

Document de travail du LEM / Discussion paper LEM
2018- 04

Le projet du Grand Paris et l'emploi en Ile-de-France : une analyse économétrique

EI Mehdi ABOULKACEM

LEM UMR 9221 / _el-mehdi.aboulkacem@hotmail.fr

Hubert JAYET

LEM UMR 9221 / hubert.jayet@univ-lille1.fr

<http://lem.cnrs.fr/IMG/pdf/dp2018-04.pdf>

<http://lem.cnrs.fr/>

Les documents de travail du LEM ont pour but d'assurer une diffusion rapide et informelle des résultats des chercheurs du LEM. Leur contenu, y compris les opinions exprimées, n'engagent que les auteurs. En aucune manière le LEM ni les institutions qui le composent ne sont responsables du contenu des documents de travail du LEM. Les lecteurs intéressés sont invités à contacter directement les auteurs avec leurs critiques et leurs suggestions.

Tous les droits sont réservés. Aucune reproduction, publication ou impression sous le format d'une autre publication, impression ou en version électronique, en entier ou en partie, n'est permise sans l'autorisation écrite préalable des auteurs.

Pour toutes questions sur les droits d'auteur et les droits de copie, veuillez contacter directement les auteurs.

The goal of the LEM Discussion Paper series is to promote a quick and informal dissemination of research in progress of LEM members. Their content, including any opinions expressed, remains the sole responsibility of the authors. Neither LEM nor its partner institutions can be held responsible for the content of these LEM Discussion Papers. Interested readers are requested to contact directly the authors with criticisms and suggestions.

All rights reserved. Any reproduction, publication and reprint in the form of a different publication, whether printed or produced electronically, in whole or in part, is permitted only with the explicit written authorization of the authors.

For all questions related to author rights and copyrights, please contact directly the authors.

Le projet du Grand Paris et l'emploi en Ile-de-France : une analyse économétrique

The Grand Paris Project and employment in Paris region : an econometric analysis

El Mehdi Aboukacem

Université de Lille 1, LEM-CNRS 9226
el-mehdi.aboukacem@hotmail.fr

Hubert Jayet

Université de Lille 1, LEM-CNRS 9226
hubert.jayet@univ-lille1.fr

Mots clés : accessibilité, concurrence, emploi, chômage, Grand Paris

Keywords : accessibility, competition, employment, unemployment, Grand Paris

Classification JEL : C14, C25, C43, J64, R23, R41

Résumé

Le projet du Grand Paris impactera significativement l'emploi en Ile-France. Dans cet article, nous utilisons entre autres des données exclusivement fournies par la SOCIETE DU GRAND PARIS pour analyser cet impact. Pour ce faire, nous estimons économétriquement des indices d'accessibilités en nous inspirant d'une formulation issue des modèles gravitaires enrichie par des splines linéaires, nous calculons des indices de concurrence pour les emplois et nous régressons des modèles spatiaux dont les outputs sont utilisés pour estimer l'impact du Grand Paris Express. Les résultats montrent que sous réserve de l'existence ou de la création d'un nombre d'emploi suffisamment élevé, le Grand Paris Express est susceptible de faire baisser le taux de chômage moyen en IDF de 12% à 9%.

Abstract

The Grand Paris project will greatly impact employment in Paris region. In this paper, we make use of data exclusively provided by the SOCIETE DU GRAND PARIS to analyze this impact. To do so, we estimate econometrically an accessibility index inspired from a gravity model formalization in which we include linear splines, we compute competition for jobs indexes and we regress spatial models whom the outputs are used to forecast the Grand Paris Express impact. The results show that if a sufficient number of jobs exist or are created, the Grand Paris Express is likely to reduce the mean unemployment rate in Paris region from 12% to 9%.

-1-

Introduction

Améliorer l'accès à l'emploi et désenclaver les quartiers avec des taux de chômage élevés sont un des objectifs principaux des politiques d'aménagement du territoire basées sur la construction ou la modernisation des infrastructures de transport publiques urbaines. Le projet du Grand Paris dont l'aspect phare est la mise en place d'une nouvelle infrastructure de transport nommée le Grand Paris Express (GPE) s'inscrit dans cette logique.¹

Le GPE consiste d'une part en le prolongement de la ligne 14 vers le nord et vers le sud de l'Ile-de-France et de l'autre en la construction de deux nouvelles lignes automatiques, l'une formant une boucle traversant des communes de l'est de la région et l'autre une boucle traversant des communes situées dans l'ouest. Ce tracé en rocade permettra notamment aux banlieusards d'effectuer des déplacements de banlieue à banlieue, en transport en commun, sans passer par Paris intramuros.

A long terme, le GPE aura un impact très important sur l'ensemble du marché du travail francilien, que ce soit du côté des travailleurs ou de celui des employeurs. L'amélioration de l'accessibilité de certaines zones au détriment d'autres provoquera une relocalisation des entreprises et induira au sein des travailleurs une reconsidération de leur situation vis à vis de

¹ Ce travail a bénéficié du soutien de la Société du Grand Paris, que nous remercions ici

l'emploi. D'un côté, les travailleurs au chômage élargiront leur périmètre de recherche d'emploi et de l'autre ceux qui sont déjà employés sonderont des entreprises plus éloignées de leur domicile afin d'améliorer leur rémunération.

L'impact des infrastructures de transport sur les marchés locaux du travail et plus précisément sur les travailleurs peu qualifiés résidant dans des quartiers mal desservis par les transports en commun est depuis longtemps analysé en économie urbaine avec la littérature sur le "spatial mismatch". Cependant, la grande majorité des papiers empiriques traitant de cette question sont relatifs à des métropoles américaines. Les études appliquées à des villes situées dans d'autres continents restent relativement rares².

L'objet de ce papier est de tester l'impact de la structure et des performances du système de transport public francilien sur les taux de chômage observés dans les différentes zones qui composent³ la région. Pour ce faire, nous avons estimé des modèles ayant parmi ses exogènes un indice d'accessibilité calculé en adoptant une formulation similaire à celle d'un modèle gravitaire et des indices de concurrence pour les emplois situés à différentes durées de déplacement.

Les modèles que nous estimons sont issus de l'économétrie spatiale, afin de prendre en compte l'autocorrélation spatiale qui existe entre les différentes zones. Notons que les papiers empiriques traitant du "spatial mismatch" utilisant des techniques de l'économétrie spatiale sont extrêmement rares. Il n'en existe à notre connaissance qu'un seul, celui de Duguet et al.(2009) portant également sur l'Ile-de-France.

Nous mobilisons dans ce travail des données issues du recensement de 2012, des données issues de l'Enquête Globale transport 2010 et les données MODUS fournies par la Société du Grand Paris. Celles-ci livrent, entre autres, des informations relatives aux durées des déplacements actuelles entre tous les couples de zones et ce que devraient être ces durées une fois le GPE mis en service. En plus de leur utilisation pour l'estimation économétrique des paramètres de notre modèle spatiale, les données MODUS nous ont servi pour calculer les gains d'accessibilité qu'entraînerait la mise en service du GPE pour chacune des zones et leurs conséquence en termes de baisse du chômage.

La section 2 présente une revue de littérature relative au spatial mismatch, la section 3 les données et les faits stylisés, la section 4 les estimations économétriques et la section 5 les simulations.

-2- Littérature

L'économie urbaine s'intéresse depuis longtemps aux conséquences de la dissociation spatiale entre lieu de résidence et lieu de travail sur les marchés locaux du travail. En 1968, KAIN expliquait déjà que les résultats défavorables sur le marché du travail dont souffre la

²Une revue détaillée de la littérature empirique est présentée dans la section 2

³La définition d'une zone est fournie dans la section 3

population afro-américaine sont en grande partie imputables à la déconnexion entre les quartiers en centre-ville dans lesquels cette population est restée piégée et les entreprises embauchant les travailleurs faiblement qualifiés qui se sont relocalisées dans les banlieues. On parle alors de “spatial mismatch”. Les systèmes de transports jouent un rôle important dans cette déconnexion, car ce sont eux qui déterminent le degré de dissociation entre lieu de résidence et lieu de travail.

Les mécanismes sous-jacents au *spatial mismatch* ont été classés par GOBILLON et al. (2007) en deux catégories. La première comprend les mécanismes engendrés par le comportement des entreprises (ZENOU et BOCCARD (2000)⁴; ZENOU (2002)⁵) et la deuxième regroupe les mécanismes engendrés par la situation et les comportements des travailleurs. La deuxième catégorie peut être divisée en deux sous-catégories. En effet, une première série de travaux souligne le rôle des restrictions raciales dont souffrent les travailleurs afro-américains au niveau des marchés du logement et du crédit, qui les empêchent de déménager en banlieue pour se rapprocher des entreprises les plus susceptibles de les embaucher (BRUECKNER et MARTIN (1997) ; BRUECKNER et ZENOU). Quant à la seconde série de travaux, elle se concentre sur la diminution de la qualité de l'information relative aux opportunités d'emploi et la baisse de l'intensité de la recherche quand la distance entre les lieux de résidences et les centres d'emplois augmente (COULSON et al. (2001) - WASMMER et ZENOU (1997) - SMITH et ZENOU (2003)).

