

Les déterminants locaux du chômage en région parisienne

Laurent Gobillon^(*)

Harris Selod^(**)

Depuis près de trois décennies, un des objectifs de la politique de la ville est de faire baisser le chômage dans les banlieues défavorisées des agglomérations françaises (par exemple avec la création en 1997 de Zones franches urbaines proposant des incitations fiscales à l'implantation des entreprises et à l'embauche de la main d'œuvre dans certains quartiers). Force est de constater que malgré les efforts entrepris, la concentration spatiale des chômeurs reste très forte dans certaines zones de l'espace urbain. Comment comprendre l'existence de poches locales de chômage ? Pourquoi est-il si difficile de les faire disparaître ?

Comme le souligne un certain nombre d'analyses, la concentration spatiale du chômage peut trouver sa source dans un tri spatial des individus susceptibles de devenir chômeurs et effectuant des « choix » résidentiels similaires. En effet, les marchés fonciers jouent un rôle séparateur où les moins fortunés, souvent les moins qualifiés et les plus exposés au risque de chômage, sont relégués en périphérie des villes dans les quartiers les moins attractifs, où le parc de logements sociaux est le plus développé.

Mais la concentration spatiale du chômage peut avoir d'autres causes et s'expliquer également par des effets liés à la localisation elle-même : inadéquation locale de la demande et de l'offre de travail, effet de l'environnement social sur l'insertion sur le marché du travail, discrimination territoriale. Bien que ces mécanismes spatiaux aient été identifiés depuis longtemps par des travaux de sociologues, géographes, démographes ou urbanistes, seule une poignée d'études économiques a pour l'instant étudié ces questions. La publication en 2004 du rapport du Conseil d'Analyse Économique « Ségrégation urbaine et intégration sociale » (Fitoussi et alii, 2004) a joué un rôle précurseur en présentant conjointement des éléments de théorie et quelques éclairages empiriques, soulignant la nécessité d'études empiriques spatialisées plus approfondies.

L'objectif de la présente étude est d'essayer de mettre en évidence l'importance des effets spatiaux sur le chômage, en mettant l'accent sur le rôle de la ségrégation résidentielle et de la distance physique qui sépare les lieux de résidence des lieux d'emploi. Elle participe à une littérature empirique récente qui étudie ces questions en France et dans plusieurs autres pays d'Europe, notamment au Royaume-Uni, en Suède et en Belgique.

(*) Ined.

E-mail: laurent.gobillon@ined.fr

(**) Inra-Lea, École d'Économie de Paris, Crest et CEPR.

E-mail: harris.selod@ens.fr

Ce travail a été réalisé avec le soutien du Programme interdisciplinaire « Développement Urbain Durable » mis en place par le Ministère de la Recherche et le CNRS. Nous remercions François Bertrand, Yoann La Corte, Dominique Goux, Thierry Magnac, Eleonora Patacchini, Edmond Préteceille, Muriel Roger, Jos Van Ommeren, les participants au séminaire du Laboratoire d'Économie Appliquée et du séminaire « Économie du travail et espace » (Inra), ainsi que trois rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives. Nous demeurons seuls responsables des erreurs pouvant subsister dans l'article.

Nous proposons une revue de la littérature théorique initialement d'inspiration anglo-saxonne, soulignant comment un niveau élevé de ségrégation résidentielle et des problèmes d'accès physique aux emplois peuvent détériorer les opportunités économiques des habitants des quartiers en difficulté. Ces développements théoriques insistent sur les rôles divers joués par les freins à l'acquisition de capital humain, le rôle des réseaux sociaux localisés, la discrimination territoriale, l'inefficacité de la prospection d'emploi, ou le coût des migrations alternantes.

Ces théories sont ensuite testées par une étude économétrique qui s'intéresse à la fois à l'effet de la déconnexion physique aux emplois et de la ségrégation résidentielle sur les transitions individuelles des chômeurs franciliens sur le marché du travail. Nous exploitons les données de l'Enquête Emploi (1990-2002) et utilisons sa structure par grappe afin de caractériser la ségrégation des individus à un niveau très fin (de l'ordre du pâté de maisons). Nos estimations montrent que les chômeurs des quartiers ségrégués ont plus de mal à retrouver un emploi. Deux explications possibles de ce résultat sont la faiblesse du réseau social dans la recherche d'emploi et l'existence d'une discrimination territoriale.

L'explosion des violences urbaines en novembre 2005 a témoigné du profond malaise que connaissent certaines banlieues confrontées depuis plusieurs décennies à d'importantes difficultés économiques et sociales conjuguant échec scolaire et faiblesse des qualifications, chômage et précarité de l'emploi, pauvreté et insécurité. Bien que les mécanismes spatiaux de l'exclusion dans les banlieues françaises aient été identifiés depuis longtemps par des travaux de sociologues, géographes, démographes ou urbanistes (voir notamment Brun et Rhein, 1994 ; Vieillard-Baron, 1996 ; Préteceille et Pudal, 1995 ; Merlin, 1999), seule une poignée d'études économiques ont pour l'instant étudié ces questions. La publication en 2004 du rapport du Conseil d'Analyse Économique « Ségrégation urbaine et intégration sociale » (Fitoussi *et alii*, 2004) a joué un rôle précurseur en présentant conjointement des éléments de théorie et quelques éclairages empiriques, soulignant la nécessité d'études empiriques spatialisées plus approfondies. Des travaux de chercheurs ont commencé à répondre à cette attente en étudiant *dans leur dimension spatiale* trois aspects centraux du « problème des banlieues » : l'éducation (Benabou *et alii*, 2005 ; Goux et Maurin, 2007), la criminalité (Fougère *et alii*, 2006), et l'emploi (Bouabdallah *et alii*, 2002 ; Choffel et Delattre, 2003 ; Gobillon et Selod, 2004 ; Dujardin et Goffette-Nagot, 2005 ; Duguet *et alii*, 2005 ; Gobillon *et alii*, 2007a). Nous proposons ici une analyse microéconomique des déterminants locaux du chômage en prenant pour zone d'étude la région Ile-de-France.

