclavement et [de] lutte contre la fracture territoriale*" (AUZANNET, 2012, p. 35). Les documents présentés par les porteurs du projet (SOCIÉTÉ DU GRAND PARIS, 2013) annoncent la création d'entre 115 000 et 315 000 emplois supplémentaires à l'horizon 2040, et surtout font état d'une augmentation de jusqu'à 500 000 emplois supplémentaires accessibles à l'horizon 2040 pour les communes situées aux extrémités du réseau comme Orly, Clichy-sous-Bois, Montfermeil ou Versailles. Du point de vue de l'évaluation des politiques publiques, les travaux mesurant les effets du Grand Paris Express sur l'emploi restent à ce jour encore peu nombreux et leurs résultats sont contrastés : malgré la réduction des écarts d'accessibilité entre l'est et l'ouest de la région francilienne (BEAUCIRE et DREVELLE, 2013) le Grand Paris Express pourrait n'améliorer que partiellement la situation des actifs sur le marché du travail (L'HORTY et SARI, 2013).

---

<sup>9</sup> *Cf.* par exemple les rapports du SENAT "*Pour un désenclavement durable*" (ALQUIER et BIWER, 2008) et de la COUR DES COMPTES "*La politique de la ville : une décennie de réformes*" (2012).

(ii) Une deuxième politique publique consiste à *soutenir la création d'emploi* au plus près des populations les plus concernées par le chômage ou dont les qualifications sont le plus éloignées de celles requises par leur bassin d'emploi local. La politique de zones franches, mise en place à partir de 1996 en France<sup>10</sup> se caractérise par l'exonération d'une partie des cotisations sociales des entreprises localisées dans le périmètre de la zone<sup>11</sup>. L'évaluation de ces politiques publiques a fait l'objet de nombreux travaux dont les résultats sont nuancés. Sur le contexte californien, KOLKO et NEUMARK (2010) ont par exemple montré que, dans l'ensemble, les zones franches n'avaient pas contribué à la création d'emploi en Californie – mais qu'elles pouvaient avoir eu un effet positif pour les zones où la densité d'activités manufacturières était faible. Par contraste, BUSSO et KLINE (2008) ont mis en évidence un effet positif du programme fédéral des *Urban Empowerment Zones* sur le marché du travail local des zones ciblées par ce dispositif. Sur le contexte français, RATHELOT et SILLARD (2008) MALGOUYRES, MAYER *et al.* (2012) et GIVORDET *et al.* (2013) mettent eux aussi en lumière des effets positifs des zones franches sur l'emploi (élasticité égale à 30%), mais avec des réserves. L'effet mesuré est essentiellement de court terme et engendre de fortes réallocations des emplois, avec des effets négatifs pour les communes frontalières des zones franches. De même, GOBILLON *et al.* (2012) ont montré que le dispositif des zones franches urbaines avait eu un faible effet positif sur le taux de retour à l'emploi des travailleurs (+3%), mais que cet effet était très localisé autour du périmètre des zones franches et n'était significatif qu'à court terme (au mieux pendant les 3 années qui suivent la mise en place du dispositif). L'un des avantages du modèle SIGMAP est de permettre de visualiser les effets de cette réallocation spatiale.

Les deux politiques publiques locales de l'emploi suivantes centrent leur action non plus sur le territoire qu'il s'agit de désenclaver ou de développer, mais sur les travailleurs qu'il s'agit de promouvoir ou de déplacer pour améliorer leur accessibilité à l'emploi.

Les politiques favorisant l'*employabilité* des travailleurs peuvent prendre des formes différentes, comme par exemple *i*) les emplois aidés dont l'effet sur l'emploi est faible tant au niveau micro- (FOUGERE, 2007 ; DARES, 2012) que macro-économique (FONTAINE et MALHERBET, 2012), *ii*) la formation continue dont l'efficacité reste, là encore, limitée (CAHUC, FERRACI et ZYLBERBERG, 2011) ou encore *iii*) la validation des acquis d'expérience (VAE) dont l'évaluation reste à ce jour principalement centrée sur la connaissance des caractéristiques des candidats (BESSON, 2008 ; HAVET, 2012). Par contraste, le tout nouveau dispositif des Emplois Francs rompt avec la logique a-spatiale de ces politiques et se donne explicitement pour objectif d'améliorer l'accessibilité aux emplois des travailleurs issus des territoires statistiquement les plus éloignés de l'emploi : il s'agit d'octroyer une réduction des cotisations sociales pour les entreprises embauchant des jeunes travailleurs rencontrant des difficultés particulières d'accès à l'emploi et vivant dans une zone urbaine sensible (JOURNAL OFFICIEL, décret du 26 juin 2013). Encore à un stade expérimental, les Emplois Francs se traduisent par le versement, par Pôle Emploi pour le compte de l'État, d'une aide de 5000 € par an aux entreprises du secteur marchand qui embauchent en CDI et à temps complet un jeune travailleur de moins de 30 ans, résidant depuis au moins 6 mois consécutifs dans une ZUS, et faisant état d'une durée de 12 mois minimum de recherche d'emploi au cours des 18 derniers mois, toutes qualifications confondues. En Île-de-France, ce dispositif concerne les communes de Clichy-sous-Bois (93), Montfermeil (93), Sarcelles (95), Garges-lès-Gonesse (95), Gonesse (95) et Villiers-le-Bel (95).

Enfin, une seconde politique publique locale de l'emploi cible explicitement les travailleurs : il s'agit des programmes de type "*Moving to Opportunity*", où on subventionne le *déménagement des travailleurs* vers des bassins d'emplois plus dynamiques ou plus proches de leurs caractéristiques socio-professionnelles. Ce type d'action publique n'a encore jamais été expérimenté en France, à la différence des États-Unis avec le célèbre programme GAUTREUX<sup>12</sup> à Chicago puis avec

---

10 Si la zone libre de Colón, au Panama, a été fondée en 1953 et la zone franche de Shannon, en Irlande, a été créée en 1959, la multiplication des zones franches dans le monde date de la fin du XX<sup>e</sup> siècle : Île Maurice (1977), Chypre (1980), "Isle of Dogs" au Royaume-Uni (1981), Belgique (1983)... En 2007, 1 257 zones franches (hors zones franches françaises) employaient environ 46 millions de personnes dans le monde (BOST, 2007).

11 Pour le détail des exonérations, voir la page consacrée aux zones franches sur le site servicepublic.fr : <http://vosdroits.service-public.fr/professionnels-entreprises/F31149.xhtml>.

12 Le programme GAUTREUX trouve son origine dans un arrêt de 1976 de la Cour Suprême des États-Unis, *HILLS vs. GAUTREUX*, où la Cour impose au Ministère du Logement et de l'Aménagement du Territoire des États-Unis (MLAT) de reloger les travailleurs victimes de



l'expérimentation *Moving to Opportunity* à proprement parler. Alors que le programme GAUTREAU semble avoir eu des effets positifs sur l'insertion des travailleurs sur le marché du travail, au moins à court terme (RUBINOWITZ et ROSENBAUM, 2000 ; ROSENBAUM and POPKIN, 1991 ; MENDENHALL *et al.*, 2006), les résultats définitifs de l'expérimentation *Moving to Opportunity*<sup>13</sup>, parus en 2011, montrent quant à eux peu d'effets durables sur l'emploi, les salaires ou le revenu des personnes ciblées par le programme MTO, bien que d'autres effets positifs ont pu être constatés dans d'autres domaines comme sur l'état de santé des bénéficiaires (SANBONMATUS *et al.*, 2011). Malgré ce bilan contrasté, il pourrait être intéressant de simuler les effets de programmes de ce type sur les travailleurs franciliens d'aujourd'hui.

Dans cet article, nous utilisons le modèle SIGMAP pour contraster les résultats des quatre types de politiques publiques locales de l'emploi recensées dans cette revue de la littérature : mobilité, zones franches, emplois francs et "moving to opportunity". Au-delà des effets agrégés sur une aire urbaine donnée, l'objectif est aussi d'étudier les effets spatialement différenciés de ces politiques, afin d'identifier les zones gagnantes et perdantes et l'ampleur de leurs gains et pertes.

### 3. La mesure de l'accessibilité aux emplois dans le modèle SIGMAP

Dans cette section, nous présentons la méthode utilisée dans le modèle SIGMAP pour mesurer l'accessibilité à l'emploi des actifs hommes<sup>14</sup> résidants dans l'une des 1 300 communes et arrondissements municipaux de la région Ile-de-France.

Une première définition de l'accessibilité à l'emploi, pour une zone géographique donnée (ou pour un individu donné  $i$ ), est simplement le rapport entre les emplois et le nombre de concurrents pour ces emplois (équation 1).

$$\text{accessibilité}_i = \frac{\text{emplois}_i}{\text{concurrents}_i} \quad (1)$$

L'accessibilité aux emplois peut donc s'interpréter comme une mesure localisée de la tension sur le marché du travail, ou encore comme un indicateur de l'ensemble des opportunités *réelles* d'emploi des travailleurs. C'est à ce titre qu'il nous semble intéressant d'utiliser SIGMAP et la mesure de l'accessibilité pour apprécier la désirabilité des politiques publiques de l'emploi local.

Sur la base de cette définition simple de l'accessibilité, spécifier complètement un indicateur d'accessibilité implique de spécifier trois éléments<sup>15</sup> : *i*) la *proximité* aux emplois (circonscription du périmètre géographique de la recherche d'emploi et prise en compte de la mobilité des travailleurs), *ii*) l'*employabilité* des travailleurs (choix de la variable utilisée comme proxy de l'emploi et modélisation de la probabilité des travailleurs d'être embauchés pour de tels emplois) et *iii*) la modélisation de la *compétition* sur le marché du travail local.

#### 3.1. Modélisation de la proximité aux emplois

Les frictions induites par la distance dans l'accès à l'emploi sont intégrées dans la littérature au moyen d'une pondération décroissante des emplois disponibles dans l'aire de prospection des

---

discrimination sur le marché foncier à Chicago. Ce programme, mené de 1976 à 1998, a conduit au relogement de 7 500 familles, soit 20 000 personnes.

<sup>13</sup>Suite à cette expérience du programme GAUTREAU, le ministère du logement et de l'aménagement du territoire des États-Unis a mené pendant les années 1990 un vaste programme expérimental de relogement de 4 600 familles volontaires à Baltimore, Boston, Chicago, Los Angeles et New York. Les familles volontaires étaient aléatoirement réparties en 3 groupes : le premier groupe a bénéficié d'un suivi personnalisé et a reçu des chèques-logement (*vouchers*) ne pouvant être utilisés que dans des zones à faible taux de pauvreté. Le deuxième groupe a reçu des chèques-logements utilisables sans zonage particulier et n'a pas bénéficié de conseils particuliers. Le groupe de contrôle n'a reçu aucune aide au titre du programme *Moving To Opportunity* mais est resté éligible aux autres dispositifs d'aide existants.

<sup>14</sup>Nous travaillons sur les données du recensement agrégées à la commune ; à cette échelle, les données sont fournies pour le chef de ménage, qui est par défaut un homme (lorsqu'il y en a un présent dans le ménage).

<sup>15</sup>Cf. BUNEL et TOVAR (2014) pour une revue de la littérature sur les méthodes de mesure de l'accessibilité, y compris pour le détail des choix de modélisation alternatifs à ceux choisis pour SIGMAP et présentés dans cette section.

travailleurs avec la distance à leur lieu de résidence. Ce choix de modélisation capture plusieurs effets<sup>16</sup>. Les entreprises peuvent tout d'abord pratiquer le "*redlining*" (ZENOU, 2002) : considérant que leurs salariés lointains sont moins productifs que les autres (fatigue, dépendance aux aléas des transports en commun) elles peuvent tracer une "ligne rouge" qui délimite la frontière de leur périmètre de recrutement. Du côté de l'offre de travail, la distance engendre des coûts (monétaires, temporels, fatigue) que les salariés intègrent dans leur calcul d'optimisation, de sorte qu'ils peuvent par exemple être découragés de prospecter loin de leur domicile ou demander des salaires plus élevés pour des emplois lointains, ce qui nuit à leur pouvoir de négociation GOBILLON *et al.* (2013). Enfin, la qualité de l'information sur les emplois disponible peut se dégrader avec la distance, surtout pour les secteurs où l'appariement entre emplois et travailleurs passe par des réseaux informels fortement localisés – petites annonces, réseaux personnels (HARRIS, 2001 ; KAWABATA et SHEN, 2007).

En termes de modélisation, la littérature préfère les temps de déplacement des ménages plutôt que la simple distance euclidienne domicile/travail : cela permet de tenir compte des effets de la congestion des réseaux de transport. Ainsi, par exemple, pour GOBILLON *et al.* (2013), les *temps de transport* capturent l'essentiel des facteurs spatiaux qui font de l'accessibilité aux emplois un déterminant du taux de chômage des travailleurs immigrés d'origine africaine en France et des Afro-Américains aux États-Unis.