Les mécanismes du *spatial mismatch* ont été théorisés bien après l'avènement d'une littérature empirique testant et confirmant la pertinence de ses hypothèses. En effet, les premiers travaux empiriques relatifs à cette thématique remontent aux années 1980 tandis que les premiers papiers théoriques l'explicitant n'ont été publiés que vers la fin des années 1990.

La littérature empirique sur le sujet est abondante. Cependant, la très grande majorité des travaux qui s'y rapportent sont relatifs aux grandes villes des États-Unis. Les études portant sur des villes d'ailleurs sont relativement rares. Notons tout de même un intérêt grandissant envers l'étude de la question dans les villes Chinoises (SUHONG et al. 2013).

Quant aux villes européennes, le peu de travaux existant arrivent à des conclusions contrastées. ASLUND et al. (2010) et FIELDHOUSE (1999) concluent à l'existence d'un effet positif de la densité d'emploi de la zone de résidence des réfugiés politiques (ASLUND) et des populations originaires du Pakistan et du Bangladesh (FIELDHOUSE) sur leur insertion dans le marché du travail. MATAS et al. (2007) montrent qu'à Madrid et Barcelone l'accessibilité des travailleurs peu qualifiés aux emplois a des effets positifs sur la probabilité qu'ils soient en poste. Comparant Bruxelles et Paris, DUJARDIN (2008) affirme que le *spatial mismatch* n'est pas vraiment un problème et qu'à Paris il y a même une corrélation positive entre la densité des emplois et le chômage. Ce constat est appuyé par GOBILLON et al. (2007 et 2011), qui affirment que la densité de l'emploi dans un rayon de 45 minutes n'a aucune incidence sur la probabilité qu'un individu inscrit dans les listes de l'ANPE retourne vers l'emploi. Que ce soit dans le papier de Dujardin ou dans ceux de GOBILLON, la plus grande part du taux de chômage est imputable à la ségrégation résidentielle. Enfin, DUGUET et al. (2009) nuancent ces résultats puisqu'ils montrent qu'un meilleur taux de motorisation et

⁴Les employeurs discriminent les travailleurs en fonction de leurs lieux de résidence.

⁵Les firmes considèrent que les travailleurs résidant loin sont moins productifs et plus susceptibles de démissionner à cause des coûts élevés des déplacements.

qu'une part plus importante d'emplois à 45 minutes en véhicule privé ou en transports collectifs peut contrebalancer les effets de la ségrégation.

-3-

Données et faits stylisés

3.1. Données

Nous utilisons pour nos analyses trois sources de données. La première est la base emploi et population active 2012 qui fournit la population totale, le nombre de chômeurs, la population active et sa répartition entre 6 catégories socioprofessionnelles pour chaque commune du pays. Coté emplois, elle renseigne sur le nombre de postes par catégorie socioprofessionnelle et par commune. Pour Paris intramuros, les informations sont fournies par arrondissement.

La deuxième source de données est l'Enquête Globale Transport 2010. Celle-ci porte sur 18000 ménages, soit 43000 personnes et plus de 143000 déplacements. L'un des avantages de cette base est la finesse de la géolocalisation des principaux lieux d'intérêt, les lieux de résidence ainsi que les lieux de départ et d'arrivée de chaque trajet étant repérés via un carroyage de 100m*100m.

Enfin, la troisième source de données est l'ensemble des bases issues du modèle MODUS (MODèle de déplacements urbains et suburbains) v2.2.⁶

Il s'agit d'un modèle de déplacements en 4 étapes estimé et utilisé par la Direction Régionale de l'Équipement et de l'Aménagement de l'Idf pour étudier le fonctionnement du système de transport dans la région et évaluer l'impact des projets d'infrastructures et des politiques publiques affectant son système de transport. Dans MODUS, le territoire francilien est décomposé en 1289 zones. Les communes et les arrondissements les plus denses sont désagrégés en plusieurs zones et les communes les moins denses sont regroupées en zones intercommunales.

Parmi les données mises à notre disposition, nous mobilisons principalement la matrice des durées des déplacements en véhicule privé et celle des durées des déplacements en transports en commun pour tous les couples zone de départ - zone d'arrivée ; la matrice relative aux TC contenant également le temps dans et hors du véhicule⁷.

Coté données cartographiques, les données MODUS contiennent un fichier décrivant le zonage et l'EGT un fichier décrivant le carroyage. Ces deux fichiers sont à la même échelle, donc parfaitement superposables.

3.2. Faits stylisés

Nous présentons ici une série de statistiques descriptives calculées à partir des trois sources de données. Le découpage spatial retenu ici est celui du zonage MODUS en raison de la disponibilité des durées des déplacements calculées sur cette base. Les données issues du recensement 2012 y sont rapportées en procédant comme suit :

⁶Ces données nous ont été fournies par la Société du Grand Paris

⁷Ces matrices sont issues de simulations réalisées grâce à des logiciels de cartographie et de détermination d'itinéraires. Les durées sont de centroïde à centroïde.

- Pour les zones qui sont des regroupements de communes il a suffi de sommer des valeurs de chacune des variables dans les communes concernées pour avoir leurs valeurs pour la zone en question.
- Pour les zones qui constituent des subdivisions de communes, nous avons pris comme valeur de chacune des variables la valeur de cette même variable dans les communes auxquelles les zones appartiennent, divisée par le nombre de zones constituant ces communes.

Les disparités des niveaux des taux de chômage en Idf

En 2012, l'Idf affichait un taux de chômage "moyen" de 12,05%⁸. Ce taux n'est pas uniformément distribué dans la région. Au contraire, les différences enregistrées d'une zone à l'autre sont très palpables. Le Tableau 1 donne le taux de chômage moyen par département et la Figure 2 illustre la distribution spatiale des taux de chômage dans la région.

Département	Chômage moyen	Écart type	Minimum	Maximum
Paris (75)	11	1	8	16
Seine et Marne (77)	8	3	2	29
Yvelines (78)	7	2	0	19
Essonne (91)	7	2	2	22
Hauts-de-Seine (92)	10	3	6	19
Seine-Saint-Denis (93)	17	4	7	26
Vale de Marne (94)	11	3	6	17
Val d'Oise (95)	9	3	0	23

Tableau 1: Taux de chômage par département en IDF (%) - Année 2012

Les départements les plus touchés par le chômage sont la Seine-St-Denis (93) le Val d'Oise (95), le Val-de-Marne (94) et les Hauts-de-Seine (92). La concentration de taux de chômage très élevés dans la plupart des communes de Seine-Saint-Denis et au sud du Val d'Oise a déjà été relevée par SELOD et GOBILLON (2007), qui s'étaient basés sur les données du recensement de 1999. Comme on peut le constater sur la Figure 1, les taux de chômage sont généralement beaucoup moins élevés dans l'ouest et le sud de la région que dans l'est et le nord. Ils sont particulièrement élevés dans un ensemble de communes formant une sorte de croissant allant du nord-est de la petite couronne à son versant sud-est. A l'opposé, ils sont plutôt faibles dans la quasi-totalité de l'Ouest et du Sud de la grande couronne, ainsi que dans une ceinture située entre l'Est de la petite couronne et l'extrémité Est de la grande couronne. De ce fait, la répartition spatiale des taux de chômage en Idf fait preuve d'une forte autocorrélation spatiale positive⁹.

⁸Taux calculé en utilisant les données du recensement. La définition retenue est le ratio de la population au chômage sur la population active.

⁹Les différents tests d'autocorrélation spatiale effectués, dont quelques uns présentés par la suite, le confirment.

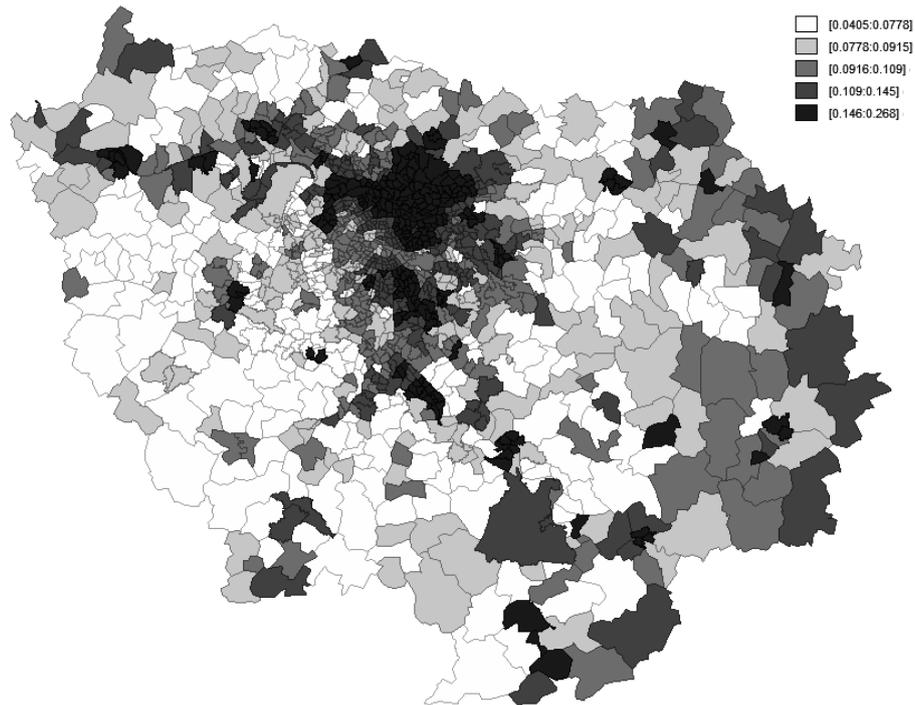


Figure 1: Distribution des taux de chômage en Idf

Les disparités de taux de chômage entre les zones peuvent s'expliquer d'une part par les différences de leurs caractéristiques intrinsèques en terme de densité d'emploi et de qualité d'infrastructures de transport facilitant l'accès aux opportunités d'emplois aux populations qui y résident et de l'autre par les différences des compositions socioprofessionnelle de ces populations.