L'étude du chômage dans une perspective spatiale nécessite de comprendre comment *l'organisation de l'espace urbain peut affecter les opportunités économiques des habitants de certaines zones*. La théorie économique met en avant deux grands types d'explications, parfois concurrentes, parfois complémentaires, pour comprendre la formation de poches de chômage. Le premier type d'explications met l'accent sur les effets négatifs de la *ségrégation résidentielle*, tandis que le second insiste sur les effets négatifs de la *distance physique* qui sépare les lieux de résidence des lieux d'emploi. Ces analyses, initialement d'inspiration anglo-saxonnes, se développent actuellement en France mais également dans d'autres pays d'Europe, notamment au Royaume-Uni, en Suède et en Belgique⁽¹⁾.

Dans une première section, nous présentons les principaux développements théoriques soulignant comment un niveau élevé de ségrégation résidentielle et des problèmes d'accès physique aux emplois peuvent détériorer les opportunités économiques des habitants des quartiers en difficulté. Ces développements théoriques insistent sur les rôles divers joués par les freins à l'acquisition de capital humain, la faiblesse des réseaux sociaux localisés, la discrimination territoriale, l'inefficacité de la prospection d'emploi, ou le coût des migrations

alternantes. Dans une seconde section, nous exposons quelques faits stylisés sur l'Ile-de-France qui font ressortir une structure spatiale compatible avec certaines des explications théoriques du chômage dans les zones défavorisées. Dans une troisième section, nous proposons une étude microéconométrique de l'effet du contexte local sur la sortie du chômage. À la manière de Goux et Maurin (2007) dans un article sur l'échec scolaire, nous exploitons la structure par grappe de l'Enquête Emploi qui fournit des informations sur plusieurs individus d'un même voisinage. Nous exploitons également la diversité spatiale des zones enquêtées en appariant les données avec des mesures locales d'accessibilité au sein de la région. Nos résultats montrent que les chômeurs des quartiers ségrégués ont plus de mal à retrouver un emploi. Afin de vérifier la robustesse des résultats au problème d'endogénéité de la localisation, nous restreignons l'analyse aux chômeurs vivant en HLM dans la mesure où on peut argumenter que le quartier de résidence est exogène pour ce sous-échantillon. Les résultats obtenus sont similaires.

Ségrégation sociale et accès aux emplois : une brève revue de la littérature

Une abondante littérature économique internationale analyse les multiples liens entre l'organisation spatiale des villes et les problèmes de chômage. Nous en présentons ici une revue sélective en insistant sur les effets de la ségrégation résidentielle et de la distance aux emplois sur le marché du travail dans la mesure où ces deux phénomènes peuvent être pertinents dans le contexte français⁽²⁾.

La ségrégation socio-spatiale

Un premier pan de la littérature souligne le rôle potentiellement négatif de la ségrégation socio-spatiale sur les résultats économiques des populations résidant dans les zones de relégation. Les arguments principaux sont que la ségrégation résidentielle peut freiner l'accumulation du capital humain, détériorer la qualité des réseaux sociaux intervenant dans l'obtention d'un emploi, et être à l'origine de comportements de discrimination territoriale de la part de certains employeurs.

La ségrégation résidentielle, un frein à l'employabilité

La ségrégation résidentielle peut avoir en soi un impact très négatif sur l'employabilité des individus ségrégués, et en particulier des jeunes. Cet impact est dû à l'influence de l'environnement d'un quartier sur la multiplication des problèmes sociaux et aux difficultés locales d'acquisition de capital humain.

Les effets négatifs de la ségrégation résidentielle sont au cœur de la « théorie épidémique » des ghettos proposée par le sociologue Crane (1991) pour qui les zones très défavorisées sont confrontées à une « épidémie » de problèmes sociaux dès qu'elles franchissent un certain seuil de détérioration. Crane souligne ainsi l'ampleur des problèmes, leur transmission par des interactions de voisinage, et leur caractère cumulatif. Sa théorie stipule que la propension des jeunes à adopter un comportement déviant (par exemple l'abandon des études, la participation à la délinquance locale, les grossesses d'adolescentes) dépend de façon exponentielle de la proportion d'individus exhibant déjà ce comportement dans le quartier. Ce phénomène de contagion est d'autant plus fort que les adultes de ces quartiers – eux-mêmes au chômage et victimes de l'exclusion – ne représentent pas un modèle de réussite sociale auxquels les jeunes peuvent s'identifier.

Par ailleurs, des externalités locales dans la formation du capital humain peuvent affecter directement le niveau d'éducation à la sortie de l'école (Benabou, 1993) et donc l'employabilité des jeunes. Des travaux empiriques révèlent que la réussite d'un élève dépend fortement des caractéristiques socioéconomiques des autres étudiants de sa classe mais aussi de son quartier. Dans le cas français, Goux et Maurin (2007) montrent ainsi que la concentration d'élèves en difficulté dans un voisinage augmente l'échec scolaire mesuré par la probabilité de redoublement. Aussi, dans les quartiers où il existe une masse importante d'élèves faibles, ces externalités de capital humain peuvent-elles détériorer plus encore la réussite de l'ensemble des élèves qui y sont scolarisés. Parce qu'elle freine l'acquisition de capital humain, la concentration d'élèves en difficulté peut donc freiner la mobilité sociale dans les quartiers défavorisés⁽³⁾.