Idéalement, il faut de plus *i)* éviter de tronquer l'analyse aux *frontières administratives* des zones étudiées et *ii)* tenir compte de l'inégal accès des travailleurs à la *motorisation individuelle*.

BUNEL et TOVAR (2014) ont en effet montré pour l'Île-de-France que tronquer le périmètre géographique de la zone de prospection des travailleurs aux frontières administratives n'était pas neutre sur la mesure empirique de l'accessibilité aux emplois. À ce sujet, HILLAL (2003) évoquait déjà l'importance de la prise en compte des opportunités d'emploi et de la compétition au-delà des frontières des zones administratives où résident les travailleurs. Par ailleurs, PATACCHINI et ZENOU (2005) pour le Royaume-Uni et GAUTIER et ZENOU (2010) pour les États-Unis ont montré que le *spatial mismatch* entre emplois et travailleurs pouvait être amplifié pour les travailleurs défavorisés par le *coût d'accès à la motorisation individuelle*. Sur le contexte français, GASCHET et GAUSSIER (2004) soulignent pour expliquer les taux de chômage locaux à Bordeaux, il fallait tenir compte de la *mobilité contrainte* (accès à une voiture particulière dans les ménages). De même DUGUET, L'HORTY et SARI (2009) montrent que les *taux de motorisation des ménages* et la part des emplois accessibles en 45 minutes en transports publics ou privés ont un effet significativement positif sur le taux de chômage au niveau communal en Île-de-France. KORSU et WENGLANSKI (2010) montrent également que le premier facteur explicatif de la mauvaise accessibilité à l'emploi est *l'absence de voiture individuelle dans le ménage* : toujours en Île-de-France 64% des travailleurs souffrant d'une accessibilité très faible (à 60 minutes) n'ont pas accès à une voiture individuelle ; à l'inverse, disposer d'une voiture dans leur ménage permettrait à 90% d'entre eux de sortir de cette catégorie de ménages à faible accessibilité. MATAS *et al.* (2010) montrent qu'à Madrid et Barcelone la mauvaise accessibilité aux emplois via le *réseau de transports en commun* affecte négativement la probabilité d'emploi des travailleurs. Dans le même ordre d'idées, GRENGS (2010) insiste sur le *rôle clef de l'accès au réseau de transport public* : pour la ville de Détroit, il montre que si les Noirs vivant dans le centre-ville défavorisé disposent apparemment d'une bonne accessibilité aux emplois, c'est uniquement à condition de posséder une voiture.

Dans SIGMAP, nous apprécions la distance aux emplois, de centroïde à centroïde des communes, via les *temps de déplacement en voiture particulière* obtenus grâce au logiciel Chronomap<sup>17</sup>, ce qui permet de compléter les 40,6 millions cellules de la matrice de distance.

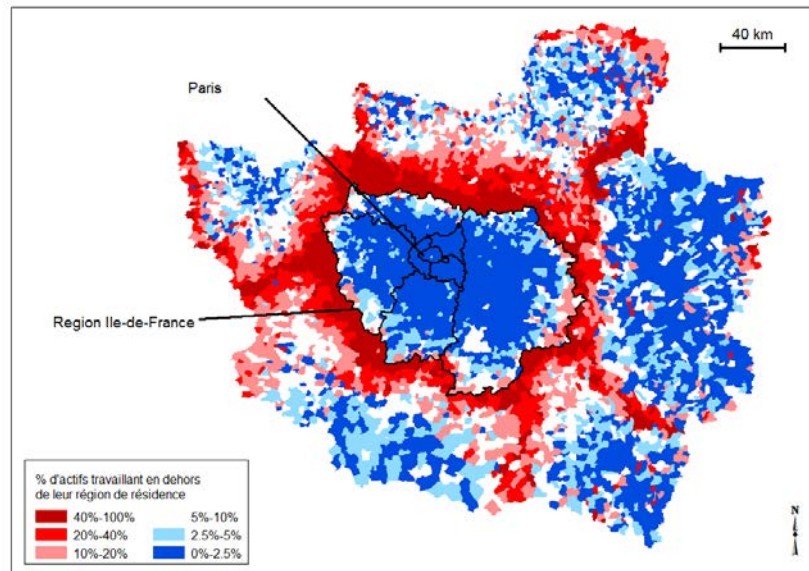
---

<sup>16</sup> Pour une revue de la littérature complète, voir Gobillon *et al.* (2007)

<sup>17</sup> Chronomap(c) est un logiciel commercial qui s'appuie sur les statistiques routières. La DREIF produit des données similaires sur les temps de déplacement en transports en commun ; malheureusement ces données sont limitées au périmètre de compétences de cette institution, la région Île-de-France. Du fait des effets de frontière discutés plus haut, nous préférons nous limiter aux temps de transport en véhicule particulier que nous pouvons calculer sur l'ensemble du territoire national. Une version complète de SIGMAP tiendrait compte des différentiels individuels de choix modaux.

Afin d'éviter les effets de frontière, nous considérons, de plus, les emplois et les concurrents présents en Île-de-France et jusqu'à 50 km des frontières de cette région, soit au total 9 016 communes. La Figure 1 présente la proportion d'actifs occupés travaillant à l'extérieur de leur zone de résidence en 2007 : si la très grande majorité<sup>18</sup> des franciliens réside et travaille en Île-de-France, de très nombreux travailleurs non franciliens occupent des emplois situés à l'intérieur des frontières de l'Île-de-France. La bande supplémentaire de 50 km autour des frontières de la région permet d'éviter de sous-évaluer la compétition rencontrée par les franciliens sur le marché du travail.

**Figure 1. Effets de frontière en Île-de-France**



Sources : Recensement Général de la Population (INSEE, 2006)

Enfin, la forme fonctionnelle retenue pour apprécier la distance aux emplois est une fonction discontinue concentrique (ROGERS, 1997) qui reprend le modèle gravitationnel (HANSEN, 1959) et réplique le mieux les temps de transport effectivement observés en Île-de-France (RAPHAËL, 1998 ; DREIF, 2011)<sup>19</sup> (cf. équation 3 de l'encadré 2 et tableau A1 en annexe).

### 3.2. Modélisation de l'employabilité des travailleurs

Tout emploi situé dans le bassin d'emploi des travailleurs résidant dans la commune  $t$  n'est pas forcément véritablement accessible à n'importe lequel des travailleurs de cette commune ; l'accessibilité de ces emplois dépend aussi de l'employabilité des travailleurs.

Pour apprécier cette employabilité, une première étape consiste à définir la *nature des emplois* pris en compte dans le modèle. IHLANFELDT et SJOQUIST (1998) discutent des différentes possibilités disponibles. L'idéal est de ne considérer que les emplois vacants, mais les données sur cette variable sont relativement rares et difficiles d'accès aussi bien en France que dans l'ensemble des pays industrialisés (FONDEUR et ZANDO, 2009 ; DARES, 2010). C'est pourquoi, pour mesurer les opportunités d'emplois, on utilise souvent le nombre d'emplois occupés à l'instar de nombreux auteurs (voir par exemple JAYET, 2000 ou KORSU et WENGLANSKI, 2010).

<sup>18</sup> Seuls 8% des franciliens, principalement localisée en périphérie, franchissent les frontières de la région pour aller travailler.

<sup>19</sup> Une méta-analyse des différences de modélisation de l'accessibilité locale aux emplois (BUNEL et TOVAR, 2014) a montré que dès lors que l'on raisonnait en temps de transport, les choix de modélisation portés sur la forme de la fonction retenue avaient peu d'effets empiriques sur les niveaux d'accessibilité calculés – du moins pour l'Île-de-France.

La seconde étape consiste à apprécier la *probabilité qu'un travailleur donné puisse effectivement occuper un emploi* présent dans son bassin de prospection.

Dans la littérature la plus récente, la stratégie la plus souvent suivie est celle de la segmentation unidimensionnelle des marchés du travail locaux par niveaux de capital humain – le plus souvent approximés par les niveaux d'éducation ou les catégories socio-professionnelles. Ainsi, par exemple, sur le contexte français, KORSUET et WENGLANSKI (2010) limitent leur analyse aux travailleurs appartenant aux CSP "ouvriers" et "employés" (*blue-collar jobs*) et ne retiennent donc dans le bassin d'emplois accessibles que les emplois occupés par ces catégories socio-professionnelles. DETANG-DESSENDRE et GAIGNE (2009) et L'HORTY et SARI (2011) suivent une stratégie comparable, en distinguant entre ouvriers, employés, professions intermédiaires et cadres (*manual workers, unskilled manual workers, clerks and executives*).

Cependant, cette stratégie pose problème en ce qu'elle suppose qu'un travailleur appartenant à une catégorie ne peut postuler qu'à un emploi correspondant à cette même catégorie, et, réciproquement, qu'un emploi occupé par un travailleur appartenant à une catégorie donnée ne peut être occupé que par un travailleur présentant les mêmes caractéristiques. Dans SIGMAP, nous mettons en œuvre une stratégie multidimensionnelle consistant à estimer la probabilité d'emploi des travailleurs en fonction d'un vecteur de leurs caractéristiques individuelles ; cette stratégie n'a pas, à notre connaissance, été déjà suivie dans la littérature, ce qui s'explique, entre autres, par l'absence d'information sur les probabilités d'accès à l'emploi géo-référencé à un niveau relativement fin (*cf.* Encadré 1).

Pour ce faire, nous mobilisons simultanément l'enquête Emploi (2004-2006), les Déclarations Automatisées de Données Sociales (DADS, 2005) et les données du Recensement Général de la Population (2006). Dans un premier temps, à l'aide de l'enquête Emploi pour la période 2004-2006, on estime la probabilité d'accès à l'emploi des travailleurs hommes actifs selon un vecteur de caractéristiques individuelles et du niveau de capital humain : âge (inférieur à 25 ans, entre 25 et 39 ans, entre 40 et 55 ans), état civil (homme célibataire, homme en couple sans enfants, homme en couple avec au moins un enfant), niveau d'étude (pas de qualification, BEP-CAP, Baccalauréat technique ou professionnel, Baccalauréat général, diplômé du supérieur niveau Licence, diplômé du second cycle du supérieur et plus), statut sur le marché foncier<sup>20</sup> (propriétaire d'une maison, propriétaire d'un appartement, locataire d'un HLM, locataire hors HLM), catégorie socioprofessionnelle (ouvrier, employé, profession intermédiaire, cadre). On ajoute également le taux de chômage de la zone d'emploi de rattachement pour capturer les caractéristiques du lieu de résidence des travailleurs et le statut des travailleurs sur le marché du travail l'année précédente. À partir de l'estimation des coefficients de l'équation d'emploi, on prédit ensuite la probabilité des individus présents dans le Recensement Général de la Population d'obtenir un emploi à l'aide d'un simulateur d'acceptation et de rejet intégrant la partie déterministe et stochastique de l'équation d'emploi.

Par agrégation, on obtient alors une probabilité estimée d'accès à l'emploi géo-localisée au niveau de chaque commune *i*. On calcule l'indicateur d'accès à l'emploi<sup>21</sup> en appliquant la formule (10) (*cf.* Encadré 2 pour le détail de la modélisation utilisée dans SIGMAP) pour l'ensemble des 1 300 communes et arrondissements municipaux d'Île-de-France. Pour plus de clarté, on se concentre par la suite sur les résultats obtenus pour les 473 communes du pôle urbain de Paris<sup>22</sup>.

---

<sup>20</sup>OSWALD (1996) a évoqué l'hypothèse d'une corrélation positive entre le statut de propriétaire et le chômage, via le fait que pour les propriétaires, la mobilité entraîne des coûts de transaction plus élevés que pour les locataires.

<sup>21</sup> Cette dernière étape prend environ 4 heures en utilisant le logiciel SAS et un processeur I5 de 3,4Ghz.

<sup>22</sup> Si les communes franciliennes qui n'appartiennent pas à l'aire urbaine de Paris sont majoritaires (827) elles pèsent très peu en termes d'actifs (10%).

### Encadré 1. Données géolocalisées en France et estimation des probabilités locales d'emploi

En France, l'appareil statistique fournit de plus en plus de données géolocalisées ; malgré cela, les sources disponibles restent limitées, ce qui contraint fortement la qualité de l'estimation des probabilités locales d'emploi.

Le Recensement Généralisé de la Population est une source représentative et quasi-exhaustive de la population. Depuis 2004 le caractère continu de l'interrogation implique que des habitants de communes se trouvant dans une même région peuvent être questionnés à des dates très différentes. Ainsi, depuis l'abandon d'un recensement exhaustif et quinquennal, cette source ne fournit plus une photographie à une date fixe du territoire. Cette caractéristique ne pose pas de problème lorsque l'on traite de données structurelles (caractéristiques de la population ou de l'habitat) en revanche elle l'est davantage pour des données conjoncturelles comme le taux de chômage.