Nous présentons dans la suite de cette section des statistiques et des cartes montrant les disparités des compositions socioprofessionnelles des différentes zones ainsi que les différences d'accessibilité aux opportunités d'emplois des populations qui y résident ; nous nous intéressons également à l'ampleur de la concurrence à laquelle elles doivent faire face pour des postes situés à différentes durées de déplacement.

Disparité de la répartition spatiale des travailleurs hautement qualifiés et faiblement qualifiés

Nous considérons comme travailleurs hautement qualifiés les artisans, les commerçants, les chefs d'entreprises, les cadres et les professions intellectuelles supérieures ; et comme travailleurs faiblement qualifiés les employés et les ouvriers. Nous ne prenons pas en compte les agriculteurs car leur part dans la population active est très faible. Quant aux professions intermédiaires, nous ne les faisons pas apparaître explicitement, pour éviter la colinéarité des variables indépendantes lors de l'estimation économétrique. La Figure 2 montre la répartition géographique des travailleurs faiblement qualifiés sur le territoire francilien. Celle des travailleurs qualifiés en est l'opposé.

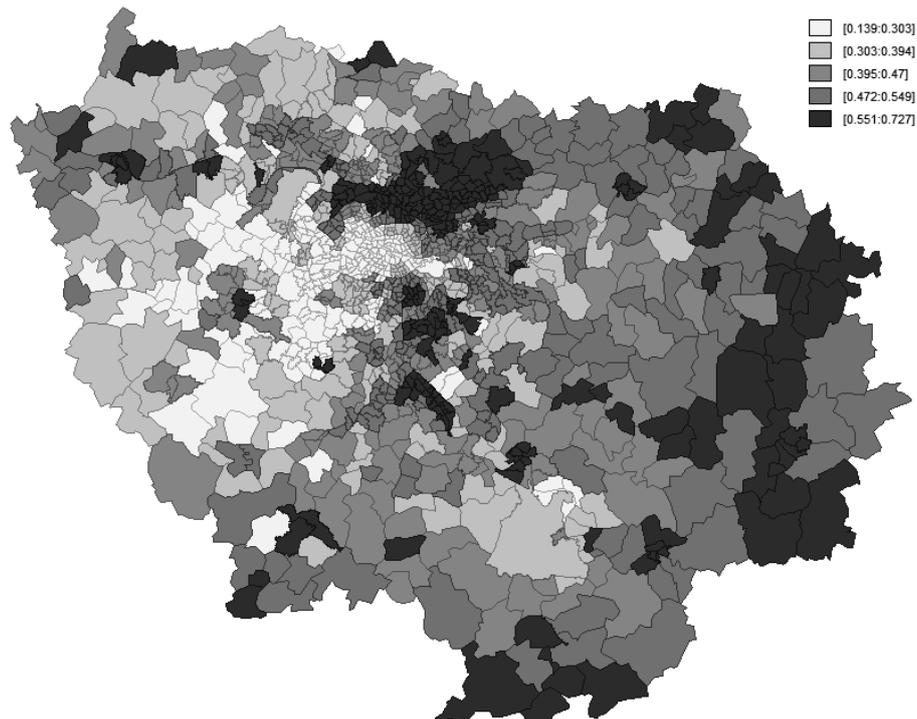


Figure 2: Distribution spatiale des travailleurs faiblement qualifiés

Globalement, les zones situées dans Paris et dans l'ouest de l'Idf présentent les taux de travailleurs hautement qualifiés les plus élevés tandis que les zones du nord et de l'est de la région sont caractérisées par la présence d'une forte proportion de travailleurs faiblement qualifiés. C'est en particulier le cas de la Seine-St-Denis, des zones du Sud-est du Val-d'Oise, d'une part non négligeable des zones du Val-de-Marne et des zones situées dans l'extrémité Est de la région, où les taux de travailleurs faiblement qualifiés sont les plus élevés.

Disparité de la densité d'emplois et du nombre d'emploi accessibles à 45 minutes

La Figure 3 montre les disparités de répartition des emplois au sein du territoire francilien.

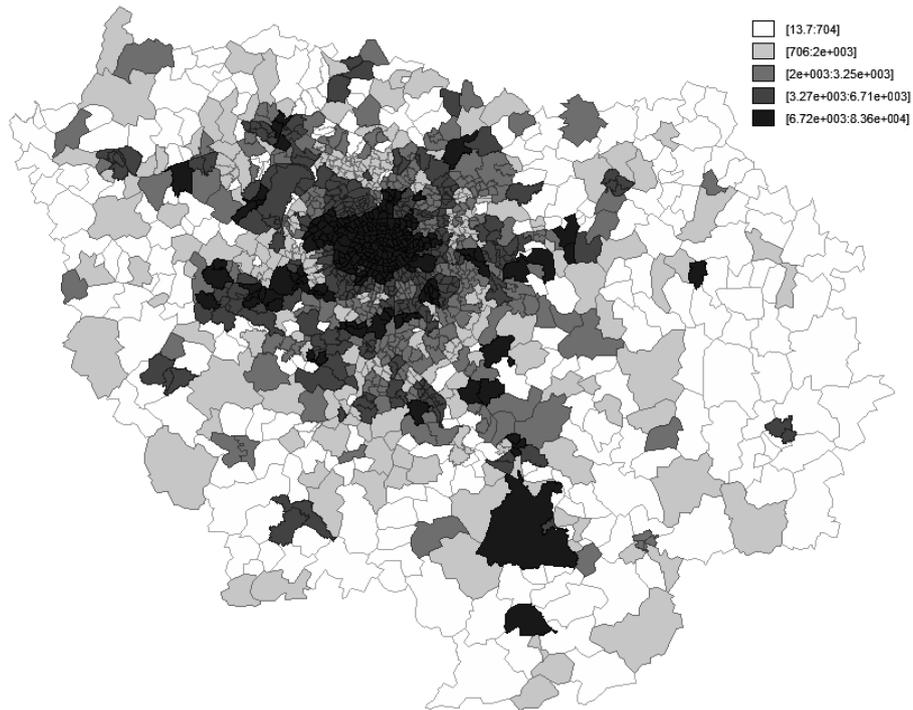


Figure 3: Distribution spatiale des emplois en IDF

Les zones situées dans Paris et la petite couronne comptent le plus grand nombre d'emplois. Du fait de la forte concentration géographique des emplois au centre, les populations de ces zones sont également celles qui ont accès au plus grand nombre de postes à 45 minutes de trajet par les transports collectifs. Cependant la majorité de ces zones enregistrent des taux de chômage très élevés. Bien que cela n'aille pas à l'encontre de l'hypothèse du *spatial mismatch* puisque celle-ci stipule qu'un éloignement des centres d'emploi conduit à une hausse du chômage mais nullement qu'une proximité à ces centres induit une baisse du chômage, il n'en demeure pas moins contre-intuitif.

Ce phénomène s'explique par le fait que les habitants des zones souffrant de taux de chômage élevés doivent, en plus d'être faiblement qualifiés, faire face à une concurrence de travailleurs prêts à se déplacer de beaucoup plus loin. Cela va à l'encontre d'une idée fréquemment citée en économie des transports, celle de l'existence d'une distance ou d'une durée de déplacement seuil au-delà de laquelle on ne se déplace pas pour travailler. Nous nous assurons de l'absence d'un tel seuil en IdF en calculant un indice d'accessibilité aux emplois pour chacune des 1289 zones. Cet indice est construit sur la base d'une fonction de friction faisant intervenir pour chacune des zones les durées de déplacement nécessaires pour atteindre chacune des autres.

Mesurer la dissociation entre emploi et lieu de travail

Il y a une forte dissociation entre emploi et lieu de travail en IdF. On peut la faire apparaître en traçant une courbe de Lorenz reliant le pourcentage de population cumulée en abscisses et le pourcentage d'emploi cumulé en ordonnées, les communes étant triées par valeurs croissantes de leur taux d'emploi. La Figure 4 présente cette courbe pour l'ensemble de la population. Rappelons que, quand les deux répartitions sont identiques, la courbe de Lorenz se confond avec la diagonale principale. C'est loin d'être le cas ici. Nous avons également tracé les courbes de Lorenz pour trois sous-populations: les qualifiés (PCS 2 et 3), les professions intermédiaires (PCS 4) et les peu qualifiés (PCS 5 et 6). Elles ne sont pas

représentées ici car, dans les trois cas, la courbe obtenue est très similaire à la courbe générale.