La faiblesse des réseaux sociaux dans les quartiers ségrégués

La concentration des pauvres dans un quartier détériore la qualité de leurs réseaux sociaux. Or, il est probable que les réseaux sociaux jouent un rôle important dans le processus d'obtention d'un emploi dans la mesure où une proportion importante d'emplois est trouvée par contacts personnels (Mortensen et Vishwanath, 1994, voir aussi la revue de la littérature de Fontaine, 2006). Ceci est particulièrement vrai pour les peu qualifiés, les jeunes et les minorités ethniques qui ont en grande partie recours à ce type de recherche informelle (Holzer, 1987, 1988). De façon générale, la concentration des chômeurs dans certains quartiers a un effet multiplicateur sur le chômage : un individu à la recherche d'un emploi et résidant dans un quartier à fort taux de chômage ne connaît que peu d'actifs occupés susceptibles d'appuyer sa candidature auprès de leur employeur ou bien capables de

l'orienter vers des contacts professionnels (Reingold, 1999 ; Selod et Zenou, 2001 et 2006).

La stigmatisation des quartiers et la discrimination territoriale

Un troisième mécanisme liant ségrégation résidentielle et mauvais résultats sur le marché du travail fait intervenir le comportement discriminatoire des employeurs. En effet, la ségrégation résidentielle (selon diverses dimensions telles que la concentration des chômeurs, des minorités ethniques, des peu qualifiés, ou des logements sociaux) peut être à l'origine d'une stigmatisation ou d'une perception collective d'un zonage en « bons » et « mauvais » quartiers autour desquels des pratiques de discrimination peuvent survenir. De façon imagée, les anglo-saxons parlent de *redlining* pour désigner une discrimination qui s'appuie sur un zonage spatial dont le contour aurait pu être tracé en rouge sur une carte. En France, il est parfois fait référence à un « délit de sale adresse » pour désigner une pratique de plus en plus souvent dénoncée mais dont on sait finalement peu de choses empiriquement⁽⁴⁾.

En théorie, deux types d'explication peuvent être avancés pour rendre compte de cette pratique. Tout d'abord, la discrimination territoriale peut traduire une hostilité subjective des employeurs envers les modes de vies et les pratiques sociales des habitants de certains quartiers, tels que par exemple les modes vestimentaires ou le langage. Cette hostilité reflète une préférence qui a été qualifiée par la littérature économique de « goût » pour la discrimination (Becker, 1957). Ce « goût » peut être le fait de l'employeur lui-même ou de ses clients qui ne souhaiteraient pas être en contact avec des individus originaires de banlieue (on parle alors de « discrimination par la clientèle » ou *customer discrimination*). Par ailleurs, la discrimination territoriale peut se fonder sur un comportement rationnel des employeurs dans une situation d'information imparfaite. La discrimination est alors qualifiée de « statistique » (Phelps, 1972). Un employeur pourra ainsi considérer que les individus des quartiers populaires ont en moyenne des aptitudes au travail plus faibles que les habitants résidant dans des quartiers plus riches.

Il est à noter que le phénomène de discrimination territoriale peut également avoir un impact sur l'emploi même lorsqu'il survient sur d'autres marchés que celui du travail. Sur le marché du crédit par exemple, dans un contexte d'information imparfaite, un prêteur pourra utiliser l'information selon laquelle un candidat à la création d'entreprise réside en banlieue, pour lui attribuer un risque de défaut élevé et rejeter sa candidature ou lui imposer des conditions d'emprunt plus contraignantes.

Les problèmes d'accès physique à l'emploi

Nous présentons ici les arguments soutenant qu'une déconnexion physique entre lieux de résidence et lieux d'emploi aurait des effets négatifs sur le marché du travail. Cette intuition, qualifiée d'hypothèse de *spatial mismatch* (mauvais appariement spatial) a été abondamment étudiée aux États-Unis. Nous en présentons ici les grandes lignes⁽⁵⁾.

Distance aux emplois, recherche d'emploi et chômage

Divers arguments soutiennent que la distance aux emplois peut rendre la prospection inefficace, peu intense et coûteuse.

L'argument d'une prospection inefficace tient à des frictions informationnelles qui feraient décroître avec la distance l'information disponible sur les emplois vacants (Rogers, 1997 ; Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990 ; Ihlanfeldt, 1997 ; Wasmer et Zenou, 2002 et 2005). Une raison est que de nombreuses entreprises cherchant à pourvoir un poste pour un emploi non qualifié ont recours à des moyens de recrutement qui ont une portée limitée dans l'espace : par exemple, des offres d'emploi affichées en vitrine ou des annonces passées dans les journaux de quartier (Turner, 1997). Une autre raison est que les individus cherchant un emploi ont plus de difficultés à identifier les employeurs potentiels dans des zones distantes qu'ils ne connaissent pas. Davis et Huff (1972) affirment ainsi que les individus à la recherche d'un emploi ne prospectent efficacement que dans un périmètre restreint autour de leur lieu de domicile même si cette zone ne comprend que des emplois de moins bonne qualité et de surcroît peu rémunérés.