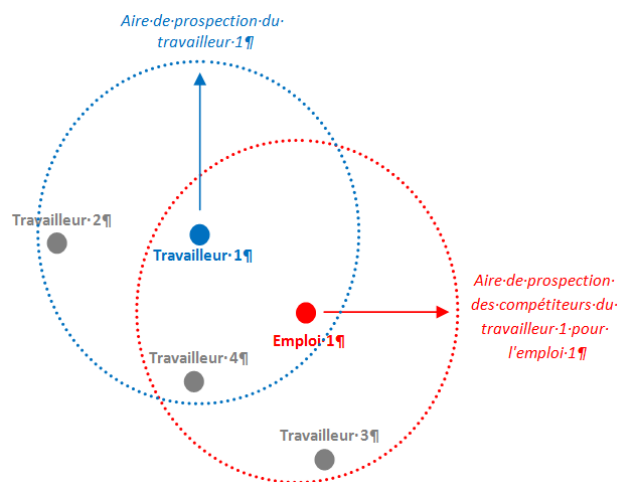
Déclarations annuelles de données sociales (DADS) sont des données administratives exhaustives incluant l'ensemble de la population active du secteur privé, des entreprises publiques et de la fonction publique hospitalière. Elles permettent de connaître à la commune, le nombre d'emplois en équivalent temps plein existant dans différents types d'entreprises (typées par taille, secteur d'activité et qualification). Il est donc possible de comptabiliser les salariés non qualifiés, qualifiés et très qualifiés pour un bassin d'emplois potentiels.

L'Enquête Emploi fournit des informations sur les individus qu'il soit inactifs, actifs occupés ou inoccupés. Étant donnée la taille de l'échantillon de l'enquête Emploi, seules les probabilités d'accès à l'emploi pour les départements voire les zones d'emplois calculées à partir de cette base de données sont robustes. À un niveau plus fin les données de l'enquête Emploi ne peuvent être considérées comme représentatives. Le principal avantage de l'enquête Emploi est de fournir des informations dynamiques quant à la situation professionnelle des actifs.

### 3.3. Modélisation de la compétition sur le marché du travail

Le dernier élément à considérer est celui de la modélisation de la compétition que rencontrent les travailleurs pour les emplois auxquels ils pourraient potentiellement postuler avec succès. Récemment, plusieurs travaux ont intégré cette dimension, comme par exemple BANIA *et al.* (2008) et DUGUET, L'HORTY et SARI ((2009), qui intègrent dans leur appréciation du spatial mismatch les concurrents présents à l'intérieur de la zone de prospection des travailleurs (cercle bleu sur la Figure 2).

Figure 2. Compétition sur le marché du travail



À l'instar de DETANG-DESSANDRE et GAGNE (2009), nous complétons cette approche en tenant compte de l'ensemble des compétiteurs qui peuvent avoir accès aux mêmes emplois que les travailleurs dont nous étudions l'accessibilité : ce faisant, nous tenons compte des compétiteurs situés

hors de la zone de prospection des travailleurs mais qui pourraient postuler aux mêmes emplois qu'eux (par exemple, travailleur 3 pour l'emploi 1).

## Encadré 2. Les différentes étapes de la formalisation du modèle SIGMAP

La modélisation SIGMAP prend en compte simultanément un indicateur de proximité des emplois, la probabilité d'être recruté, l'intensité de la concurrence. Les indicateurs sont enfin lissés. Cet encadré propose une présentation formelle de cette modélisation.

### Étape 1. Formalisation de la distance aux emplois

$$\begin{aligned}
 Pool_t = & \sum_{t'} I(Temps_{tt'} \leq 5') Job_{t'} + \gamma_1 \sum_{t'} I(5' < Temps_{tt'} \leq 15') Job_{t'} + \\
 & \gamma_2 \sum_{t'} I(15' < Temps_{tt'} \leq 20') Job_{t'} + \gamma_3 \sum_{t'} I(20' < Temps_{tt'} \leq 30') Job_{t'} + \\
 & \gamma_4 \sum_{t'} I(30' < Temps_{tt'} \leq 40') Job_{t'} + \gamma_5 \sum_{t'} I(40' < Temps_{tt'} \leq 50') Job_{t'} + \\
 & \gamma_6 \sum_{t'} I(50' < Temps_{tt'} \leq 60') Job_{t'} + \gamma_7 \sum_{t'} I(60' < Temps_{tt'} \leq 80') Job_{t'} + \\
 & \gamma_8 \sum_{t'} I(80' < Temps_{tt'} \leq 90') Job_{t'}
 \end{aligned} \tag{2}$$

avec :

$Pool_t$  le bassin d'emplois inclus dans la zone de prospection des travailleurs de la commune  $t$ .

$Temps_{tt'}$  le temps de déplacement en voiture particulière entre les communes  $t$  et  $t'$ .

$Job_{t'}$  le nombre d'emplois dans la commune  $t'$

$I(Temps_{tt'} \leq \tau)$  une fonction indicatrice égale à 1 si le temps de transport entre les communes  $t$  et  $t'$  est inférieur au temps de transport  $\tau$  et égale à zéro sinon.

$\gamma_k$  des paramètres décroissants avec la distance.

Ces paramètres (cf. Tableau A1 en annexe) sont obtenus à l'aide de l'équation gravitationnelle (HANSEN, 1959) estimée comme dans RAPHAEL (1998) à l'aide d'un modèle de comptage binomial :

$$T_{tt'} = a W_t^{\alpha_1} Job_{t'}^{\alpha_2} f_{tt'} \tag{3}$$

avec

$T_{tt'}$  le nombre de navetteurs entre la commune  $t$  dont la population active comprend  $W_t$  actifs et la commune  $t'$  comportant  $Job_{t'}$  emplois

Et  $f_{tt'} = \gamma_1 I(5' < temps \leq 15') + \gamma_2 I(15' < temps \leq 20') + \gamma_3 I(20' < temps \leq 30') + \gamma_4 I(30' < temps \leq 40') + \gamma_5 I(40' < temps \leq 50') + \gamma_6 I(50' < temps \leq 60') + \gamma_7 I(60' < temps \leq 80') + \gamma_8 I(80' < temps < 90')$

### Étape 2 : Estimation de la probabilité d'accès à l'emploi

Les probabilités d'accéder aux emplois non qualifiés et aux emplois plus qualifiés sont estimées à l'aide d'un modèle Logit portant sur l'Île-de-France en mobilisant les données de l'enquête Emploi et des données du recensement.

Soit  $E_i^*$  une variable latente associée à la situation professionnelle de l'individu  $i$  :

$$E_i^* = X_i\beta + \eta_i \quad (4)$$

On observe  $E_i = 1, 2$  et  $3$  si l'individu  $i$  est employé sur un emploi très qualifié, qualifié ou non qualifié et  $E_i = 0$  sinon.  $X$  est un vecteur de variables explicatives et  $\beta$  les coefficients associés estimés par le modèle.

En supposant que les  $\eta_i$  sont i.i.d. à partir d'une distribution de type-I, on obtient le modèle Logit multinomial suivant :

$$P(E = j|X) = \frac{\exp(\beta_j X)}{1 + \sum_{k=1}^3 \exp(\beta_k X)} \text{ avec } j = 1, 2, 3 \quad (5)$$

et

$$P(E = 0|X) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^3 \exp(\beta_k X)} \quad (6)$$

L'effet marginal s'écrit à partir de l'équation (6) :

$$\frac{\partial P(E=j|X)}{\partial X} = \frac{\exp(\beta_j X)}{[1 + \sum_{k=1}^3 \exp(\beta_k X)]^2} \beta \quad (7)$$

À partir des coefficients estimés  $\hat{\beta}$ , il est possible d'obtenir une probabilité estimée d'être en emploi de type  $k$  notée  $\hat{P}_{ikt}$  pour l'ensemble des hommes actifs  $i$  résidant dans la commune  $t$  issus du recensement.

Pour calculer cette probabilité, on utilise un simulateur d'acceptation-rejet. Les estimations  $\hat{\beta}$  et les informations sur les  $X_i$  permettent de calculer la partie déterministe de  $\hat{P}_{ikt}$ . Pour déterminer la partie stochastique, on tire des pseudo-résidus d'une distribution de valeur extrême de type I (WEIBULL)  $\hat{\eta}_{it}$  pour  $i = 1, \dots, N$  et  $t = 1, \dots, T$ .

La fonction de densité cumulée (c.d.f) d'une distribution WEIBULLS'écrit  $F(\eta) = \exp(-\exp(-\eta))$ . Ainsi, un tirage de  $x$  dans une distribution aléatoire issue d'une série de Halton permet d'obtenir les pseudo-résidus suivant  $\hat{\eta}_{it} = -\ln(-\ln(x))$ . La probabilité estimée correspond à la proportion de tirages qui sont acceptés. On pose :

$$U_{ikt}^r = \hat{\beta}_k X_i + \hat{\eta}_{it} \quad (8)$$

puis on définit une variable indicatrice  $I_{ikt}^r$  tel que :

$$\begin{cases} I_{ikt}^r = 1 \text{ si } \hat{U}_{ikt}^r > \hat{U}_{ilt}^r \forall l = 1, 2, 3 \\ I_{ikt}^r = 0 \text{ sinon} \end{cases}$$

La probabilité estimée est calculée de la manière suivante :  $\hat{P}_{ikt} = \frac{1}{R} \sum_{r=1}^R I_{ikt}^r$

Avec  $R$  le nombre de tirages fixé ici à 300.

Les statistiques descriptives et les résultats du modèle Logit multinomial, sont fournis en annexe (cf. tableaux A2 et A3).

### Étape 3. Prise en compte de l'intensité de la concurrence

Lorsque l'on détermine un indicateur d'accès à l'emploi, il est nécessaire de considérer deux référents l'un pour déterminer les emplois accessibles et l'autre pour identifier les concurrents potentiels (voir

graphique A5). Le premier référent des emplois disponibles correspond à l'ensemble des emplois situés dans les communes  $j$  relativement proche en temps de la commune  $i$ . Le second correspond à l'ensemble des travailleurs issus des communes  $k$  relativement proches en temps des emplois se trouvant dans la commune  $j$ . Ainsi, notre indicateur local d'accès à l'emploi s'écrit de la façon suivante :

$$I_i = \sum_{j=1}^N \frac{Job_j D_{ij} \hat{P}_i}{\sum_{k=1}^K Actif_k D_{kj} \hat{P}_k} \quad (9)$$

#### Étape 4. Lissage des résultats

Finalement, l'analyse directe de ces indicateurs locaux reposant sur un découpage administratif prédéfini incluant des zones d'importance relativement hétérogènes peut poser plusieurs problèmes : l'existence d'épiphénomène, d'erreur de mesure ou encore la présence d'îlots isolés de faible densité. Pour pallier à ces inconvénients, on effectue un lissage des données. On utilise la méthode du noyau suivante :

$$\hat{I}_i = \frac{\sum_{k=1}^K I_i w_{ij}}{\sum_{k=1}^K w_{ij}} \quad (10)$$

avec  $w_{ij} = \frac{\exp(-(d_{ij}/\lambda))}{\lambda N \sqrt{2\pi}}$  et  $\lambda$  correspond à la fenêtre de lissage, on retient de manière standard la fenêtre proposée par SILVERMAN tenant compte de la distance de toutes les communes les unes par rapport aux autres (SILVERMAN, 1986).

On a :

$$\lambda = 1,06 * \min(\sigma_D, IQ_D/1,34) * N^{-1/5}$$

avec  $D$  la distance entre chaque commune,  $IQ_D$  l'écart interquartile de ces distances,  $\sigma_D$  son écart type et  $N$  le nombre de communes.

#### Étape 5. Calcul de l'auto-corrélation spatiale

L'auto-corrélation spatiale entre ces indices peut-être calculée en mobilisant de manière classique l'indice de MORAN :

$$INDM = \frac{N \sum_i \sum_j w_{ij} (I_i - \bar{I})(I_j - \bar{I})}{S_0 \sum_j (I_i - \bar{I})^2} \quad (11)$$

avec  $w_{ij}$  la matrice de poids entre les communes  $i$  et  $j$ ,  $N$  le nombre de communes considérées et

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$$

## **4. Quelles politiques locales pour améliorer l'accessibilité à l'emploi dans le pôle urbain de Paris ?**

Dans cette section, nous présentons tout d'abord le tableau de l'accessibilité à l'emploi selon les qualifications pour la région Île-de-France, en mettant l'accent sur l'apport du modèle de micro-simulation SIGMAP par opposition aux outils, plus simples, le plus souvent utilisés pour apprécier la tension sur les marchés locaux du travail. Dans un second temps, nous étudions les effets comparés de différentes politiques publiques locales de l'emploi sur l'accessibilité des emplois.



#### 4.1. Emplois qualifiés et non qualifiés : une distribution spatiale de l'accessibilité contrastée

Avant de présenter les disparités spatiales d'accessibilité selon les qualifications, on peut tout d'abord comparer le tableau de l'accessibilité à l'emploi fourni par SIGMAP et à celui que l'on obtiendrait à l'aide d'un indicateur « naïf » de l'accessibilité à l'emploi comme, par exemple, le ratio entre le nombre d'emplois et le nombre d'actifs par commune. Alors que cet indicateur est souvent utilisé dans les analyses spatiales disponibles<sup>23</sup>, il n'incorpore aucun des éléments pris en compte par SIGMAP et fonctionne comme si les marchés communaux de l'emploi étaient étanches et indépendants les uns des autres.