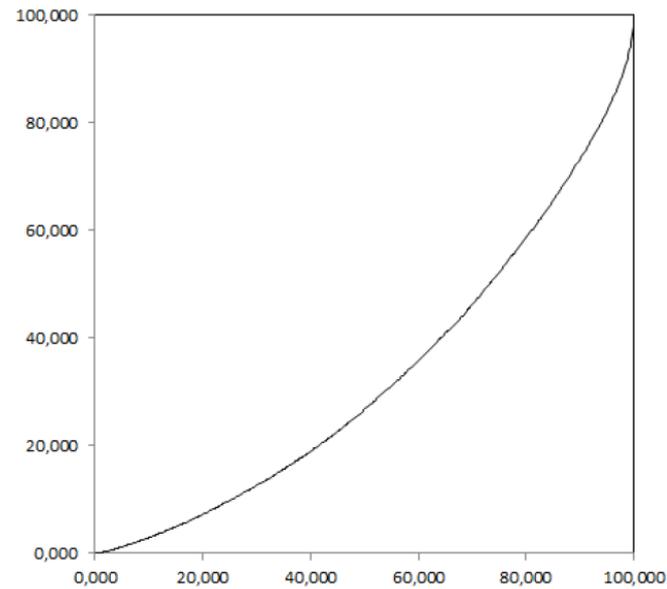


Figure 4: Courbe de Lorenz population-emploi

La courbe de Lorenz ne fournit pas de mesure de la dissociation entre répartitions géographiques de la population et de l'emploi. Pour mesurer cette dissociation, nous avons utilisé deux indices. Le premier est l'indice de Gini, directement associé à la courbe de Lorenz. Le second est l'indice d'Isard, égal à la somme des différences absolues entre la part de chaque localisation dans la population et sa part dans l'emploi. Rappelons que cet indice s'interprète comme la part de la population (ou de l'emploi) qu'il faudrait déplacer entre zones géographiques pour que les deux répartitions deviennent identiques. Le Tableau 2 donne les résultats de ce calcul pour l'ensemble de la population et pour chacune des sous-populations que sont les qualifiés, les professions intermédiaires et les non qualifiés.

	Gini	Isard
Ensemble	0,35	0,48
Qualifiés	0,38	0,52
Prof intermédiaires	0,38	0,54
Peu qualifiés	0,36	0,51

Tableau 2: Mesures de dissociation entre population et emploi

Avec des valeurs comprises entre 0,35 et 0,38 pour l'indice de Gini et entre 0,48 et 0,54 pour l'indice d'Isard, les niveaux de concentration mesurés par ces indices sont élevés : pour revenir à une absence totale de dissociation, il faudrait déplacer environ la moitié de la population (ou des emplois). De plus, on ne voit pas apparaître de différences significatives entre niveaux de qualification. Mesurée ainsi, la dissociation entre emploi et population n'est ni plus forte ni plus faible pour les non qualifiés que pour les qualifiés. Il faut cependant nuancer ce constat pour deux raisons. D'une part, les deux mesures utilisées ici sont non géographiques car elles ne tiennent pas compte des distances entre les zones bien pourvues en population et celles qui sont bien pourvues en emploi. D'autre part, à niveau de dissociation identique, les coûts et les temps de transport induits par cette dissociation ne pèsent pas forcément de la même manière sur les deux populations.

Dissociation entre emploi et lieu de travail et accessibilité

Pour aller plus loin, il faut utiliser des mesures d'accès à l'emploi. Plusieurs d'entre elles sont utilisées dans la littérature empirique ayant pour objet l'estimation de l'impact de la déconnexion spatiale entre lieux de résidence et centres d'emplois sur le chômage. Dans les papiers traitant de l'Idf, les mesures utilisées sont les indices de dissimilarité de DUNCAN et DUNCAN (SELOD et GOBILLON 2007), la part d'emplois à 45 minutes des communes dans l'emploi total de la région (SELOD et GOBILLON 2007 - DUGUET, L'HORTY et SARI 2009) et le quotient du nombre d'emplois dans un périmètre de 20 kilomètres autour d'une commune sur la population active dans ce même périmètre (DUGUET, L'HORTY et SARI 2009).

Nous proposons dans ce papier une autre mesure basée sur l'estimation économétrique du degré de dissociation entre lieux de résidence et lieux de travail. Nous partons d'une formulation simple, similaire à celle d'un modèle gravitaire. L'Idf est découpée en 1289 zones et la durée de déplacement entre les zones m et n est égale à $d_{m,n}$. Pour une personne résidant en zone n , l'utilité de travailler dans la zone m dépend du nombre d'emplois disponibles dans cette zone, du coût de déplacement entre les zones m et n , lui-même fonction de $d_{m,n}$, et d'un terme aléatoire. En faisant les hypothèses standards qui sont à la base du modèle logit, on obtient l'équation 1 donnant la probabilité qu'un résidant de n travaille en m :

$$Pr_{n,m} = \frac{\exp(\alpha \ln E_m + f(d_{m,n}))}{\sum_j \exp(\alpha \ln E_j + f(d_{j,n}))} \quad (1)$$

où E_m est le volume d'emplois disponibles en m et $f(d_{m,n})$ une fonction de friction. Plutôt que de fixer a priori la forme de cette fonction de friction, par exemple en faisant le choix classique $f(d_{m,n}) = \ln(d_{m,n})$, nous préférons une approche basée sur l'estimation de fonctions splines. Cette approche plus souple permet de mieux cerner la forme de la fonction de friction, et notamment de vérifier l'argument souvent avancé comme quoi il y aurait un seuil au-delà duquel le volume des déplacements s'effondre (ce seuil serait d'environ une heure).

L'estimation de ce modèle a nécessité l'utilisation simultanée des trois sources de données décrites ci-dessus. Le modèle est régressé en utilisant l'ensemble des observations relatives aux déplacements des travailleurs en activité figurant dans l'EGT 2010. Les informations sur ces déplacements sont complétées par les durées de déplacement issues de MODUS et le nombre d'emplois par commune issu du recensement.

Nous avons fait des régressions avec comme population les travailleurs en poste se déplaçant en TC, des régressions avec comme population les travailleurs en poste se déplaçant en VP et des régressions avec comme population l'ensemble des travailleurs en poste quelque soit le mode de déplacement. En ce qui concerne la troisième série de régressions, la combinaison d'un nombre élevé d'observations dans l'EGT et d'un nombre important de destinations potentielles conduit à des problèmes de calcul que nous résolvons en faisant des estimations séparées pour chaque jour de la semaine.

La fonction de friction estimée est une spline linéaire continue avec des seuils à 2, 5, 10, 15, 20, 25, 30, 35, 40, 50, 60, 70 et 100 minutes. On trouvera dans le Tableau 3 les résultats de l'estimation effectuée sur les travailleurs questionnés sur des déplacements effectués un lundi pour se rendre à leur lieu de travail, sans distinction du mode de transport emprunté :

Variable	Coefficient	Ecart-type
Log de l'emploi	0,913	0,034
Durée	-0,459	0,088
Durée au-delà de 2mn	0,305	0,142
Durée au-delà de 5mn	-0,021	0,087
Durée au-delà de 10mn	0,017	0,056
Durée au-delà de 15mn	0,087	0,057
Durée au-delà de 20mn	-0,043	0,060
Durée au-delà de 25mn	0,055	0,064
Durée au-delà de 30mn	-0,042	0,069
Durée au-delà de 35mn	0,041	0,072
Durée au-delà de 40mn	-0,018	0,053
Durée au-delà de 50mn	0,027	0,042
Durée au-delà de 60mn	-0,053	0,052
Durée au-delà de 70mn	0,091	0,046
Durée au-delà de 100mn	0	0,081

Tableau 3: Régression sur les travailleurs questionnés sur des déplacements effectués un lundi sans distinction du mode de transport

Les résultats obtenus pour l'ensemble des régressions sont stables et robustes¹⁰. En sus de confirmer le lien positif et significatif entre la probabilité de travailler dans une zone et le nombre d'emplois qui y est situé et le lien négatif entre la probabilité d'y travailler et la durée de déplacement à partir du lieu de résidence, ces régressions nous permettent de construire des représentations graphiques des fonctions de friction. Nous avons superposé celles qui sont issues des régressions tous modes confondus sur le graphique Figure 5. Le temps de déplacement en minutes est en abscisse et la valeur de la fonction de friction en ordonnées. Les représentations graphiques des deux autres fonctions de friction affichent un aspect similaire.