Un second mécanisme fait intervenir la décroissance de l'intensité de la recherche avec la distance aux emplois. L'argument proposé par la littérature est indirect : l'éloignement aux emplois va généralement de pair avec des prix fonciers faibles qui incitent peu les chômeurs à une recherche active. À l'inverse, les chômeurs résidant à proximité des emplois sont plus impatients de retrouver un emploi afin de pouvoir payer leur loyer (Smith et Zenou, 2003 ; Patacchini et Zenou, 2006).

Les coûts de la recherche d'emploi peuvent également jouer un rôle dans la mesure où ils augmentent avec la distance. En conséquence, des chômeurs peuvent renoncer à prospecter loin de leur lieu de résidence lorsque les coûts associés à cette recherche sont trop élevés (Ortega, 2000).

Migrations alternantes et chômage

La déconnexion physique entre lieux de résidence et d'emploi peut également être à l'origine de coûts monétaires ou temporels de migration alternante très élevés et contribuer à la formation de poches locales

de chômage⁽⁶⁾. En effet, un individu confronté à une offre d'emploi prend en compte le salaire proposé *net des coûts de transport* dans sa décision d'acceptation. Dès lors, il peut refuser l'emploi offert quitte à rester au chômage ou accepter un emploi précaire moins bien rémunéré mais situé à proximité de son domicile (Brueckner et Martin, 1997 ; Coulson, Laing et Wang, 2001 ; Brueckner et Zenou, 2003).

Un dernier mécanisme liant migrations alternantes et chômage fait intervenir les employeurs qui pourraient discriminer à l'embauche les candidats résidant loin des entreprises. La raison peut être que la distance rend les travailleurs peu productifs car ils sont plus enclins à arriver fatigués ou en retard sur leur lieu de travail (Zenou, 2002).

Quelques faits stylisés sur l'Ile-de-France

Nous présentons ici des statistiques descriptives calculées à partir du recensement de 1999 qui, au regard des théories exposées dans la section précédente, semblent pertinentes pour expliquer le chômage urbain. Le point de départ de notre analyse est qu'il existe de grandes différences de taux de chômage entre les communes d'Ile-de-France, le chômage étant concentré dans certaines zones. La Carte 1 montre ainsi que le taux de chômage est beaucoup plus élevé dans le nord-est parisien et dans une zone couvrant des communes au nord et au nord-est de Paris (la majorité des communes de Seine-St-Denis et quelques communes au sud du Val-d'Oise).

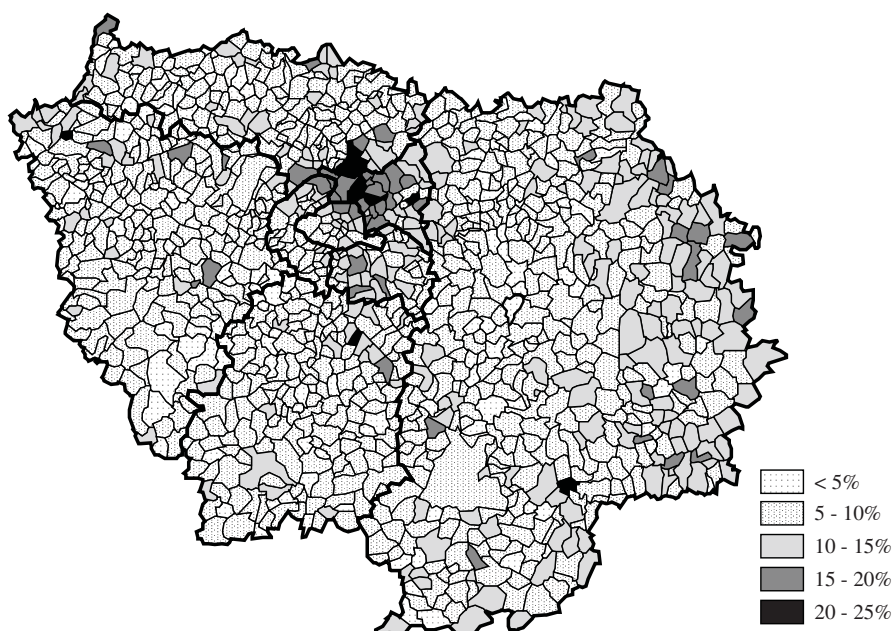
D'après la revue de la littérature présentée dans la section précédente, l'existence de forts taux de chômage locaux pourrait être reliée à la ségrégation et la déconnexion physique aux emplois. Nous présentons des statistiques qui illustrent l'ampleur de ces deux phénomènes en Ile-de-France et les mettons en parallèle avec le chômage.

Mesures de la ségrégation

Nous mesurons la ségrégation selon trois dimensions : les catégories socioprofessionnelles (CSP), le niveau de diplôme, et la nationalité.