Le Tableau 1 présente, pour les emplois qualifiés et non qualifiés, les taux d'accessibilité moyens des communes du pôle urbain de Paris selon que l'on utilise l'indicateur naïf ou l'indicateur fourni par SIGMAP. Dans les deux cas, il apparaît nettement que le marché du travail des non qualifiés est beaucoup plus tendu que celui des qualifiés : alors que l'indicateur d'accessibilité moyenne aux emplois qualifiés est de 1,608 (2,953 pour l'indicateur naïf), il est près de quatre fois moins élevé pour les emplois non qualifiés (0,477 pour SIGMAP et 0,571 pour l'indicateur naïf). Lors de l'évaluation des différentes politiques publiques locales de l'emploi simulées grâce à SIGMAP, un point intéressant à étudier sera leurs effets contrastés sur la réduction de cette différence.

**Tableau 1. Valeur moyenne et indice de MORAN des taux d'accessibilité des communes de l'aire urbaine de Paris**

	Emplois non qualifiés	Emplois qualifiés et très qualifiés
<b>Indicateur naïf</b>		
Taux moyen	0,571	2,953
I de MORAN		
5 plus proches voisins	0,689**	0,238**
Voisins dans les 5 km	0,410**	0,195
Voisins dans les 10 km	0,106	0,036
<b>Indicateur SIGMAP</b>		
Taux moyen	0,477	1,608
I de MORAN		
5 plus proches voisins	0,937**	0,966**
Voisins dans les 5 km	0,865**	0,908**
Voisins dans les 10 km	0,698**	0,742**

\*\* significatif au seuil de 5%

Note : en moyenne les communes disposent de 16 voisins à 5 km et de 57 voisins à 10 km

Source des données : Recensement Général de la Population 2006, Enquête Emploi 2006, DADS, 2006, Chronomap ©.

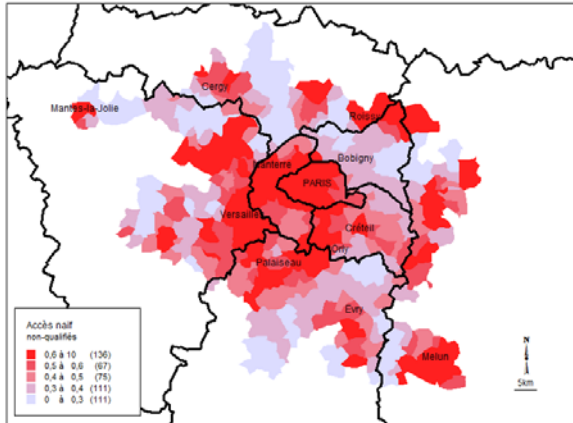
Pour apprécier les disparités spatiales de l'accessibilité aux emplois, on peut s'intéresser à leur autocorrélation spatiale : l'indice de MORAN (cf. étape 5 de l'encadré 2 et Tableau 1) permet de savoir si des communes possédant des taux d'accessibilité proche ont tendance ou non à être géographiquement proches les unes des autres ; la représentation cartographique (cf. Figure 3) permet de localiser les zones où les taux d'accessibilité à l'emploi sont homogènes.

<sup>23</sup> Par exemple : [www.sig.ville.gouv.fr](http://www.sig.ville.gouv.fr).

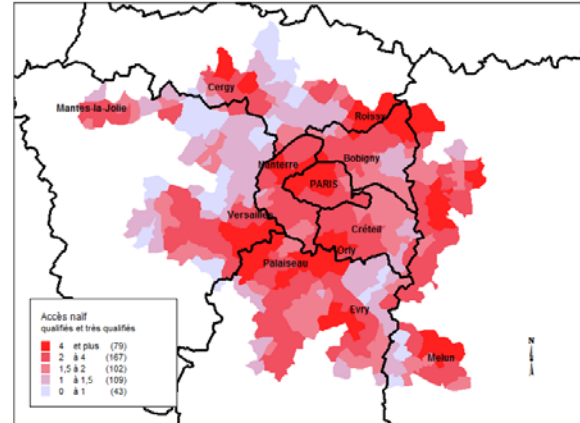
**Figure 3. Accessibilité à l'emploi des communes du pôle urbain de Paris (2006)**

**Indicateur naïf**

**(a) non qualifiés**

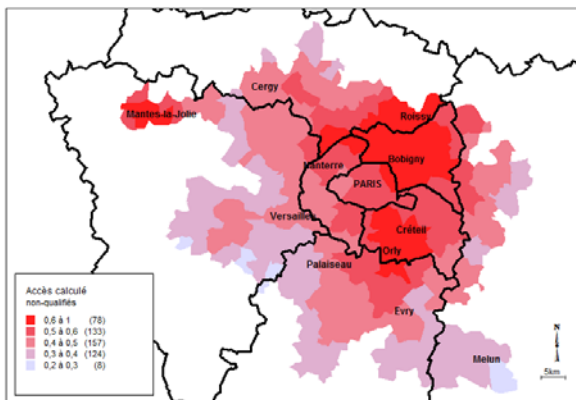


**(b) qualifiés**

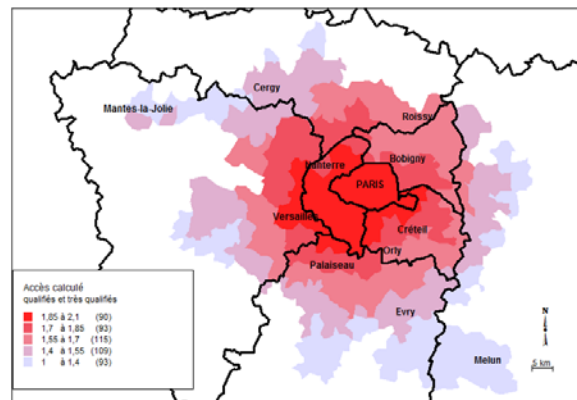


**SIGMAP**

**(c) non qualifiés**



**(d) qualifiés**



Source des données : Recensement Général de la Population 2006, Enquête Emploi 2006, DADS, 2006, Chronomap©.

Du point de vue de l'indicateur naïf, l'autocorrélation spatiale de l'accessibilité aux emplois est faible et ce, quel que soit le niveau de qualification. Cela signifie que les communes ayant une accessibilité à l'emploi élevée (resp. faible) n'ont pas statistiquement tendance à être localisées près de communes ayant également une accessibilité à l'emploi élevée (resp. faible). Ce résultat est illustré par l'aspect « mité » des cartes(a) et (b) de la Figure 3.

En revanche, lorsque l'on utilise SIGMAP (qui tient pleinement compte des effets de frontière, d'employabilité, de la concurrence entre communes et des temps de déplacement) pour calculer les taux d'accessibilité à l'emploi, observe une auto-corrélation spatiale des niveaux d'emplois positive, élevée et significative même lorsque l'on élargit la zone de référence à 10 km : l'indice de MORAN passe ainsi de 0,11 à 0,70 pour les emplois non qualifiés et atteint un niveau très similaire (0,74 contre 0,04) pour les emplois qualifiés. Cela met en évidence la forte polarisation du territoire du pôle urbain de Paris en matière d'accessibilité à l'emploi ce, quel que soit leur niveau de qualification. Au-delà de ces résultats qui donnent la tendance globale à l'échelle du pôle urbain, la représentation cartographique des taux d'accessibilité révèle la disjonction spatiale des zones où l'accessibilité des emplois qualifiés et non qualifiés est bonne(cf. Figure 3c et d). Ainsi, alors que le nord du département

des Hauts-de-Seine (92), une très large part du département de Seine-Saint-Denis (93) et les zones de Créteil-Orly (94) et de Mantes-la-Jolie (78) se caractérisent par une bonne accessibilité aux emplois nonqualifiés, c'est pour Paris (75) et une large part du sud du département des Hauts-de-Seine (92) que l'accessibilité aux emplois qualifiés et très qualifiés est la meilleure.

Il est intéressant de remarquer que la problématique des zones socio-économiquement les plus défavorisées<sup>24</sup> n'est pas tant leur mauvaise accessibilité à l'emploi en général que leur éloignement des emplois les plus qualifiés. À l'inverse, on peut noter que les zones les plus favorisées disposent d'une bonne accessibilité aux emplois qualifiés et très qualifiés mais d'une bien moins bonne accessibilité aux emplois les moins qualifiés. Ces résultats font écho aux travaux sur la ségrégation résidentielle des ménages, où ce qui caractérise les quartiers les plus ségrégués n'est pas tant la concentration des pauvres (ou des ouvriers et employés) que le déficit de riches ou de catégories supérieures ; symétriquement, ce qui caractérise les quartiers aisés de la "ségrégation de l'entre-soi", ce n'est pas tant la présence de riches ou de cadres que l'absence d'ouvriers, d'employés et de pauvres ainsi que la relégation progressive des classes intermédiaires (PRETECEILLE, 2006 ; DOS SANTOS *et al.*, 2010).

En termes d'action publique, la distribution spatiale contrastée de l'accessibilité par niveau d'emploi implique d'utiliser un outil capable (comme SIGMAP par exemple) d'apprécier les effets spatialement différenciés des mesures envisagées sur l'accessibilité des emplois qualifiés et non qualifiés. Du fait de l'implantation hétérogène des emplois non qualifiés et plus qualifiés, de leur accessibilité et des différences d'employabilité pour ces emplois pour les actifs des communes du pôle urbain, ces niveaux d'accès varient en effet de manière non linéaire et globalement indépendante pour un territoire donné. Dans cette optique, un élément clef permettant de comparer les politiques locales de l'emploi sera l'amélioration de l'accessibilité à l'emploi qualifié pour les zones défavorisées.

#### 4.3. Simulation de politiques publiques d'amélioration de l'accessibilité locale aux emplois

Le modèle SIGMAP propose un cadre simple permettant de simuler les différents types de politiques publiques locales pour l'emploi recensées dans la littérature. Les choix de modélisation retenus cet article ont un rôle illustratif et peuvent bien sûr être discutés et amendés. Notre objectif est d'étudier les effets de ces politiques sur l'accessibilité en tenant compte de tous ses déterminants : proximité géographique, employabilité, compétition... Dans tous les cas, les hypothèses de modélisation se veulent "conservatrices", au sens où, quelle que soit la politique envisagée, on raisonne à volume d'emploi global constant et à employabilité constante. Par ailleurs, afin de pouvoir comparer ces politiques, nous avons défini une enveloppe budgétaire de même ordre de grandeur (hors politique de type "Grand Paris") : nous supposons qu'un même montant de dépenses publiques pourrait être alloué alternativement à chacun de ces programmes et nous utilisons les coefficients d'impact sur l'emploi fournis par les derniers travaux d'évaluation de ces politiques publiques.

(a) *Politique de mobilité (« Grand Paris »)*. La première politique publique modélisée consiste à faciliter les déplacements des travailleurs des zones défavorisées. En Île-de-France, la mise en place de nouvelles infrastructures de transport prévues dans le cadre du "Grand Paris Express" participe de cette logique de limitation des effets de congestion et de soutien de la mobilité des travailleurs. Un effort particulier a été prévu pour le désenclavement des zones très défavorisées du nord de la Seine-Saint-Denis (*cf.* Figure 4e pour le tracé de ces nouvelles lignes). L'objectif de ces nouvelles lignes est de réduire les temps de transports des actifs localisés à proximité du tracé prévu (BEAUCIRE et DREVELLE, 2013 ; L'HORTY et SARI, 2013).

Concrètement, pour simuler les effets d'une telle politique dans SIGMAP, nous supposons que le temps de transport est réduit de 10% pour tous les trajets entre une commune située à moins de 5 km du tracé des nouvelles lignes de et toute autre commune localisée à plus de 5 km de la première et à moins de 5 km du tracé<sup>25</sup>. Cette modification de la matrice des temps de déplacement conduit à une

---

<sup>24</sup> En termes du taux de chômage ou du revenu médian par habitant (*cf.* Figure A1 en Annexe)

<sup>25</sup> Faute de données précises sur le sujet, les paramètres retenus sont nécessairement quelque peu arbitraires. En toute rigueur, il serait

modification simultanée du numérateur et du dénominateur de l'équation (9). Notons que cette simulation ne tient pas compte des effets indirects de l'introduction de ces nouvelles lignes conduisant à une augmentation de la densité urbaine susceptible d'avoir un effet positif sur la productivité et sur l'emploi.

(b) *Politique de développement de l'emploi local (« ZFU »)*. Au lieu de soutenir la mobilité des travailleurs localisés dans des zones défavorisées, on peut préférer soutenir l'emploi local dans ces zones, via, par exemple, la poursuite et le renforcement des exonérations de cotisations sociales accordées aux employeurs localisés dans l'une des 113 Zones Franches Urbaines du pôle urbain de Paris<sup>26</sup>.