¹⁰Ces résultats sont disponibles auprès des auteurs

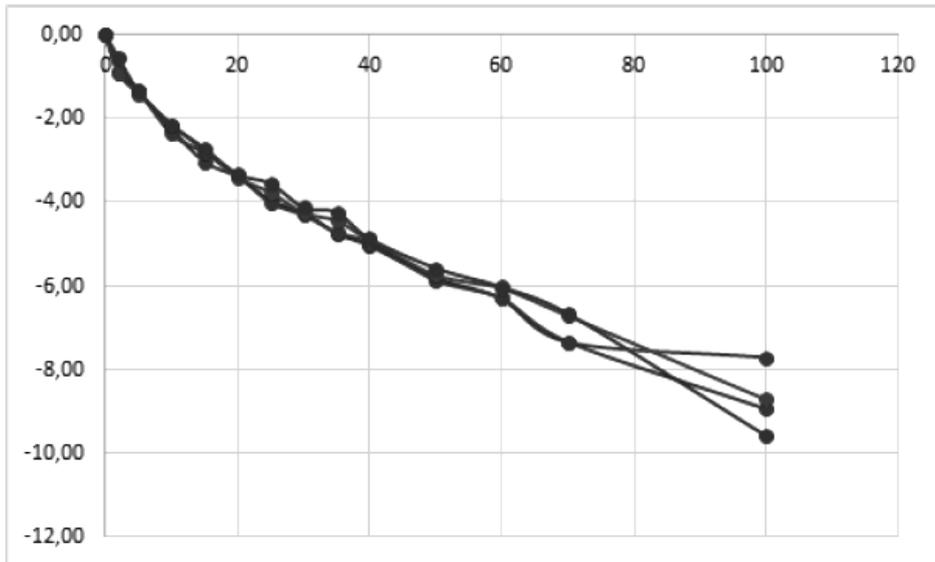


Figure 5: Fonctions de friction issues des régressions tous modes de transport

Les résultats pour les différents jours de la semaine sont parfaitement cohérents entre eux. On a dans tous les cas une évolution très régulière et aucun élément ne permet de mettre en évidence un effet de seuil éventuel. On peut alors utiliser les résultats de cette évaluation pour calculer une mesure d'accessibilité. Dans le contexte du modèle logit utilisé ici, la mesure d'accessibilité aux emplois à partir de la zone n est égale à : $\ln\left(\sum_j \exp\left(\alpha \ln E_j + f(d_{j,n})\right)\right)$.

La Figure 6 donne la répartition spatiale des indices d'accessibilité ainsi obtenus.

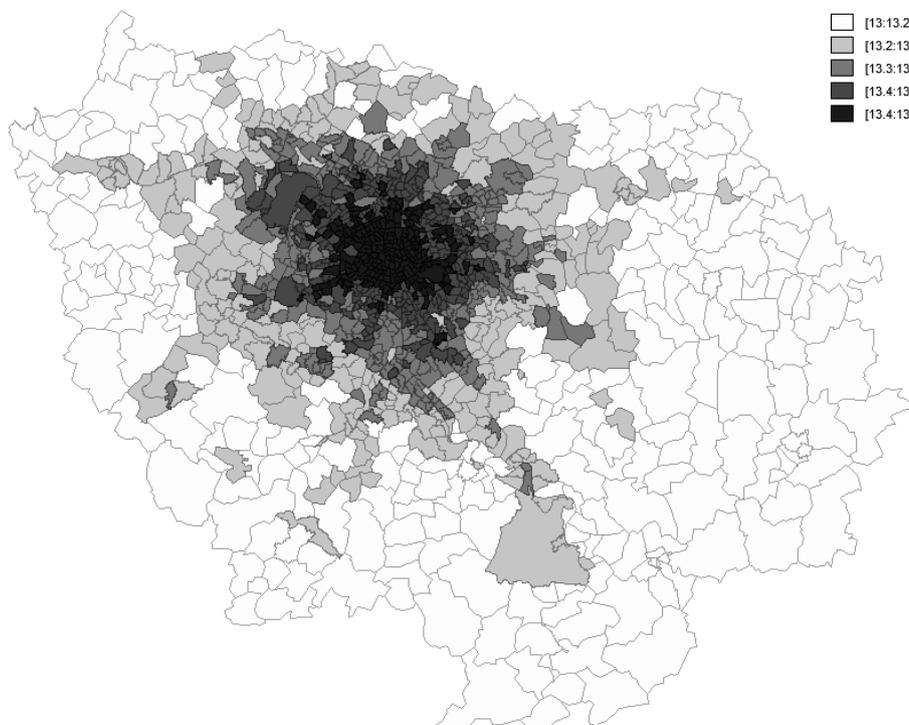


Figure 6: Répartition spatiale des indices d'accessibilité

Les zones ayant les indices d'accessibilité à l'emploi les plus élevés sont les zones situées dans Paris et la petite couronne. Ces zones sont caractérisées par des taux de chômage plutôt élevés. Bien que ce résultat paraisse paradoxal, nous montrons dans le paragraphe suivant qu'il l'est moins qu'on pourrait le penser à première vue. Notons par ailleurs que les zones où les indices d'accessibilité sont les plus élevés sont également les zones où la densité de population est la plus grande. Or, la densité de la zone d'origine a également un impact sur l'accessibilité à l'emploi. Ce qui importe en effet est le nombre d'emplois accessibles par habitant de la zone, car des habitants plus nombreux pouvant accéder au même volume d'emplois auront plus de difficulté à obtenir l'un de ces emplois. Ce qui nous conduit à rapporter l'indice d'accessibilité de chaque zone à sa population. La Figure 7 montre que si l'on tient compte des densités de populations, les zones périphériques affichent un meilleur indice d'accessibilité que les zones centrales.

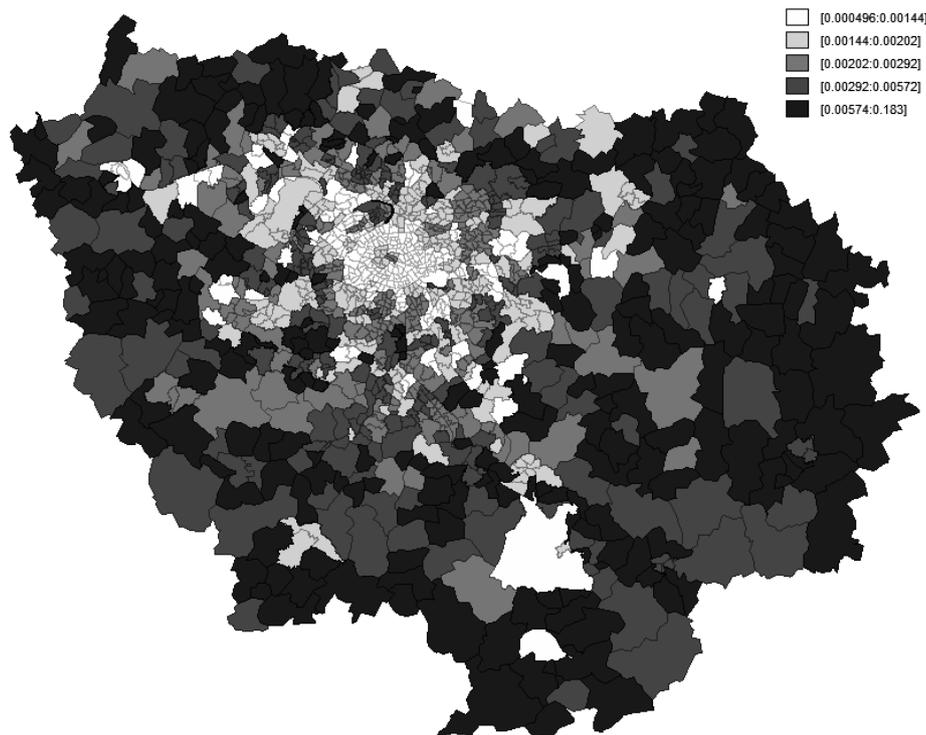


Figure 7: Répartition spatiale des indices d'accessibilité rapportés au nombre d'habitants

Il est également intéressant de comparer les indices d'accessibilité que nous avons calculés et les indices usuels reposant sur le nombre d'emploi disponibles dans les zones accessibles à moins de 30, 45 et 60 minutes. Sur la Figure 8, chaque zone est représentée par un point ayant pour abscisse l'indice d'accessibilité et pour ordonnée le nombre d'emplois accessibles en 45 minutes. Le graphique démarre par une partie horizontale importante, où l'indice d'accessibilité varie de 0 à 13,35, pendant que le nombre d'emplois accessibles à moins de 45 minutes varie très peu. Sachant que les valeurs les plus faibles correspondent aux zones pour lesquelles l'accessibilité aux emplois est la plus faible, ce graphique signifie que le nombre d'emplois accessibles à moins de 45 minutes différencie peu entre les zones ayant l'accessibilité aux emplois la plus faible, alors que l'indice que nous avons calculé le fait beaucoup plus fortement. Les graphiques confrontant notre indice avec le nombre d'emploi accessibles en 30 ou 60 minutes, non présentés ici, ont une forme tout à fait similaire, avec la même interprétation.

Ce résultat est facile à comprendre. L'usage d'un seuil de durée de déplacement a pour conséquence que la répartition géographique des emplois dont la distance-temps est supérieure à ce seuil importe peu. Ils peuvent être localisés à une distance légèrement supérieure ou très supérieure au seuil sans que cela change la mesure. Avec l'indice que nous proposons, l'ensemble des temps de trajet compte et nous pouvons mieux différencier entre elles les zones ayant la plus faible accessibilité aux emplois.