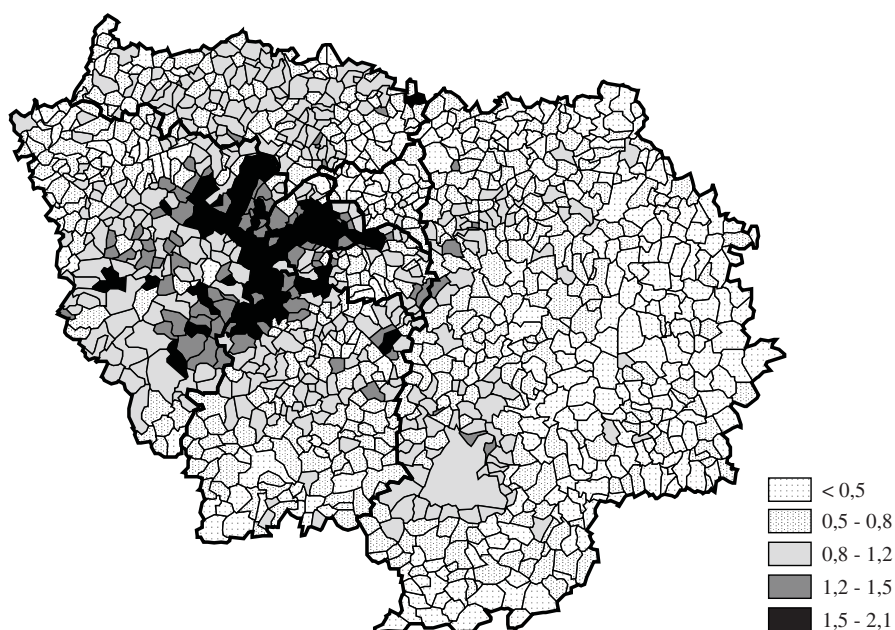
Nous quantifions d'abord la ségrégation par CSP (en distinguant cadres, employés et ouvriers) avec des indices de spécialisation et des indices de dissimilarité. Pour un groupe de population donné, l'indice de spécialisation est une mesure locale qui donne pour chaque commune le rapport entre le pourcentage de ce groupe dans la commune et le pourcentage du même groupe dans la région tout entière. Une valeur supérieure à 1 indique donc une

Carte 1 : taux de chômage par commune



Source : recensement de la Population (1999), Insee.

Carte 2 : indice de spécialisation en cadres



Source : recensement Général de la Population (1999), Insee.

Note : l'indice de spécialisation en cadres est la part de cadre de la commune rapportée à la part de cadres en Ile-de-France.

sur-représentation du groupe dans la commune. La carte 2 montre ainsi que les cadres sont fortement sur-représentés à Paris et dans l'ouest de l'Ile-de-France. À l'inverse, les ouvriers sont sur-représentés dans le reste de la région tandis que les employés sont fréquemment sur-représentés en petite couronne et sur le bord intérieur de la grande couronne (cf. Gobillon et Selod, 2004, pour les cartes correspondantes).

Une mesure globale de la ségrégation est donnée par l'indice de « dissimilarité » (Duncan et Duncan, 1955) entre les CSP. Cet indice compris entre 0 et 1 compare les distributions spatiales de deux groupes

de population de la façon suivante : pour deux CSP i et j , il mesure la proportion d'actifs occupés de la CSP i (ou de façon équivalente j) qu'il faudrait changer de commune pour que la distribution spatiale de la CSP i (ou j) reproduise celle de la CSP j (ou i). En d'autres termes, si ces actifs occupés étaient déplacés, les deux CSP seraient alors mélangées dans les mêmes proportions dans toutes les communes de la région⁽⁷⁾. Le tableau 1 présente les indices de dissimilarité pour les CSP prises deux à deux. On remarque que le niveau de ségrégation entre cadres et ouvriers, et le niveau de ségrégation entre cadres et employés sont les plus forts. Il faudrait ainsi relocaliser 39% (resp. 26%) des cadres

Tableau 1 : mesures de la ségrégation en Ile-de-France

	Ile-de-France	Paris	Petite couronne	Grande couronne
Indices intercommunaux de ségrégation				
<i>Chômeurs / actifs occupés</i>	0,16	0,12	0,17	0,15
<i>Cadres / employés</i>	0,26	0,14	0,26	0,21
<i>Cadres / ouvriers</i>	0,39	0,23	0,38	0,32
<i>Ouvriers / employés</i>	0,15	0,1	0,14	0,13
<i>Avec baccalauréat / sans baccalauréat</i>	0,25	0,15	0,23	0,19
<i>Français / maghrébins</i>	0,32	0,21	0,27	0,39
<i>Français / africains (hors maghrébins)</i>	0,32	0,23	0,25	0,39
<i>Africains (hors maghrébins) / maghrébins</i>	0,13	0,05	0,12	0,19

Source : recensement de la Population de 1999, Insee.

Note : les indices de ségrégation sont les indices de Duncan et Duncan (1955). Ils sont calculés sur un découpage communal.

pour qu'ils soient mélangés dans les mêmes proportions avec les ouvriers (resp. employés) dans toutes les communes. La ségrégation est plus forte au sein de la Petite couronne qu'au sein de Paris ou au sein de la Grande couronne⁽⁸⁾.

La ségrégation selon l'éducation est elle aussi importante. Il faudrait changer de commune 25% des actifs ayant le bac pour qu'ils soient mélangés uniformément avec les actifs n'ayant pas le bac (cf. tableau 1).