Concrètement, pour simuler les effets d'une telle politique, on suppose que 100 000 nouveaux emplois sont "créés" dans les ZUS<sup>27</sup>. En termes de coût, d'après DELMAS (2013) et HAGNERE et LEGENDRE (2012) les exonérations actuelles représentaient en 2011 un coût de 325 millions d'euros et concernaient environ 43 000 personnes, soit un coût d'environ 7500 euros par salarié exonéré. Ainsi, le coût associé aux 100 000 nouveaux "emplois ZUS" simulés est d'environ 750 millions d'euros par an, avec une augmentation de plus de 35% (P1) de l'emploi dans ces zones. Cependant, comme souligné dans la revue de la littérature, la politique des zones franches est généralement peu créatrice d'emplois nouveaux du fait d'importants effets de réallocation des emplois sur le territoire (RATHELOT *et al.*, 2008 ; MAYER *et al.*, 2012). Il faut donc supposer dans notre simulation que 100 000 emplois ont été perdus dans les autres communes de l'Île-de-France, ce qui entraîne une diminution de l'emploi de l'ordre de 5% dans ces communes (P2)<sup>28</sup>. Simuler les effets de cette politique revient simplement à modifier le numérateur de l'équation (10) en augmentant le nombre d'emplois pour certaines communes et en le réduisant pour d'autres.

(c) *Politique des emplois francs (« Emplois Francs »)*. Le principe de cette troisième politique est d'octroyer une réduction des cotisations sociales pour les entreprises embauchant des travailleurs issus des zones urbaines sensibles (ZUS). Pour simuler cette politique, on retient une hypothèse de coût similaire à celle retenue concernant la politique précédente, soit la création de 100 000 emplois pour un coût d'environ 750 millions d'euros en supposant un dispositif similaire d'exonérations de cotisations sociales. La particularité de ce dispositif est que les emplois "créés" sortent du processus concurrentiel global. Seuls les actifs issus des zones urbaines sensibles peuvent prétendre à ces emplois. En revanche, leur localisation géographique est libre. On suppose qu'ils se répartissent de manière homogène sur le territoire selon une clef de répartition tributaire de la répartition actuelle des emplois. Cette politique est supposée ne pas être créatrice nette d'emplois, de sorte qu'elle induit un déversement des emplois non-aidés vers les emplois aidés.

Comme il y a moins d'emplois disponibles, seul le numérateur de l'équation (10) est modifié pour les communes ne disposant pas de ZUS. En revanche, pour les communes où sont présentes des ZUS, on utilise une somme pondérée d'un niveau d'accès global à l'emploi et d'un niveau d'accès à l'emploi pour les seuls emplois francs. Pour le premier apparaît au dénominateur l'ensemble des actifs des communes étudiées alors que, pour le second, seuls les actifs issus des ZUS sont comptabilisés. Dans ces simulations, on suppose que la probabilité d'obtenir un emploi franc est identique à la probabilité d'obtenir un emploi classique (cette hypothèse restrictive pourrait être relâchée).

---

nécessaire de calculer pour l'ensemble de l'aire urbaine les gains en temps de tous les déplacements mobilisant uniquement ou pour partie les nouvelles lignes prévues, ce qui dépasse très largement le cadre de cet article.

<sup>26</sup> Cf. 1 à Figure 4 pour la localisation de ces zones.

<sup>27</sup> Notons que les ZUS sont définies non pas à la commune mais à un niveau plus fin du quartier (ou l'IRIS d'un point de vue administratif). Ainsi, pour les communes où sont présentes des ZUS une clef de répartition est utilisée tenant compte du poids de la population présente dans la ZUS par rapport à la population totale de la commune.

<sup>28</sup> Il est tout à fait envisageable de moduler cette hypothèse en supposant que cette politique est créatrice nette d'emplois ou encore que certaines zones supportent davantage les pertes d'emplois. Dans ce cas, les pourcentages retenus P1 et P2 doivent être modifiés.

(d) *Politique de relocalisation des actifs* (« *Relocalisation* »). La dernière politique publique locale de l'emploi simulée dans le cadre de SIGMAP consiste à relocaliser les actifs issus de zones défavorisées, à l'instar de l'expérience américaine "*Moving to Opportunity*". On suppose que l'on accorde des bons à la location et une aide à l'installation aux actifs issus des zones ZUS. D'après les sites de location d'appartements, l'écart de prix au mètre carré est d'environ 15 euros<sup>29</sup> entre les zones défavorisées et les zones plus favorisées. Pour un appartement de 75 m<sup>2</sup>, cela implique un différentiel de 13 500 € par an, auxquels il faut ajouter une aide au déménagement de 1 500 euros. Pour un budget identique à celui des politiques publiques de type ZFU et Emploi francs, c'est-à-dire fixé à 750 millions d'euros, 50 000 personnes pourraient bénéficier d'une telle relocalisation. Concrètement, simuler cette politique publique dans SIGMAP conduit à modifier le dénominateur de l'équation (10). On suppose que 50 000 actifs issus des ZUS quittent leur lieu de résidence actuel pour emménager à Paris et dans les Hauts-de-Seine dans des communes n'ayant pas de ZUS<sup>30</sup>.

#### 4.4. Résultats

On constate tout d'abord les effets plutôt défavorables des politiques de mobilité (qu'il s'agisse de la mobilité pendulaire de type "Grand Paris" ou de la mobilité résidentielle de relocalisation des actifs) : si elles n'ont pas d'effet notable pour l'accès aux emplois qualifiés ou très qualifiés, elles s'avèrent très défavorables pour les travailleurs peu qualifiés, avec une réduction globale de 30,9% de l'accessibilité aux emplois pour la politique de type "Grand Paris" et de 12,7% pour la politique de relocalisation résidentielle (cf. Tableau 4) – soulignons quand même que l'amélioration de la mobilité des travailleurs engendre bien d'autres effets positifs, ne serait-ce que l'augmentation du bien-être des travailleurs grâce à la désaturation des transports en commun. Plus généralement, SIGMAP ne modélise pas les externalités associées à ces déplacements d'actifs ou d'emplois qui pourraient avoir des effets indirects sur l'évolution de l'emploi.

**Tableau 4. Valeur moyenne de l'accès à l'emploi et indice de MORAN**

	Emplois non qualifiés (1)	Emplois qualifiés et très qualifiés (2)	Ratio (2)/(1)
<b>Accès local à l'emploi</b>			
Référence	0,477 (0,012)	1,608 (0,044)	3,37
Grand Paris	0,330 (0,006)	1,605 (0,046)	4,87
ZFU	0,477 (0,012)	1,608 (0,043)	3,37
Emplois francs	0,289(0,007)	1,526 (0,135)	5,27
Relocalisation des actifs	0,416 (0,010)	1,604 (0,043)	3,85
<b>Indice de Moran</b>			
Référence	0,698**	0,742**	
Grand Paris	0,697**	0,744**	
ZFU	0,698**	0,742**	
Emplois francs	0,656**	0,564**	
Relocalisation des actifs	0,702**	0,741**	

Source des données : Recensement général de la population 2006, Enquête Emploi 2006, DADS, 2006, Chronomap ©.

<sup>29</sup> Cet ordre de grandeur est issu du site [www.lacoteimmo.com](http://www.lacoteimmo.com).

<sup>30</sup> Bien sûr, le réalisme de cette simulation est discutable car elle ne tient pas compte de la disponibilité des logements sur le territoire et sur le devenir des logements devenus vacants ; l'objectif n'est ici que de préciser les effets d'une telle expérimentation en termes d'accès à l'emploi.

**Tableau 5. Valeur moyenne du taux d'accessibilité (SIGMAP, emplois non qualifiés)**

Territoire	% des actifs du pôle urbain	Réf.	Grand Paris	ZUS	Emplois francs	Relocalisation
<b>Communes favorisées</b>						
10% les plus riches en 2010	5,5%	0,382	0,263 (-31,2%)	0,382 (0,0%)	0,228 (-40,3%)	0,332 (-13,2%)
10% des taux chômage les plus faibles en 2009	1,4%	0,362	0,250 (-31,0%)	0,362 (0,0%)	0,214 (-41,0%)	0,315 (-13,1%)
10% dont le revenu a le plus augmenté entre 2006 et 2010	16,5%	0,476	0,329 (-30,9%)	0,475 (-0,05%)	0,281 (-40,9%)	0,415 (-12,8%)
Absence de ZUS	53,5%	0,449	0,311 (%)	0,449 (0,0%)	0,268 (%)	0,392 (%)
<b>Communes défavorisées</b>						
10% les plus pauvres en 2010	18,8%	0,640	0,443 (-30,7%)	0,640 (0,0%)	0,410 (-35,9%)	0,560 (-12,4%)
10% des taux de chômage les plus élevés en 2009	19,2%	0,654	0,455 (-30,5%)	0,655 (0,04%)	0,410 (-37,3%)	0,573 (-12,4%)
10% dont le revenu a le moins augmenté entre 2006 et 2010	6,9%	0,512	0,356 (-30,5%)	0,512 (0,0%)	0,320 (-37,6%)	0,448 (-12,5%)
Présence d'une ZUS	46,5%	0,575	0,398 (-30,9%)	0,575 (0,0%)	0,365 (-36,5%)	0,503 (-12,6%)
<b>Départements</b>						
Paris (75)	21,2%	0,545	0,374 (-31,3%)	0,544 (-0,07%)	0,333 (-38,9%)	0,476 (-12,6%)
Seine-et-Marne (77)	5,8%	0,400	0,277 (-30,7%)	0,400 (0,0%)	0,247 (-38,2%)	0,352 (-12,1%)
Yvelines (78)	11,5%	0,411	0,287 (-30,2%)	0,410 (-0,05%)	0,218 (-47,0%)	0,356 (-13,4%)
Essonne (91)	10,0%	0,428	0,294 (-31,3%)	0,428 (0,0%)	0,276 (-35,5%)	0,372 (-13,1%)
Hauts-de-Seine (92)	15,2%	0,517	0,356 (-31,1%)	0,516 (-0,1%)	0,318 (-38,5%)	0,450 (-12,9%)
Seine-Saint-Denis (93)	14,7%	0,660	0,458 (-30,6%)	0,661 (0,04%)	0,419 (-36,6%)	0,580 (-12,2%)
Val-de-Marne (94)	12,2%	0,577	0,398 (-31,2%)	0,577 (0,0%)	0,364 (-36,9%)	0,505 (-12,5%)
Val-d'Oise (95)	9,4%	0,502	0,346 (-31,1%)	0,502 (0,0%)	0,300 (-40,1%)	0,440 (-12,4%)
<b>Communes d'accueil de la politique de relocalisation</b>						
Hauts-de-Seine (92)	9,1%	0,506	0,348 (-31,2%)	0,505 (-0,2%)	0,310 (-38,7%)	0,440 (-13,0%)
Paris (75)	15,4%	0,540	0,371 (-31,3%)	0,539 (-0,2%)	0,331 (-38,7%)	0,471 (-12,8%)
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>0,477</b>	<b>0,330</b> (-30,9%)	<b>0,477</b> (0,0%)	<b>0,289</b> (-39,3%)	<b>0,416</b> (-12,7%)

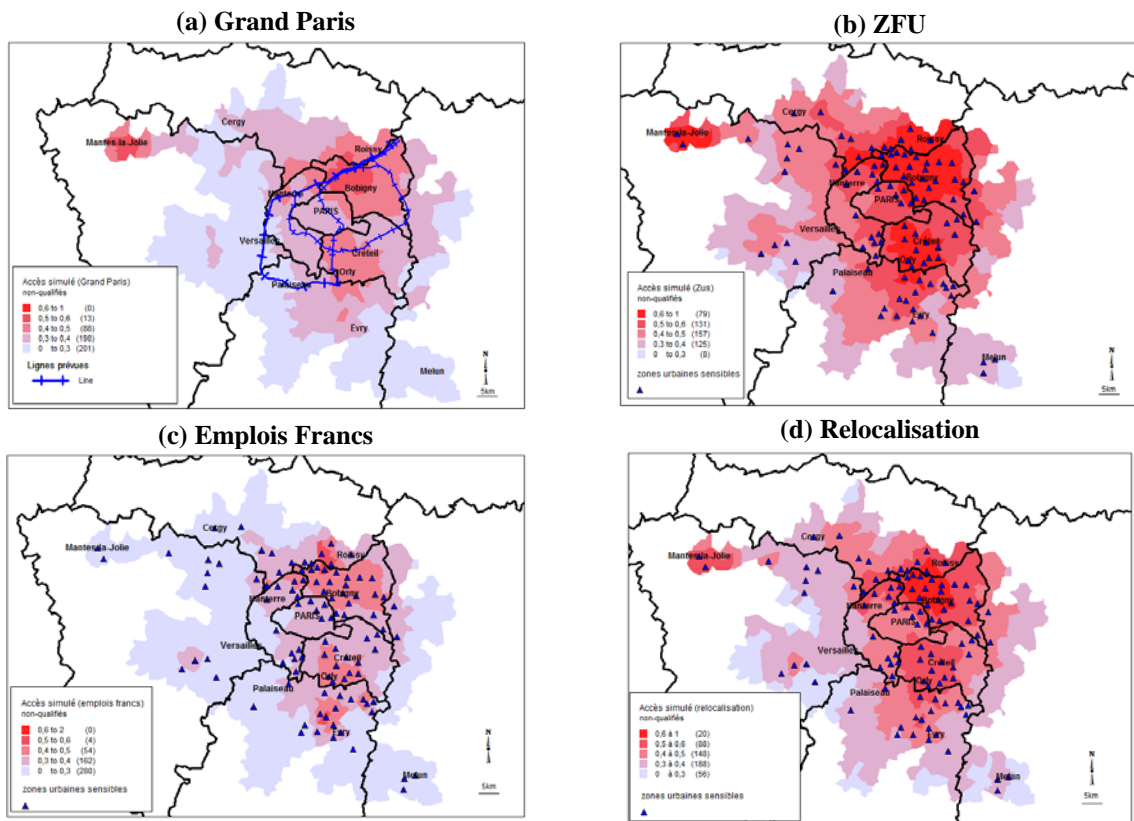
Source des données : Recensement général de la population 2006 et 2010, Enquête Emploi 2006, DADS, 2006, Chronomap©