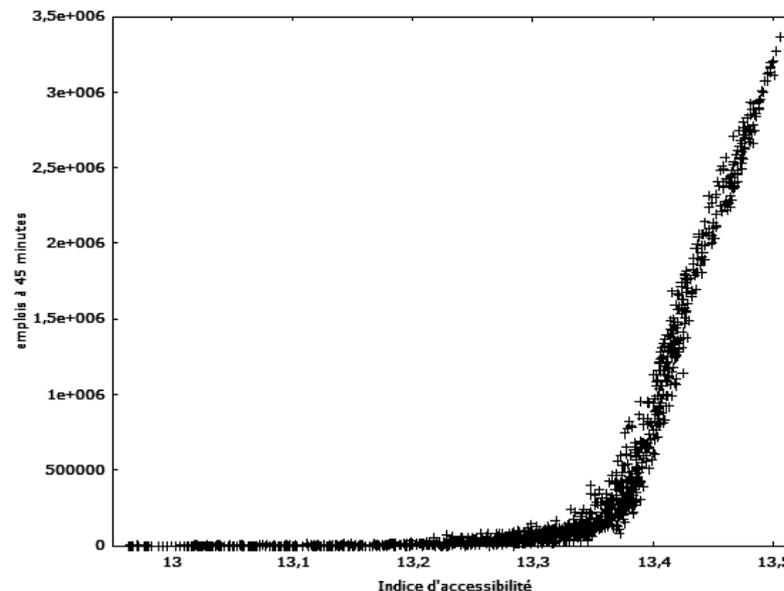


Figure 8: Indice d'accessibilité et emplois à moins de 45 minutes

Concurrence pour les emplois à différentes durées en TC

La concurrence pour les emplois est un aspect important lors du traitement des problématiques liées au chômage, surtout dans un contexte global caractérisé par l'existence de plus de travailleurs que d'emplois. Qu'une part importante de l'emploi d'une région soit localisée à une durée de déplacement raisonnable est souhaitable. Cependant, si la population active est beaucoup plus élevée que les opportunités d'emploi, l'effet de la proximité aux centres d'emplois risque de demeurer très limité. La négliger risque cependant de biaiser les résultats. En effet, les populations résidant dans les zones où les indices d'accessibilité sont les plus élevés ont accès à un nombre de postes plus grand que les habitants des zones dans lesquelles les indices d'accessibilité sont plus faibles en effectuant des trajets de durées similaires. Cependant, comme les zones caractérisées par un indice d'accessibilité élevé sont des zones centrales et plutôt facilement accessibles de partout dans la région, les emplois qui en sont proches sont également facilement accessibles pour des travailleurs issus des autres zones de la région, ce qui n'est pas le cas des emplois situés dans ou à proximité des zones plus difficiles d'accès. Par exemple, les emplois situés dans Paris intramuros sont accessibles à des travailleurs de toute l'Idf, tandis que les emplois situés dans l'ouest de la grande couronne sont difficilement accessibles pour les travailleurs qui résident dans l'est de la grande couronne.

Et comme en Idf il n'existe aucun seuil de durée de déplacement au-delà duquel les travailleurs ne cherchent pas un emploi, ceux qui résident dans les zones les plus accessibles sont très vraisemblablement sujets à une concurrence pour les emplois beaucoup plus rude que celle à laquelle les travailleurs des zones peu accessibles sont soumis.

Pour mesurer le degré de concurrence auquel les travailleurs de chacune des zones sont soumis pour des emplois situés à différentes durées de déplacement en TC, nous avons calculé les indicateurs suivants :

$$ICONC_{n,d} = \left(\frac{\text{Emplois à une durée inférieure ou égale à } d}{\text{Travailleurs à une durée inférieure ou égale à } d \text{ de la zone de ces emplois}} \right)^{-1}$$

$ICONC_{n,d}$ est l'indice renseignant sur le degré de concurrence auquel les travailleurs de la zone n sont sujets pour les emplois situés à une durée de déplacement en transport en commun inférieure ou égale à d . Plus cet indice est élevé, plus la concurrence subie par les travailleurs de n est grande.

La Figure 9 présente la distribution spatiale des indices de concurrence pour les emplois situés à moins de 45 minutes. Nous avons également calculé des indices pour des durées de 30 et 60 minutes, qui aboutissent à des résultats similaires. La logique de la distribution spatiale des indices de concurrence est globalement circulaire. Plus on se rapproche du centre de la région, plus l'indice de concurrence est élevé et, plus on s'en éloigne, plus l'indice de concurrence devient faible.

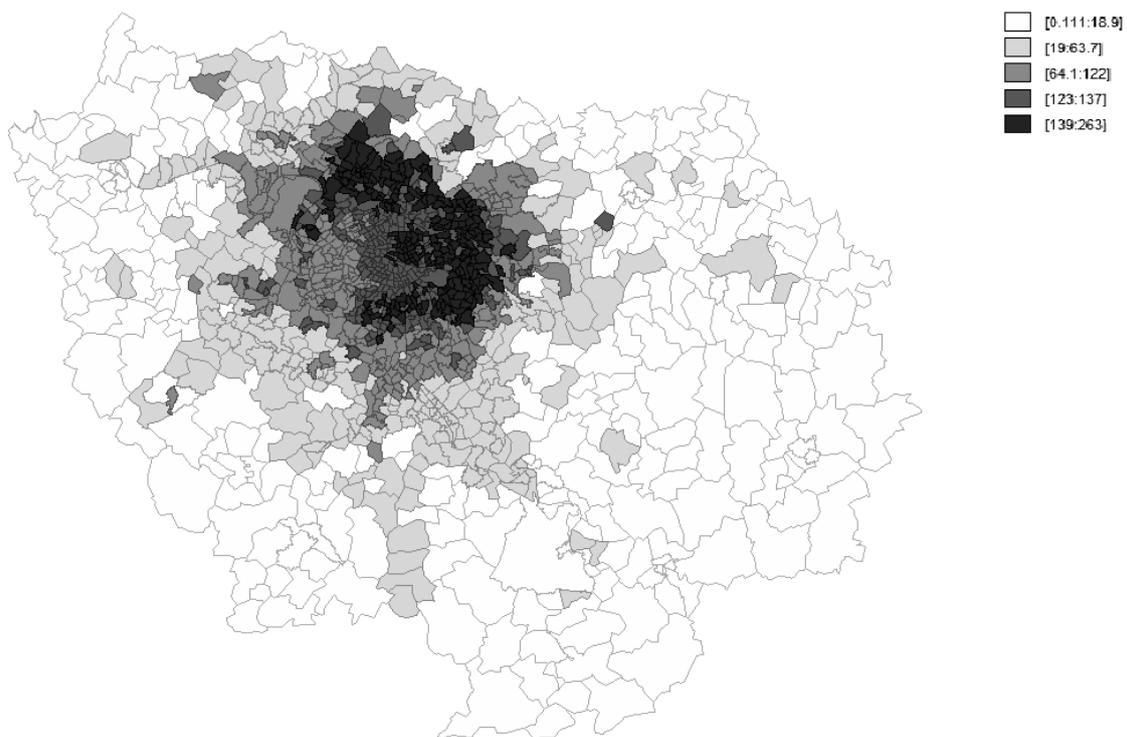


Figure 9: Indice de concurrence pour les emplois à 45 minutes en TC

-4-

Impact de l'accessibilité et de la concurrence sur les taux de chômage

Notre modèle de base est linéaire de la forme :

$$Y = Xb + \varepsilon$$

où y est le vecteur des taux de chômage par zone, X la matrice des variables indépendantes qui sont : l'indice d'accessibilité par habitant, l'indice de concurrence et la répartition de la population par niveau de qualification, b le vecteur des coefficients à estimer et ε un vecteur de termes aléatoires. C'est le modèle 1. Nous testons également deux variables explicatives supplémentaires, la part des femmes et la part des jeunes (15-24 ans), il s'agit des modèles 2, 3 et 4. Toutes les variables sont introduites sous forme logarithmique; les coefficients s'interprètent donc comme des élasticités.

Au vu de la distribution spatiale des taux de chômage d'une part et de celles des variables indépendantes de l'autre, l'existence d'interdépendances spatiales est très vraisemblable. Cette intuition est confirmée par les tests de Moran et les tests du multiplicateur de Lagrange (cf. Tableau 5); ceci nous impose l'adoption d'un modèle spatial¹¹.

L'un des aspects importants de l'estimation d'un tel modèle est la spécification d'une matrice de poids. Sachant qu'aucune ne s'impose, nous utilisons les trois matrices suivantes : W_1 et W_3 sont respectivement la matrice de contiguïté d'ordre 1 et d'ordre 3 ou moins et V_{50} la matrice des 50 plus proches voisins¹².

Ces matrices permettent de tester la robustesse des résultats en introduisant des interactions de natures différentes : W_1 ne prend en compte que des interactions de proximité, chaque zone n'interagissant directement qu'avec les zones qui lui sont contigües ; W_3 relâche cette contrainte de proximité, chaque zone interagissant avec des voisins plus éloignées que les précédentes ; et V_{50} autorise des interactions directes avec des zones relativement éloignées, puisque les 50 zones les plus proches sont prises en compte.

Les résultats des tests du multiplicateur de Lagrange et de leurs versions robustes orientent vers l'estimation d'un modèle SARAR¹³. Ce modèle conduisant à des aberrations¹⁴ et l'autocorrélation spatiale étant beaucoup plus importante que l'autorégression spatiale, nous retenons le modèle SEM¹⁵. Rappelons qu'un tel modèle est de la forme:

$$\begin{aligned} Y &= Xb + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W + \eta \end{aligned}$$

où η est un terme aléatoire iid, W une matrice de poids spatiaux normalisée et λ un coefficient d'autocorrélation spatiale.

Le Tableau 4 montre les résultats d'estimation par les MCO. Notre modèle de base est le modèle 1. Conformément à nos attentes, une meilleure accessibilité aux emplois impacte négativement le taux de chômage tandis qu'une plus forte concurrence sur les emplois

¹¹Les tests sont effectués sur la base du modèle avec les 3 matrices de poids présentées ci-après. Les résultats sont robustes au choix de la matrice.