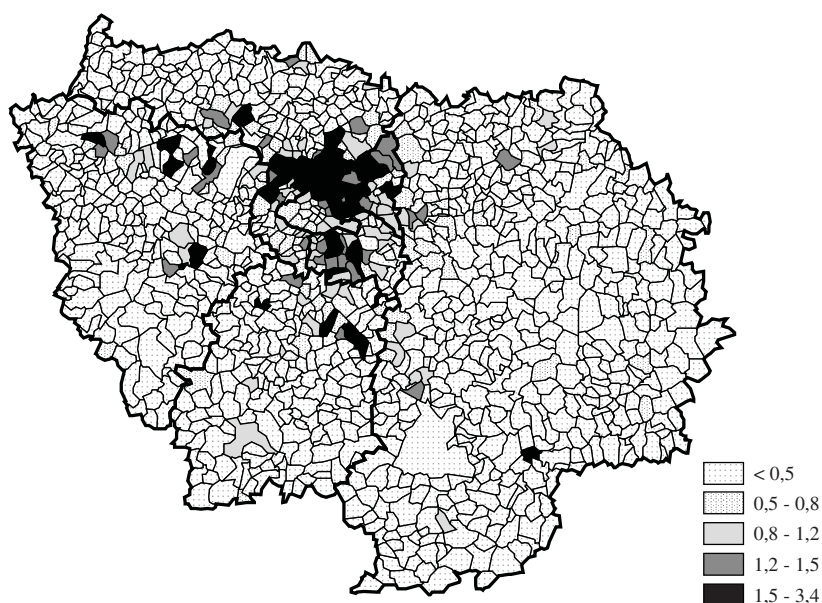
Lorsque nous avons calculé des indices de ségrégation par nationalité, nous avons distingué les actifs maghrébins et les actifs africains (hors maghrébins) car ces deux groupes sont fragilisés sur le marché du travail. Nous trouvons que la ségrégation entre nationalités est forte elle aussi. La carte 3 montre que maghrébins et africains (hors maghrébins) pris ensemble sont concentrés au nord de Paris (en Seine-St-Denis et au sud du Val-d'Oise) ainsi qu'au sud de la capitale (dans la partie ouest du Val-de-Marne). Le tableau 1 confirme qu'ils sont

ségrégués par rapport aux français : 32% des actifs maghrébins et africains devraient changer de commune pour être mélangés uniformément avec les français. En revanche, les maghrébins et les africains (hors maghrébins) sont peu ségrégués entre eux au niveau communal avec un indice de dissimilarité de seulement 0,13.

Il est à noter que selon toutes les dimensions, Paris apparaît comme une zone plus intégrée que les petite et grande couronnes avec des indices de ségrégation plus faibles entre arrondissements.

Au regard des théories présentées dans la section précédente, il reste à examiner le lien empirique entre ségrégation et chômage. Nous trouvons que le taux de chômage communal est fortement corrélé avec la composition locale. La corrélation entre le taux de chômage et le taux de cadres est de -0,54⁽⁹⁾. Celle entre le taux de chômage et le taux d'africains est de 0,85.

Carte 3 : indice de spécialisation en africains (y compris maghrébins)



Source : recensement Général de la Population (1999), Insee.

Note : l'indice de spécialisation en africains est la part d'africains de la commune rapportée à la part d'africains en Ile-de-France.

Mesures d'accès à l'emploi

Pour mesurer la déconnexion aux emplois, une première approche consiste à calculer des indices de dissimilarité entre lieux de résidence et lieux d'emploi. Nous présentons de tels indices non seulement pour l'ensemble des actifs et des emplois mais aussi pour des sous-catégories d'actifs et d'emplois (selon la CSP, le niveau de diplôme, et la nationalité)⁽¹⁰⁾. Le tableau 2 montre qu'au niveau communal la déconnexion entre actifs et emplois est de 0,25. En stratifiant par CSP, il apparaît que la déconnexion entre actifs occupés et emplois est plus élevée pour les cadres (0,31) et pour les employés (0,30) que pour les ouvriers (0,25). Cette différence entre les ouvriers et les autres catégories correspond à la décentralisation des entreprises industrielles hors de Paris et de son environnement proche. En effet, ces entreprises qui sont traditionnellement consommatrices d'espace préfèrent se localiser en périphérie où le prix des terrains est plus faible. Elles sont donc souvent présentes dans les communes de petite et grande couronnes où résident des ouvriers. Que ce soit pour les peu diplômés (sans le baccalauréat) ou les diplômés (avec le baccalauréat), l'indice de dissimilarité entre actifs et emplois est le même (0,26). L'indice de dissimilarité pour les africains (hors maghrébins) et les emplois qu'ils occupent est élevé (0,33). L'indice de dissimilarité est plus faible pour les maghrébins (0,26), soit un niveau égal à celui des français.

Une seconde approche consiste à mesurer l'accès aux emplois localisés dans et autour de chaque commune en calculant le rapport entre offre de travail (approchée par le nombre d'actifs) et

demande de travail (approchée par le nombre d'emplois) dans une zone accessible en un temps donné (isochrone) en transports en commun ou en véhicules privés. Cette densité d'emplois a été calculée en utilisant conjointement les données de population active et d'emploi du recensement de 1999 et les temps de déplacements intercommunaux le matin aux heures de pointe fournis par la Direction Régionale de l'Équipement Ile-de-France pour l'année 2000⁽¹¹⁾. Nous avons choisi de nous intéresser aux densités d'emplois à l'intérieur de zones accessibles en moins de quarante-cinq minutes. Ce temps étant légèrement supérieur au temps moyen de déplacement en Ile-de-France pour le motif de déplacement domicile-travail qui s'élève à 34 minutes en 1997 (DREIF-Insee, 1997), nous pensons qu'il correspond à peu près à l'échelle pertinente pour rendre compte d'un marché local du travail centré sur chaque commune. Les densités d'emplois accessibles en moins de quarante-cinq minutes en transports en commun sont représentées sur la carte 4 qui révèle ainsi que l'accessibilité aux emplois est très bonne à Paris, dans le nord des Hauts-de-Seine, à l'ouest de la Seine-St-Denis et à l'ouest du Val-de-Marne. Dans ces zones, chaque commune est au cœur d'une isochrone où les emplois sont de 1,2 à 2 fois plus nombreux que les actifs. En ce qui concerne les transports en véhicules privés, la carte 5 montre que l'accessibilité aux emplois est plus homogène. Elle est bonne dans les mêmes zones et mauvaise dans les départements de Grande couronne à l'exception des Yvelines. Le tableau 2 propose un résumé synthétique de ces cartes en présentant la moyenne des densités d'emplois atteignables en quarante-cinq minutes autour de