**Tableau 6. Valeur moyenne du taux d'accessibilité (SIGMAP, emplois qualifiés)**

Territoire	% des actifs du pôle urbain	Réf.	Grand Paris	ZUS	Emplois francs	Relocalisation
<b>Communes favorisées</b>						
10% les plus riches en 2010	5,5%	1,741	1,742 (0,1%)	1,740 (-0,03%)	1,540 (-11,5%)	1,736 (-0,3%)
10% des taux chômage les plus faibles en 2009	1,4%	1,485	1,480 (-0,3%)	1,485 (0,0%)	1,249 (-15,9%)	1,482 (-0,2%)
10% dont le revenu a le plus augmenté entre 2006 et 2010	16,5%	1,670	1,667 (-0,2%)	1,670 (0,0%)	1,536 (-8,0%)	1,665 (-0,3%)
Absence de ZUS	53,5%	1,593	1,589	1,594	1,428	1,590
<b>Communes défavorisées</b>						
10% les plus pauvres en 2010	18,8%	1,634	1,636 (0,1%)	1,635 (0,06%)	1,939 (18,6%)	1,630 (-0,2%)
10% des taux de chômage les plus élevés en 2009	19,2%	1,657	1,660 (0,2%)	1,658 (-0,01%)	1,911 (15,3%)	1,653 (-0,2%)
10% dont le revenu a le moins augmenté entre 2006 et 2010	6,9%	1,547	1,545 (-0,1%)	1,547 (0,0%)	1,598 (3,3%)	1,543 (-0,2%)
Présence d'une ZUS	46,5%	1,660	1,659 (-0,1%)	1,661 (0,04%)	1,873 (12,8%)	1,656 (-0,3%)
<b>Départements</b>						
Paris (75)	21,2%	1,974	1,972 (-0,1%)	1,974 (0,0%)	1,842 (-6,7%)	1,968 (-0,3%)
Seine-et-Marne (77)	5,8%	1,403	1,395 (-0,6%)	1,403 (0%)	1,218 (-13,2%)	1,401 (-0,1%)
Yvelines (78)	11,5%	1,562	1,557 (-0,3%)	1,562 (0,0%)	1,350 (-13,6%)	1,558 (-0,3%)
Essonne (91)	10,0%	1,501	1,496 (-0,3%)	1,501 (0,0%)	1,480 (-1,4%)	1,497 (-0,2%)
Hauts-de-Seine (92)	15,2%	1,922	1,928 (0,3%)	1,921 (-0,06%)	1,869 (-2,8%)	1,916 (-0,3%)
Seine-Saint-Denis (93)	14,7%	1,701	1,710 (0,5%)	1,702 (0,05%)	1,865 (9,7%)	1,697 (-0,3%)
Val-de-Marne (94)	12,2%	1,772	1,771 (-0,1%)	1,772 (0,0%)	1,794 (1,2%)	1,768 (-0,3%)
Val-d'Oise (95)	9,4%	1,575	1,567 (-0,6%)	1,577 (0,1%)	1,473 (-6,5%)	1,572 (-0,2%)
<b>Communes d'accueil de la politique de relocalisation</b>						
Hauts-de-Seine (92)	9,1%	1,944	1,948 (0,2%)	1,942 (-0,1%)	1,825 (-6,1%)	1,938 (-0,3%)
Paris (75)	15,4%	1,976	1,975 (-0,1%)	1,976 (0,0%)	1,831 (-7,3%)	1,970 (-0,3%)
<b>Total</b>	<b>100%</b>	<b>1,608</b>	<b>1,605</b> (-0,2%)	<b>1,608</b> (0,0%)	<b>1,526</b> (-5,1%)	<b>1,604</b> (-0,2%)

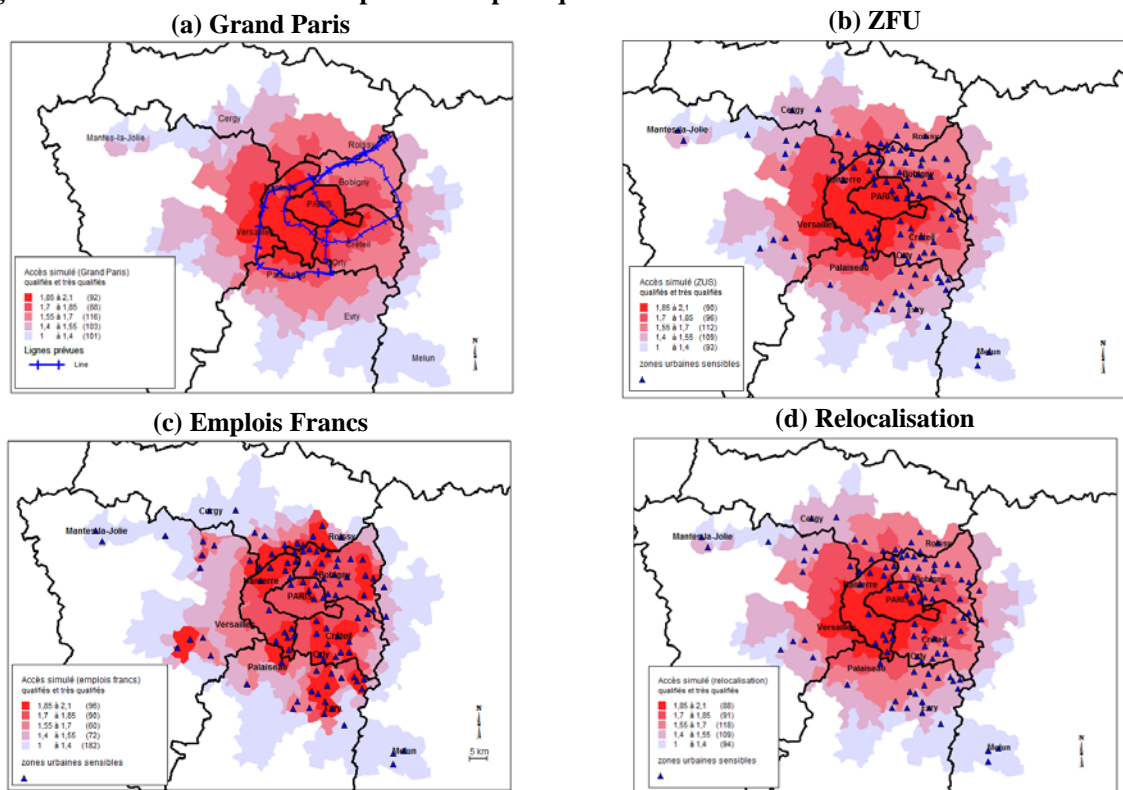
Source des données : Recensement général de la population 2006 et 2010, Enquête Emploi 2006, DADS, 2006, Chronomap©

**Figure 4. Résultat des simulations pour les emplois non qualifiés**



Source des données : Recensement Général de la Population 2006, Enquête Emploi 2006, DADS, 2006, Chronomap ©.

**Figure 5. Résultat des simulations pour les emplois qualifiés**



Source des données : Recensement Général de la Population 2006, Enquête Emploi 2006, DADS, 2006, Chronomap ©.



Quoi qu'il en soit, le constat de la dégradation de l'accessibilité avec l'amélioration de la mobilité renvoyé par SIGMAP n'est qu'apparemment paradoxal car si les politiques de mobilité améliorent par définition la proximité physique des travailleurs et des emplois, elles ont aussi pour effet direct d'augmenter la compétition entre les travailleurs, élément clef de SIGMAP. Les travailleurs sont plus nombreux à pouvoir prétendre accéder aux mêmes emplois alors que le stock et la localisation de ces derniers ne change pas, de sorte que leur accessibilité "réelle" aux emplois diminue. La seule exception concerne les communes les plus pauvres pour les emplois qualifiés et très qualifiés dans le cadre de la politique de type "Grand Paris", avec un effet neutre voire positif. Ce résultat est peut-être lié à au tracé du réseau du Grand Paris Express, modifié afin de desservir des communes très défavorisées de la Seine Saint-Denis : par rapport à la situation de référence (*cf.* Figure 3) la dégradation de l'accessibilité à l'emploi est moins importante dans la zone de Clichy-sous-Bois, traversée par la branche du réseau reliant l'aéroport de Roissy à Paris intra muros (*cf.* Figure 4).

L'effet négatif de la politique des emplois francs sur l'emploi non qualifié est plus direct puisqu'il découle de la réduction du nombre d'emplois accessibles à l'ensemble de la population pour le réserver aux actifs résidants dans les ZUS. L'augmentation de la compétition pour les emplois non qualifiés « hors dispositif », moins nombreux et pour lesquels concourent tous les actifs non qualifiés, explique que l'accessibilité des emplois non qualifiés diminue de 40,3% pour les communes dont la population est exclue du dispositif car n'accueillant pas de ZUS. L'accessibilité aux emplois non qualifiés diminue également pour les communes cibles du dispositif (- 36,5%). Pour les actifs résidant en ZUS, si la compétition diminue pour le pool des 100.000 emplois francs car ils ne font face qu'à la compétition de leurs semblables, les autres paramètres de l'accessibilité modélisés dans SIGMAP (notamment la proximité géographique de ces emplois et leur employabilité) ne sont pas affectés par le dispositif. De plus, les actifs peu qualifiés résidant en ZUS doivent, tout comme l'ensemble des actifs du pôle urbain, faire face à la même tension accrue de la compétition pour les emplois hors dispositif des emplois francs. Dans le cas des emplois non qualifiés, le cumul de ces effets est défavorable pour tous les actifs.

Finalement, la seule politique ayant un effet neutre (voire légèrement positif) pour les actifs peu qualifiés est la politique de soutien à l'emploi local des zones franches urbaines (*cf.* Tableau 4 et Figure 4). A la différence des politiques d'amélioration de la mobilité, cette politique n'augmente pas la compétition entre les travailleurs sur l'ensemble du pôle urbain, mais concentre les emplois dans les zones où l'accessibilité était déjà inférieure à la moyenne pour les travailleurs peu qualifiés (l'effet aurait été maximal si l'on avait choisi de simuler le déploiement de cette politique sur les communes caractérisées par la plus faible accessibilité, et non pas sur les communes concernées par les politiques de la ville actuelles). Par ailleurs, à la différence de la politique d'emplois francs, elle ne segmente pas un marché du travail déjà tendu (de surcroît sans clef de répartition conditionnée par l'accessibilité aux emplois), car les emplois situés en ZFU peuvent tout à fait être occupés par des travailleurs localisés hors du périmètre de ces zones (effet de débordement mentionné dans la littérature).

Ce résultat ne tient plus pour les emplois qualifiés et très qualifiés (*cf.* Tableau 5 et Figure 5). Plus généralement les politiques simulées donnent des résultats très différents selon les niveaux de qualification et ce, alors que des jeux d'hypothèses sont identiques dans les deux cas – comme c'était déjà le cas pour la distribution spatiale des taux d'accessibilité (*cf.* Figure 3) : les politiques publiques simulées ont des effets bien moins défavorables pour les qualifiés que pour les non qualifiés. Ainsi, les politiques de mobilité (Grand Paris et relocalisation) ont un effet neutre (voire légèrement négatif), ce qui est peut-être dû au fait que l'accessibilité des emplois qualifiés était déjà bonne dans la situation de référence ; l'augmentation de la compétition engendrée par ces politiques ne détériore pas massivement les taux d'accès à l'emploi. Surtout, la politique d'emplois francs se révèle être très favorable pour les travailleurs qualifiés des zones défavorisées : l'accessibilité aux emplois qualifiés augmente ainsi de 18,6% pour les travailleurs qualifiés habitant l'une des communes faisant partie du 10% des communes les plus pauvres en termes de revenu fiscal médian en 2010 (15,3% pour les communes aux taux de chômage les plus élevés et 12,8% pour les communes comportant une ZUS). De même, par contraste avec la situation de référence (*cf.* Figure 3), la localisation des meilleurs taux d'accessibilité aux emplois qualifiés coïncide désormais, après la mise en place de la politique des

emplois francs, avec les zones défavorisées (cf. Figure 5). Cette politique se révèle donc être la mieux à même de répondre à la problématique spécifique de ces zones, à savoir leur faible accessibilité aux emplois les plus qualifiés. La robustesse de ce résultat obtenu par simulation devrait être testée avec d'autres méthodes d'évaluation des politiques publiques.