¹²Les matrices sont normalisées : la somme de chacune de leurs lignes est égale à l'unité

¹³Avec autorégression spatiale et autocorrélation spatiale des erreurs

¹⁴Coefficient d'autorégression négatif, incohérent avec la forte autocorrélation spatiale positive observée sur les données

¹⁵Modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs

accessibles l'impacte positivement. Comme attendu, les zones avec une part de travailleurs qualifiés plus élevée ont un taux de chômage plus faible tandis que les zones avec une part de travailleurs non qualifié élevée ont un taux de chômage plus élevé. Les modèles 2 à 5 sont obtenus en ajoutant au modèle 1 la part des femmes actives, ou la part des jeunes actifs ou les deux. La part des femmes actives a un effet négatif sur le taux de chômage tandis que l'effet de la part des jeunes n'est pas significatif. Dans les deux dernières colonnes du Tableau 4, on trouvera les résultats d'estimation du modèle 1 en utilisant comme variable dépendante le taux de chômage des qualifiés et celui des non qualifiés. Les effets estimés sur le chômage des qualifiés sont très élevés et peu crédibles; leur ampleur peut s'expliquer par le fait que le chômage des qualifiés est faible et varie très peu d'une zone à l'autre. Les effets estimés sur le chômage des non qualifiés sont proches des effets estimés sur le chômage total.

Variable	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Qualifiés	Non Qualifiés
Constante	-3,86 ***	-4,69 ***	-3,67 ***	-4,54 ***	-7,36 ***	-3,04 ***
Indice d'accessibilité	-0,15 ***	-0,16 ***	-0,14 ***	-0,16 ***	-0,51 ***	-0,11 ***
Concurrence pour les emplois à 45 mn	0,08 ***	0,09 ***	0,08 ***	0,09 ***	0,08 ***	0,08 ***
Part de travailleurs qualifiés	-0,40 ***	-0,35 ***	-0,39 ***	-0,34 ***	-0,48 ***	-0,15 **
Part de travailleurs non qualifiés	0,15 ***	0,19 ***	0,14 **	0,18 ***	-0,17	0,14
Part femmes actives	-	-1,16 ***	-	-1,15 ***		
Part jeunes actifs	-	-	0,07	0,05		

Tableau 4: Estimations MCO

	W_1	W_3	V_{50}
I de Moran	0,43 ***	0,28 ***	0,25 ***
LMerr	716 ***	2075 ***	2288 ***
LMlag	563 ***	485 ***	337 ***
RLMerr	215 ***	1336 ***	1964 ***
RLMlag	62 ***	45 ***	13,7 ***

Tableau 5: Test de Moran et tests LM d'interaction spatiale

Le Tableau 6 présente les résultats d'estimation du modèle 1 avec autocorrélation spatiale, estimé en utilisant chacune des trois matrices de poids. Le Tableau 7 donne les résultats d'estimation du même modèle en faisant varier l'indice de concurrence utilisé, la matrice de poids utilisée étant W_3 et la variable dépendante étant le taux de chômage global. Le Tableau 8 donne les résultats d'estimation des modèles 1 à 4 avec autocorrélation spatiale, la matrice de poids utilisée étant également W_3 et la variable dépendante le taux de chômage global. Enfin, le Tableau 9 donne les résultats d'estimation des quatre mêmes modèles, en utilisant maintenant le taux de chômage des non qualifiés comme variable dépendante, toujours avec W_3 pour les poids.

Les résultats sont très cohérents d'un modèle à l'autre et d'une matrice de poids à l'autre. Le coefficient de l'indice d'accessibilité est significativement négatif, avec un coefficient compris entre -0,07 et -0,09 suivant les estimations. Rappelons que les variables ont été introduites dans le modèle sous forme logarithmique. En conséquence, les coefficients estimés

s'interprètent comme des élasticités. Un indice d'accessibilité plus élevé de 10% se traduit donc par une baisse des effectifs de chômeurs de 0,7 à 0,8%. L'impact de la concurrence pour les emplois est significativement positif. La valeur du coefficient estimé varie peu d'une estimation à l'autre; elle est d'environ 0,04. .

Enfin, du côté des autres variables introduites, on trouve des effets similaires à ceux qu'on avait obtenus sur la base des MCO : un effet fortement positif du taux de travailleurs non qualifiés, un effet fortement négatif du taux de travailleurs qualifiés, un effet positif de la part de jeunes actifs et un effet négatif de la part des femmes actives.

Variable	Matrice de poids utilisée		
	W_1	W_3	V_{50}
Constante	-3,12 ***	-3,16 ***	-3,52 ***
Indice d'accessibilité	-0,07 ***	-0,08 ***	-0,08 ***
Concurrence pour les emplois à 45 mn	0,04 ***	0,04 ***	0,04 ***
Part de travailleurs qualifiés	-0,35 ***	-0,40 ***	-0,41 ***
Part de travailleurs non qualifiés	0,24 ***	0,22 ***	0,22 ***
Autocorrélation spatiale	0,78 ***	0,96 ***	0,96 ***

Tableau 6: Estimation du modèle SEM chômage global

Variable	Indice de concurrence utilisé		
	30 mn	45 mn	60 mn
Constante	-2,99 ***	-3,16 ***	-3,14 ***
Indice d'accessibilité	-0,08 ***	-0,08 ***	-0,08 ***
Concurrence pour les emplois	0,00	0,04 ***	0,03 ***
Part de travailleurs qualifiés	-0,40 ***	-0,40 ***	-0,40 ***
Part de travailleurs non qualifiés	0,22 ***	0,22 ***	0,23 ***
Autocorrélation spatiale	0,95 ***	0,96 ***	0,94 ***

Tableau 7: Estimation du modèle SEM chômage global pour différentes mesures de la concurrence (Matrice de poids W_3)

Variable	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Constante	-3,16 ***	-3,75 ***	-2,39 ***	-2,90 ***
Indice d'accessibilité	-0,08 ***	-0,09 ***	-0,07 ***	-0,08 ***
Concurrence pour les emplois à 45 mn	0,04 ***	0,04 ***	0,04 ***	0,04 ***
Part de travailleurs qualifiés	-0,40 ***	-0,37 ***	-0,34 ***	-0,33 ***
Part de travailleurs non qualifiés	0,22 ***	0,23 ***	0,16 ***	0,17 ***
Part femmes actives	-	-0,79 ***	-	-0,62 ***
Part jeunes actifs	-	-	0,29 ***	0,27 ***
Autocorrélation spatiale	0,96 ***	0,93 ***	0,95 ***	0,94 ***

Tableau 8: Variantes du modèle SEM chômage global (matrice de poids W_3)

Variable	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4
Constante	-2,77 ***	-3,26 ***	-2,29 ***	-2,75 ***
Indice d'accessibilité	-0,07 ***	-0,08 ***	-0,06 ***	-0,07 ***
Concurrence pour les emplois à 45 mn	0,07 ***	0,07 ***	0,06 ***	0,07 ***
Part de travailleurs qualifiés	-0,16 **	-0,14 **	-0,13 *	-0,11
Part de travailleurs non qualifiés	0,13	0,15	0,10	0,12
Part femmes actives	-	-0,65 *	-	-0,55
Part jeunes actifs	-	-	0,18 **	0,16 **
Autocorrélation spatiale	0,65 ***	0,64 ***	0,68 ***	0,66 ***

Tableau 9: Estimation du modèle SEM chômage non qualifiés (la matrice de poids W_3)

-5- Simulations

Pour mesurer l'impact du Grand Paris Express, nous reprenons les modèles estimés dans la section précédente et nous calculons les prévisions qu'ils donnent dans deux situations : La première est la situation en l'absence du GPE¹⁶ et la seconde est la situation avec le GPE. Pour cette dernière, nous avons recalculé les indices d'accessibilité et de concurrence en utilisant les résultats de simulation du modèle MODUS.

La figure 10 montre la répartition géographique des gains d'accessibilité induits par la mise en place du GPE. Les gains d'accessibilité les plus élevés sont dans la petite couronne, à l'Ouest de l'IDF et le long d'un grand couloir allant du Nord-est au Sud.

¹⁶ Par ce biais nous testons la performance de notre modèle. Celui-ci approche très correctement les taux de chômage observés.