Tableau 2 : mesures d'accès à l'emploi en Ile-de-France

	Ile-de-France	Paris	Petite couronne	Grande couronne
Indices intercommunaux de déconnexion aux emplois				
<i>Actifs / emplois</i>	0,25	0,22	0,20	0,25
<i>Cadres / emplois de cadres</i>	0,31	0,23	0,30	0,39
<i>Employés / emplois d'employés</i>	0,30	0,27	0,21	0,26
<i>Ouvriers / emplois d'ouvriers</i>	0,25	0,24	0,18	0,25
<i>Bac ou plus / emplois occupés par des travailleurs de niveau baccalauréat ou plus</i>	0,26	0,21	0,24	0,30
<i>Sans bac / emplois occupés par des travailleurs sans le baccalauréat</i>	0,26	0,26	0,19	0,23
<i>Français / emplois occupés par des français</i>	0,26	0,22	0,22	0,27
<i>Maghrébins / emplois occupés par des maghrébins</i>	0,25	0,25	0,17	0,27
<i>Africains (hors maghrébins) / emplois occupés par des africains (hors maghrébins)</i>	0,33	0,32	0,25	0,30
Moyenne des densités d'emplois accessibles en 45mn				
En transports en commun				
<i>Pour tous</i>	1,06	1,30	1,22	0,81
<i>Pour les individus ayant le baccalauréat</i>	1,07	1,21	1,20	0,85
<i>Pour les individus sans le baccalauréat</i>	1,05	1,44	1,26	0,77
En véhicules privés				
<i>Pour tous</i>	0,86	1,03	0,87	0,76
<i>Pour les individus ayant le baccalauréat</i>	0,91	1,05	0,91	0,81
<i>Pour les individus sans le baccalauréat</i>	0,80	1,00	0,83	0,72

Sources : recensement de la Population de 1999, Insee, et Enquête Globale de Transport 2000, DREIF.

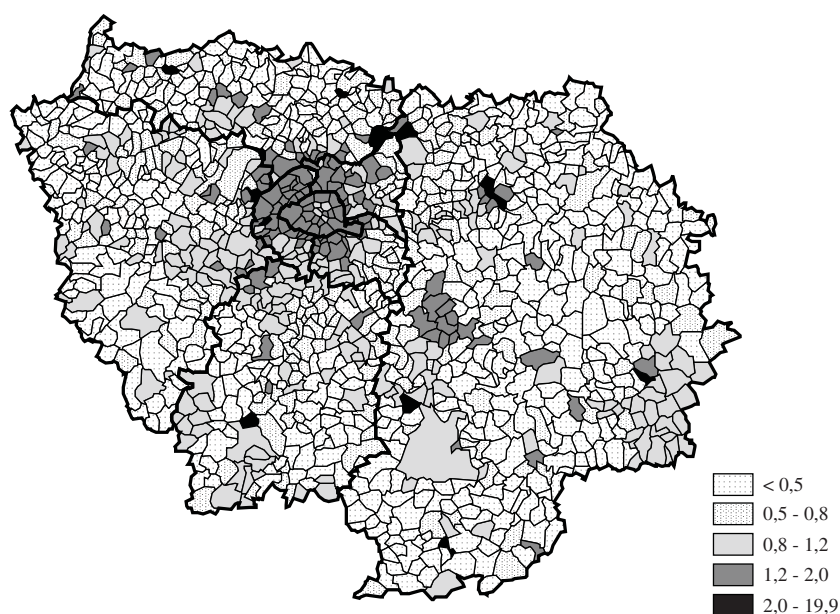
Note : les indices de ségrégation de Duncan et Duncan (1955) sont calculés sur un découpage communal à partir des données du recensement de la Population. Les densités d'emplois sont calculées pour chaque commune à partir des données du recensement et des temps de déplacements intercommunaux. Les moyennes présentées dans le tableau sont calculées en pondérant par la population active.

chaque commune calculée pour l'Ile-de-France, pour Paris et pour chaque couronne. L'accessibilité aux emplois est en général meilleure en transports en commun qu'en véhicules privés. Elle décroît à mesure qu'on s'éloigne de Paris. Nous avons également calculé des indicateurs d'accès à l'emploi séparément pour les peu éduqués (sans le baccalauréat) et les éduqués (avec le baccalauréat). L'accès à l'emploi en véhicule privé est meilleur pour les éduqués que pour les peu éduqués. L'accès à l'emploi en transports en commun est quant à lui meilleur pour les peu éduqués que pour les éduqués, à Paris et en Petite couronne. Ce double constat n'est pas surprenant étant donnée la forte concentration des travailleurs éduqués dans l'ouest parisien (où les routes sont bien développées) et la concentration des travailleurs peu éduqués en Petite couronne (dans