Alors que les zones franches urbaines subventionnent les emplois localisés dans les zones à aider, les emplois francs subventionnent la population active de ces zones ; nous avons vu que, selon le jeu d'hypothèses retenu, leurs effets sont très différents selon le niveau de qualification. Cela signifie que, pour aider les zones défavorisées, il faut mener conjointement les deux types de subvention mais en ciblant le *policy mix* selon les qualifications : le dispositif des zones franches urbaines devrait être ciblé sur les emplois peu qualifiés et la politique d'emplois francs devrait être ciblée sur les emplois qualifiés ou très qualifiés.

## 5. Conclusion

En France, aucun modèle de micro-simulation spatiale permettant d'analyser les effets des politiques publiques locales pour l'emploi n'a encore été développé. Le modèle SIGMAP est une première étape dans la construction de ce type de modèle. Encore à l'état de prototype, SIGMAP fournit des résultats purement exploratoires mais qui permettent déjà de donner quelques ordres de grandeur sur les effets de politiques d'emploi locales.

Son intérêt est de permettre de tenir compte simultanément des différents canaux de transmission des politiques publiques locales de l'emploi sur l'accessibilité : employabilité, proximité, concurrence. Cette prise en compte conjointe est une première tentative pour désenchevêtrer les causes d'éventuels "effets pervers" des politiques publiques simulées, comme par exemple les effets défavorables des politiques de mobilité, ou leurs effets différenciés selon les niveaux de qualification.

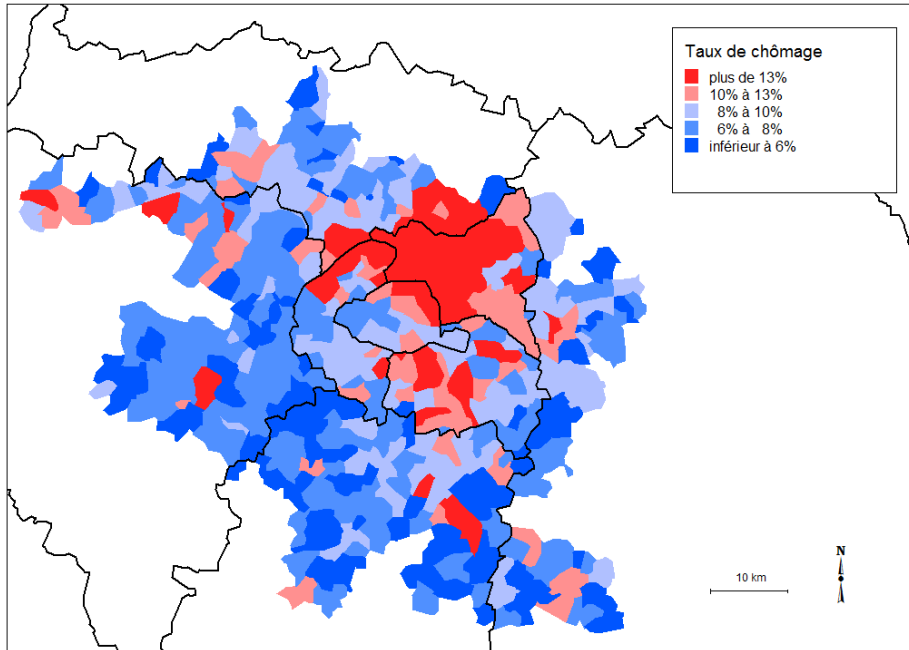
Elle permet également d'utiliser un cadre unique pour "tester", à coût constant, les effets de politiques dont les logiques sont opposées (subvention des emplois sur un territoire cible vs. subvention de la population active d'un territoire cible) et de mettre en lumière d'éventuelles complémentarités, comme par exemple pour les zones et les emplois francs. Au-delà de leur juxtaposition, la "carte des complémentarités" des politiques de la ville est encore largement à tracer, mais de plus en plus de travaux plaident dans ce sens, comme par exemple Briant *et al.* (2012) sur le couplage d'une politique de mobilité avec celle des zones franches urbaines. Un prolongement du travail présenté dans cet article serait de chercher à déterminer la (ou les) meilleures combinaisons de politiques publiques selon différents objectifs (améliorer globalement l'accessibilité à l'emploi et/ou celle de niveaux de qualification ou de territoires spécifiques).

L'inconvénient principal de SIGMAP est qu'il ne prend pas en compte les phénomènes de rétroaction spatiale : les résultats présentés ici n'intègrent pas les évolutions des comportements des ménages en termes de choix professionnels, de choix de localisation résidentielle et professionnelle. De même ne sont pas intégrés pour le moment les effets d'entraînement liés à l'implantation d'entreprises. Une version plus avancée de SIGMAP permettant une micro-simulation complète des marchés du travail locaux devra donc modéliser non seulement la compétition des ménages sur le marché du travail mais aussi la compétition des agents économiques sur le marché foncier... soit créer le pendant pour le marché foncier de ce que SIGMAP représente pour le marché du travail. Une piste qu'il serait possible d'explorer dans une version plus avancée de SIGMAP serait d'intégrer ces dimensions sur le modèle des équations de comportement présentes dans IRPUD. Sur un autre plan, les grandes différences trouvées selon les niveaux de qualification impliquent d'autres travaux mobilisant d'autres méthodes d'évaluation des politiques publiques qui permettraient de mieux saisir les clefs de la segmentation du marché du travail local que les résultats de SIGMAP révèlent.

Enfin, au-delà de l'amélioration du modèle SIGMAP, on pourrait utiliser ses résultats pour nourrir d'autres travaux en économie urbaine. Les taux d'accessibilité fournis par SIGMAP seraient dans ce cadre des paramètres dans la modélisation, par exemple, des choix de localisation des ménages, aux côtés des aménités locales ou de la qualité environnementale du territoire.

## Annexes

**Figure A1. Taux de chômage par commune**



*Sources : données du Recensement Général de la Population (INSEE, 2006).*

**Tableau A1. Paramètres de la fonction gravitationnelle de distance à l'emploi**

	$\gamma_1$	$\gamma_2$	$\gamma_3$	$\gamma_4$	$\gamma_5$	$\gamma_6$	$\gamma_7$	$\gamma_8$
<b>Valeur du paramètre</b>	0,88***	0,79***	0,68***	0,55***	0,43***	0,33***	0,21***	0,11***

*Sources : données du Recensement Général de la Population (INSEE, 2006).*

**TableauA2. Statistiques descriptives**

	<b>Enquête Emploi</b>	<b>Recensement Général de la Population</b>
<i>Caractéristiques individuelles</i>		
20-24 ans	5,2%	6,0%
25-39 ans	46,4%	46,4%
40-54 ans	48,4%	47,6%
Age	38,71	
Être marié	45,4%	54,0%
Avoir des enfants de moins de 6 ans	14,8%	29,2%
Avoir des enfants de 6 ans à 18 ans	23,9%	35,9%
<i>Éducation</i>		
Master et plus	12,2%	15,9%
Licence	11,8%	13,1%
BAC professionnel	9,6%	9,5%
BAC général	5,8%	7,1%
BEP	31,3%	32,6%
Inférieur au BEP	29,3%	21,8%
<i>Résidence</i>		
Maison	47,2%	55,5%
Propriétaires	45,5%	51,4%
Locataires HLM	18,8%	15,6%
Autreslocataires	35,7%	33,0%
<i>Voisinage</i>		
Taux de chômage local	7,8%	7,7%
<i>Localisation</i>		
Ile-de-France	21,7%	20,4%
Aquitaine	3,8%	4,7%
Bretagne	3,9%	5,0%
Centre	2,9%	4,2%
Lorraine	4,0%	4,0%
Nord-pas-Calais	9,2%	6,7%
Paca	5,6%	6,9%
Rhône-Alpes	10,0%	10,0%
Autres	38,9%	38,2%
<i>Situation professionnelle actuelle</i>		
Chômeurs	13,0%	8,6%
Actifs occupés	87,0%	91,4%
<i>Situation professionnelle en t+1</i>		
Inactif	3,8%	n.a
Chômeurs	10,4%	n.a
Actifs occupés	85,8%	

Sources : Enquête Emploi et Recensement Général de la Population(INSEE, 2006).

**TableauA3. Estimation du LOGIT Multinomial**

	Nonqualifiés		Qualifiés ou très qualifiés	
	coef	std	coef	std
<b>Constante</b>	-1,091***	0,273	-1,973***	0,252
<b>Variables individuelles</b>				
20-24 ans	-0,054	0,202	-0,2915*	0,177
25-39 ans	<i>Ref.</i>			
40-54 ans	-0,447**	0,115	0,060	0,092
Être marié	0,007	0,120	0,212**	0,092
Avoir des enfants de moins de 6 ans	0,007	0,151	-0,192	0,121
<b>Diplôme</b>				
Master et plus	-1,438***	0,226	0,3495**	0,135
Licence	-1,407***	0,223	0,2375**	0,136
BAC professionnel	-0,649***	0,197	0,6085***	0,150
BAC général	-0,818***	0,221	0,1345	0,168
BEP	-0,388***	0,117	0,3165***	0,11
Inférieur au BEP	<i>Ref.</i>			
<b>Résidence</b>				
Vie dans une maison	0,077	0,130	-0,211**	0,102
Propriétaire	-0,324**	0,135	0,0985	0,102
Locataire d'un HLM	0,023	0,166	-0,1965	0,149
Autreslocataires	<i>Ref.</i>			
<b>Variable de voisinage</b>				
Taux de chômage local	-4,804**	2,259	-4,426**	1,741
<b>Situation professionnelleantérieure</b>				
Actifoccupé	1,564***	0,147	2,516***	0,163
Chômeur	<i>Ref.</i>		-1,973***	0,252

\*\*\* significatif au seuil de 1%, \*\* de 5%, \* de 10%.

Sources : Enquête Emploi et Recensement Général de la Population (INSEE, 2006).

## Références

- Allard S., Danziger S. (2003) Proximity and Opportunity: How Residence and Race Affect the Employment of Welfare Recipients, *Housing Policy Debate*, 13 (4) : 675-700.
- Alquier J., Biwer C. (2008) Pour une politique de désenclavement durable. *Rapport d'information du Sénat* n° 410 (2007-2008), URL : [http://www.senat.fr/rap/r07-410/r07-410\\_mono.html](http://www.senat.fr/rap/r07-410/r07-410_mono.html)
- Aslund O., Osth J., Zenou Y. (2010) How crucial is distance to jobs for ethnic minorities? Old question – Improved answer. *Journal of Economic Geography*, 10 (3) : 389-422.
- Auzannet P. (2012) *Rapport de la mission sur le calendrier pluriannuel de réalisation et de financement du projet de Grand Paris Express*, 94 p.
- Ayrault J.-M. (2013) *Discours sur le Nouveau Grand Paris*, 6 mars 2013, <http://www.gouvernement.fr/premier-ministre/le-nouveau-grand-paris-pour-une-region-competitive-et-solidaire>
- Bania N., Leete L. et Coulton C. (2008) Job Access, Employment and Earnings: Outcomes for Welfare Leavers in a US Urban Labour Market. *Urban Studies*, 45 (11) : 2179–2202.
- Barlet M., Blanchet D., Le Barbanchon T. (2009) Microsimulation et modèles d'agents : une approche alternative pour l'évaluation des politiques d'emploi. *Économie et Statistique*, 429-430 : 51-76
- Beaucire F., Drevelle M. (2013) Grand Paris Express : un projet au service de la réduction des inégalités d'accessibilité entre l'Ouest et l'Est de la région urbaine de Paris ?. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, à paraître.
- Besson E. (2008) Valoriser l'acquis de l'expérience : une évaluation du dispositif de VAE, *Rapport au premier ministre du secrétariat chargé de la prospective, de l'évaluation des politiques publiques et du développement de l'économie numérique*, septembre 2008.
- Bost F. (2007) Les zones franches, interfaces de la mondialisation. *Annales de géographie*, 6 (658) : 563-585.
- Bourdin A. (2013) Le Grand Paris : vers une problématique de l'action métropolitaine. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, à paraître.
- Briant A., Lafourcade M., Schmutz B. (2012) *Hétérogénéité de l'impact des Zones Franches Urbaines : le rôle de l'isolement géographique des quartiers*. Rapport pour la Direction de l'Animation de la Recherche, des Études et des Statistiques (DARES) et le Secrétariat Général du Comité Interministériel des Villes (SGCIV), <http://www.parisschoolofeconomics.com/lafourcademiren/DARESZFU.pdf>
- Bunel M., Tovar E. (2014) Key Issues in Local Job Accessibility Measurement: Different Models Mean Different Results. *Urban Studies* (à paraître)
- Busso M., Kline P. (2008) Do Local Economic Development Programs Work? Evidence from the Federal Empowerment Zone Program, *Cowles Foundation Discussion Papers 1639*.
- Cahuc P., Ferraci M., Zylberberg A. (2011) Formation professionnelle : pour en finir avec les réformes inabouties, Institut Montaigne.
- Cour des Comptes (2012) La politique de la ville : une décennie de réformes. *Rapport public thématique*, 335 p.
- DARES (2010) La mesure des « emplois vacants » : situation actuelle et perspectives. *Rapport de synthèse*, mars 2010.
- DARES, 2012, Les trajectoires professionnelles des bénéficiaires de contrats aidés : premiers résultats du panel 2008, *Dares Analyses #85*, Novembre 2012.
- Davezies L. (2008) La république et ses territoires. La circulation invisible des richesses, République des idées, Seuil, Paris.