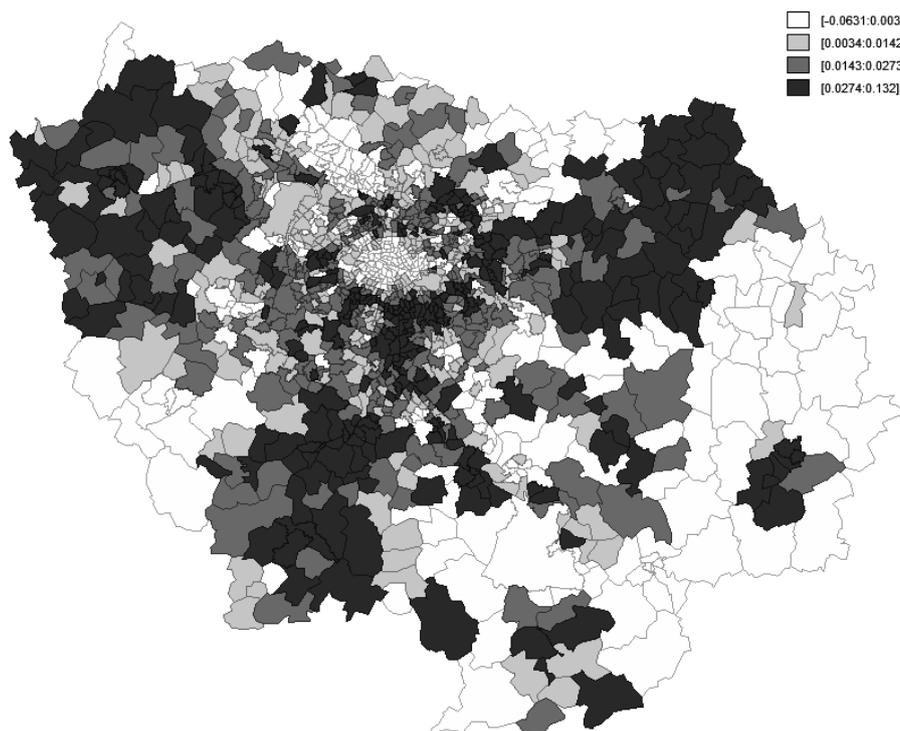


Figure 10: Gains d'accessibilité

Avec le modèle 1 estimé en utilisant l'indice de concurrence à 45 minutes et la matrice de poids W_3 , nous trouvons que le taux de chômage moyen dans la région passe de 12,1% en l'absence du GPE à 9,0% après sa mise en place. Il y a donc une baisse du taux de chômage de 3,1%. Le gain est considérable puisque la baisse du niveau de chômage est d'environ un quart¹⁷. L'utilisation d'autres modèles aboutit à des résultats similaires.

La Figure 11 présente la répartition géographique des diminutions de taux de chômage ; les cartes issues des autres simulations aboutissent à une répartition globalement similaire. Les baisses de taux de chômage sont particulièrement fortes au Nord-est de Paris, et donc pour l'essentiel dans les départements de Seine-Saint Denis où le taux de chômage est très élevé.

¹⁷Conditionnellement à ce que les communes ayant un niveau d'accessibilité donné après la mise en place du GPE se comportent comme les communes qui avaient avant cette mise en place le même niveau d'accessibilité

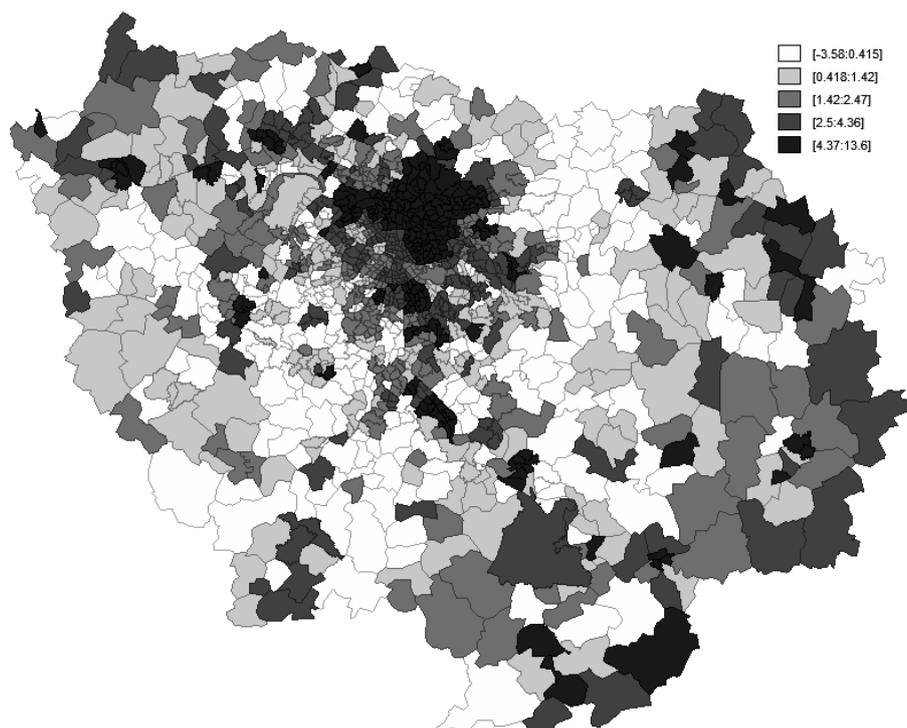


Figure 11: Impact du gain d'accessibilité sur les taux de chômage

Précisons cependant que la baisse des taux de chômage calculée induite par le GPE ne peut être obtenue que si tous les emplois nécessaires pour l'effectuer sont disponibles, qu'ils soient vacants ou qu'ils soient créés. Si ce n'est pas le cas, l'impact sur les taux de chômage sera plus faible.

-6-

Conclusion

En Ile-de-France, le taux de chômage moyen en 2012 était de 12% avec des disparités importantes. Les zones situées dans le nord et l'est de la région sont plus sévèrement touchées que les zones situées dans le sud et l'ouest.

Un grand nombre de zones plutôt centrales et jouissant d'une assez bonne accessibilité aux emplois se caractérisent par des taux de chômage élevés. Ceci semble contre intuitif à première vue, mais une analyse approfondie livre une explication qui tient en trois points. Premièrement, ces zones se caractérisent par des taux de travailleurs non qualifiés assez élevés. Deuxièmement, ces zones sont plutôt denses, or des habitants plus nombreux pouvant accéder au même volume d'emplois auront plus de difficulté à obtenir l'un d'eux. Enfin, les emplois dans les zones centrales sont plus facilement accessibles à un plus grand nombre de travailleurs. Par conséquent, les travailleurs résidant proche de ces zones subissent une concurrence plus rude pour les emplois qui sont à leur proximité que les travailleurs résidant en périphérie, d'autant plus que, comme nous l'avons montré, il n'existe en Ile-de-France aucun seuil de durée de déplacement au-delà duquel les travailleurs ne se déplacent pas pour travailler.

Les résultats des différents modèles spatiaux que nous avons estimés montrent qu'une meilleure accessibilité par habitant fait chuter les taux de chômage d'une zone. Les simulations

réalisées en s'appuyant sur les outputs de ces modèles et sur les données fournies par la SOCIETE DU GRAND PARIS estiment une baisse moyenne du chômage en Ile-de-France de 12% à 9% sous réserve de l'existence du nombre d'emplois nécessaires à cette baisse, soit sous forme de postes vacants soit grâce aux créations de postes.

Pour conclure, notons deux limites de ce travail. Premièrement, les données dont nous disposons nous obligent à exclure des zones limitrophes à la région IDF ce qui pourrait marginalement biaiser les résultats. Deuxièmement, compte tenu de la nature des données, nous n'avons pas pu tenir compte de l'endogénéité des choix des lieux de résidence des travailleurs. Cependant, l'effet positif d'une meilleure infrastructure sur l'atténuation des frictions inhérentes au marché du travail paraît indéniable.

Références

- 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.
- BRUECKNER J K, MARTIN R (1997) Spatial mismatch : An equilibrium analysis. *Regional Science and Urban Economics* 27: 693-714.
- BRUECKNER J K, ZENOU Y (2003) Space and unemployment: the labor-market effects of spatial mismatch. *Journal of Labor Economics* 21: 242–266.
- COULSON E, LAING D, WANG P (2001) Spatial mismatch in search equilibrium. *Journal of Labor Economics* 19: 949–972.
- DUJARDIN C, SELOD H, THOMAS I (2008) Residential segregation and unemployment: the case of Brussels. *Urban Studies* 45(1): 89-113.
- DUGUET E, L'HORTY Y, SARI F, (2009) Sortir du chômage en Ile-De-France : Disparités territoriales, spatial mismatch et ségrégation résidentielle. *Revue Economique* 60: 979-1010.
- FIELDHOUSE E (1999) Ethnic Minority Unemployment and Spatial Mismatch: the Case of London. *Urban Studies* 36(9): 1569-1596.
- GOBILLON L, MAGNAC T, SELOD H (2011) The effect of location on finding a job. *Journal of Applied Econometrics* 26(7): 1079-1112.
- GOBILLON L, SELOD H, ZENOU Y (2007) The mechanisms of spatial mismatch. *Urban studies* (44)12: 2401-2427.
- KAIN J F,(1968) Housing segregation, negro employment, and Metropolitan decentralization. *Quarterly Journal of Economics* 82: 175-197.
- 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.
- SELOD H, GOBILLON L, (2007) Les déterminants locaux du chômage en région parisienne. *Economie et Prévision* 180-181: 19-38.
- SMITH T, ZENOU Y (1997) Dual labor markets, urban unemployment and multicentric cities. *Journal of Economic Theory* 76: 185–214.
- SMITH T, ZENOU Y (2003) Spatial mismatch, search effort and urban spatial structure. *Journal of Urban Economics* 54: 129–156.
- SUHONG Z, ZHIDONG W, LUPING C (2012) The impact of spatial mismatch in low-income housing neighborhoods : A study of Guangzhou Metropolis, China. *Urban Studies* 50(9): 1817-1835.
- WASMMER E, ZENOU Y (2002) Does city structure affect job search and welfare? *Journal of Urban Economics* 51: 515–541.

ZENOU Y (2002) How do firms redline workers? *Journal of Urban Economic* 14: 472-504.

ZENOU Y, BOCCARD N (2000) Labor discrimination and redlining in cities. *Journal of Urban Economics* 48: 260-285.