- Delmas F. (2013) Les embauches exonérées dans les territoires défavorisés en 2011, *Dares analyses* # 43, juillet 2013.
- Détang-Dessendre C., Gagné C. (2009) Unemployment duration, city size, and the tightness of the labor market. *Regional Science and Urban Economics*, 39 : 266-276.
- Dos Santos, M., L'Horty, Y. et Tovar E. (2010) Ségrégations urbaines et accès à l'emploi. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 1 : 4-25.
- DREIF (2011) Les Franciliens utilisent autant les transports en commun que la voiture pour se rendre au travail. *Île-de-France à la page*, 253, avril.
- Duguet E., L'Horty Y., Sari F. (2009) Sortir du chômage en Île-de-France. Disparités territoriales, spatial mismatch et ségrégation résidentielle. *Revue Économique*, 4 (60) : 979-1010.
- Dujardin C., Selod H., Thomas I. (2008) Residential Segregation and Unemployment: The Case of Brussels. *Urban Studies*, 45 (1) : 89–113.
- Dunlop J. (1966), Job Vacancy Measures and Economic Analysis, in NBER, The Measurement and Interpretation of Job Vacancies, Columbia University Press.
- Fieldhouse E. (1999) Ethnic Minority Unemployment and Spatial Mismatch: the Case of London. *Urban Studies*, 36 (9) : 1569-96.
- Fol S. (2010) Encouragement ou injonction à la mobilité. *Projet 1* (314) : 52-58.
- Fondeur Y., Zando J-L. (2009) Les emplois vacants. *Connaissance de l'emploi de CEE*, # 64, avril 2009.
- Fontaine F., Malherbet F., (2012) Les effets macroéconomiques du Contrat unique d'insertion. *Working paper LIEPP*, #2, mars 2012.
- Fougère D. (2007), Faut-il encore évaluer les dispositifs d'emplois aidés, *Economie et statistique*, 408-409 : 33-38.
- Gaschet F., Gaussier N. (2004) Urban segregation and labour markets within the Bordeaux metropolitan area: an investigation of the spatial friction. *Cahiers du GRES* n°2004-19, 28 p.
- Gautier P., Zenou Y. (2010) Car ownership and the labor market of ethnic minorities. *Journal of Urban Economics*, 67 : 392–403.
- Giuliano G., Gordon P., Pan Q., Park J.-Y. (2010) Accessibility and Residential Land Values: Some Tests with New Measures. *Urban Studies*, 47 (14) : 3103–3130.
- Givord P., Rathelot R., Sillard P. (2013) Place-based tax exemptions and displacement effects: An evaluation of the Zones Franches Urbaines program. *Regional Science and Urban Economics* 43 : 151–163
- Gobillon L., Selod H. (2004) Les déterminants spatiaux du chômage en Île-de-France. In : J.-P. Fitoussi, E. Laurent et J. Maurice (dirs.) *Ségrégation urbaine et intégration sociale*, Rapport du CAE n°45 : 171-188.
- Gobillon L., Magnac T., Selod H. (2012) Do unemployed workers benefit from enterprise zones? The French experience. *Journal of Public Economics*, 96 : 881-892.
- Gobillon L., Rupert P., Wasmer E. (2013) Ethnic Unemployment Rates and Frictional Markets, *CEPR Working Paper* n°9507, 35 p.
- Gobillon L., Selod H., Zenou Y. (2007) The Mechanisms of Spatial Mismatch. *Urban Studies*, 44 (12) : 2401-2427.
- Grengs J. (2010) Job accessibility and the modal mismatch in Detroit. *Journal of Transport Geography*, 18 : 42–54.
- Hagneré C., Legendre F. (2012) Une première description du système d'information du modèle de micro-simulation de l'Acoss. *Document de recherche de l'Acoss* #4, mars 2012.

- Hansen W. (1959) How Accessibility Shapes Land Use. *Journal of the American Institute of Planners*, 25 : 73-76.
- Harris B. (2001) Accessibility: concepts and application. *Journal of Transportation and Statistics*, 4 (2-3) : 15-30.
- Havet N. (2012) Les bénéficiaires de la validation des acquis de l'expérience : l'exemple de la Région Rhône-Alpes. *Working Paper GATE*, 1211, mai 2012.
- Hillal M. (2003) Accessibilité aux emplois en France : le rôle de la distance à la ville. *Cybergeo : European Journal of Geography*, document 293 [en ligne] URL : <http://cybergeo.revues.org/2790>.
- Holm E., Sanders L. (2002) Modèles spatiaux de microsimulation. In : L. Sanders (éd.) *Modèles en Analyse Spatiale*, Hermès, Paris.
- Ihlanfeldt K. (2002) Spatial mismatch in the labor market and racial differences in neighborhood crime. *Economics Letters*, 76 : 73-76 .
- Ihlanfeldt K., Sjoquist D. (1990) Job Accessibility and Racial Differences in Youth Unemployment Rates. *American Economic Review*, 80 (1) : 267-276.
- Ihlanfeldt K., Sjoquist D. (1998) The Spatial Mismatch Hypothesis: A Review of Recent Studies and Their Implications for Welfare Reform. *Housing Policy Debate*, 9 : 849-892.
- Jayet H. (2000) Villes et marchés du travail, in *Ville et emploi. Le territoire au cœur des nouvelles formes du travail*, E. Perrin et N. Rousier (éds.), Paris, L'Aube, pp. 53-64.
- Jean S., Laborde D., (2004) The impact of multilateral liberalization on European regions: a CGE assessment. *CEPII Working Paper #20*.
- Johnson R. (2005) Landing a job in urban space: The extent and effects of spatial mismatch. *Regional Science and Urban Economics*, 36 : 331- 372.
- Journal Officiel (2013) Décret n° 2013-549 du 26 juin 2013 relatif à l'expérimentation d'emplois francs.
- Kain J. (1968) Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization. *Quarterly Journal of Economics*, 82 (2) : 175-197.
- Kawabata, M., Shen, Q. (2007) Commuting Inequality between Cars and Public Transit: The Case of the San Francisco Bay Area, 1990-2000. *Urban Studies*, 44 (9) : 1759-1780.
- Kolko J. Neumark D. (2010) "Do some enterprise zones create jobs?," *Journal of Policy Analysis and Management*, 29 (1) : 5-38.
- Korsu E., Wenglenski S. (2010) Job Accessibility, Residential Segregation and Risk of Long-term Unemployment in the Paris Region. *Urban Studies*, 47 (11) : 2279-2324
- L'Horty Y., Sari F. (2011) Pourquoi tant de chômeurs à Paris ? *Document de travail TEPP* n°2011-11, 27 p.
- Legendre F., Lorgnet J.-P., Hibault F. (2001) Les modèles socio-économiques de microsimulation. *Recherche et Prévisions*, 66 : 11-31
- Lemelin A. (2008) Modèles économiques régionaux : un survol de la littérature. *Cahier technique et méthodologique de l'Institut de la statistique de Québec*, 101 p.
- L'Horty Y., Sari F. (2013) Le Grand Paris de l'emploi : l'extension des infrastructures de transport peut-elle avoir des effets positifs sur le chômage local ?. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, à paraître
- Lindall S., Olson D. (1996) The IMPLAN Input-Output system, MIG Inc., Stillwater, MN et [www.implan.com](http://www.implan.com)



- Malgouyres C., Mayer T., Mayneris F., Py L., (2012) Évaluation des effets des politiques ciblées sur les territoires : le cas des Zones Franches Urbaines, Rapport pour la DARES, Avril 2012
- Matas A., Raymond J.-L., Roig J.-L. (2010) Job Accessibility and Female Employment Probability: The Cases of Barcelona and Madrid. *Urban Studies*, 47 (4) : 769-787.
- Mendenhall R., Duncan G., DeLuca S. (2006) Neighborhood resources, racial segregation and economic mobility: Results from the Gautreaux program. *Social Science Research*, 35(4) : 892-923.
- Painter G., Yang Liu C., Zhuang D. (2007) Immigrants and the Spatial Mismatch Hypothesis: Employment Outcomes among Immigrant Youth in Los Angeles. *Urban Studies*, 44 (13) : 2627–2649.
- Patacchini, E., Zénou, Y., (2005) Spatial mismatch, transport mode and search decisions in England. *Journal of Urban Economics*, 58 : 62–90.
- Préteceille E. (2006) La ségrégation sociale a-t-elle augmenté ? La métropole parisienne entre polarisation et mixité, *Sociétés contemporaines*, 2006/2 (62) : 69-93.
- Raphael S. (1998) The Spatial Mismatch Hypothesis and Black Youth Joblessness : Evidence from the San Francisco Bay Area. *Journal of Urban Economics*, 43 : 79-111.
- Rathelot R., Sillard P., (2008) Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?, *Économie et statistique*, 415-416 : 81-96.
- Rogers, C. (1997) Job search and unemployment duration: implications for the spatial mismatch hypothesis, *Journal of Urban Economics*, 42 : 109–132.
- Rosenbaum J., Popkin S. (1991) Employment and earnings of low-income blacks who move to middle-class suburbs. In : C. Jencks et P. Peterson (éds) *The urban underclass*. Washington DC, Brookings Institution.
- Rubinowitz L., Rosenbaum J. (2000) *Crossing the Class and Color Lines. From Public Housing to White Suburbia*. University of Chicago Press, Chicago, 256 p.
- Rupert P., Stancanelli E., Wasmer E. (2009) Commuting, Wages and Bargaining Power. *Annales d'Économie et de Statistiques*, 95 - 96 : 201 – 221.
- Sanbonmatsu L., Ludwig J., Katz L., Gennetian L., Duncan G., Kessler R., Adam E., McDade T., Tessler Lindau S. (2011) *Moving to Opportunity for Fair Housing Demonstration Program. Final Impacts Evaluation*. U.S. Department of Housing and Urban Development Office of Policy Development & Research, 330 p
- Silverman B. (1986) *Density Estimation for Statistics and Data Analysis*, London, Chapman and Hall.
- Société du Grand Paris (2013) *Schéma d'ensemble, Atlas cartographique*, URL : <http://www.societedugrandparis.fr/wp-content/uploads/2012/08/schéma-densemble1.pdf>
- Tivadar M., Schaeffer Y., Torre A., Bray F., (2013), OASIS - un Outil d'Analyse de la Ségrégation et des Inégalités Spatiales, Présentation au colloque ASRDLF, 2013.
- Treyz G.I. (1993) *Regional economic modeling: A systematic approach to economic forecasting and policy analysis*, Norwell (MA), Kluwer Academic.
- Vanbergue D., Drogoul A. (2002) Approche multi-agent pour la simulation urbaine, *Actes des Journées CASSINI 2002* : 95-112
- Waddell P (2000) A behavioral simulation model for metropolitan policy analysis and planning: residential location and housing market components of UrbanSim. *Environment and Planning*, 27 (2) : 247-263.
- Waddell P. (2002) UrbanSim: Modeling Urban Development for Land Use, Transportation and Environmental Planning. *Journal of the American Planning Association*, 68 (3) : 297-314.
- Wang F.L., Minor W. (2002) Where the Jobs Are: Employment Access and Crime Patterns in Cleveland. *Annals of the Association of American Geographers*, 92 (3) : 435-450.

Wegener M. (1982) Modelling urban decline – a multilevel economic-demographic model for the Dortmund region, *International Regional Science Review*, 7 : 217-241.

Wegener M. (2013) Employment and Labour in Urban Markets in the IRPUD Model, in Fagliari F., Bok M., Simmonds D. (eds) *Employment Location in Cities and Regions: Models and applications*, Springer, chapter 2 : 11-31

Zenou Y. (2002) How do firms redline workers?. *Journal of Urban Economics*, 52 (3) : 391-408.

Zenou Y. (2009) Search in Cities. *European Economic Review*, 53 : 607-624.