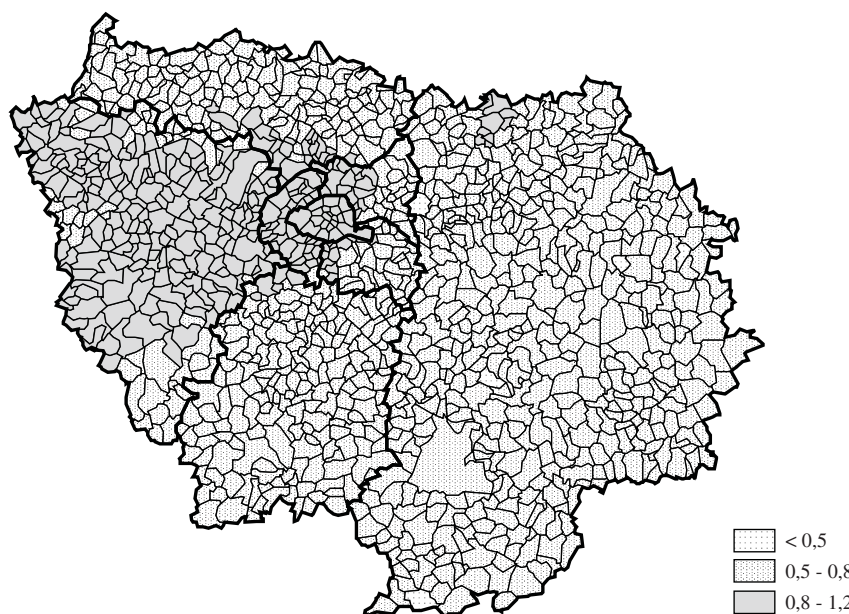
des communes bien desservies par les transports en commun).

Nous examinons enfin le lien entre chômage et accès aux emplois. Nous trouvons que le taux de chômage n'est pas corrélé avec la densité d'emplois accessibles en véhicule privé (la corrélation n'étant que de 0,01) mais il est faiblement positivement corrélé avec la densité d'emplois accessibles en transport en commun (avec une corrélation de 0,15). Cette corrélation positive, surprenante au regard de la littérature américaine sur le *spatial mismatch*, suggère que les chômeurs ne souffriraient pas en moyenne d'un problème d'accès à l'emploi en Ile-de-France.

Carte 4 : densité d'emplois accessibles en 45mn en transports en commun



Carte 5 : densité d'emplois accessibles en 45mn en véhicules privés



Source : recensement Général de la Population (1999), Insee et Enquête Globale de Transport, Direction régionale de l'Équipement Ile-de-France (2000).

L'effet du contexte local sur le retour à l'emploi

Les faits stylisés montrent l'existence de disparités importantes des taux de chômage entre communes. Les zones où le taux de chômage est important se caractérisent généralement par un niveau de ségrégation élevé mais pas nécessairement par une déconnexion physique aux emplois.

Nous proposons maintenant d'étudier à l'aide de données individuelles comment le contexte local affecte la sortie du chômage. Dans un travail précédent (Gobillon et Selod, 2004), nous avons étudié cette question avec des données agrégées en régressant les taux de chômage communaux sur des indicateurs de contexte local. Cependant, avec une telle approche, l'effet de la ségrégation sur le chômage est généré à la fois par des effets de composition sociale et des effets communaux à proprement parler (interactions sociales et/ou discrimination territoriale). L'utilisation de données individuelles permet d'identifier séparément les effets des caractéristiques individuelles et ceux des effets locaux. Par ailleurs, étudier des transitions plutôt que le statut de chômeur par opposition à celui d'actif occupé (comme dans Dujardin *et alii*, 2004) rend l'interprétation des résultats plus facile puisque les mécanismes de recherche d'emploi décrits dans la partie théorique sont dynamiques par définition.

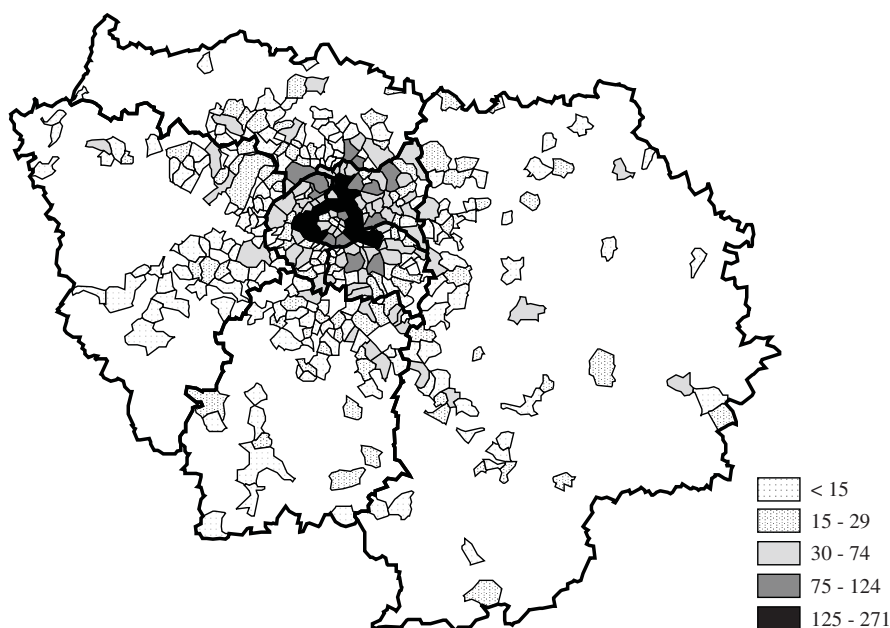
Les bases de données

Pour évaluer l'effet du contexte local sur le retour à l'emploi, il est nécessaire de disposer de données de panel contenant des informations sur le lieu de résidence à une échelle relativement fine. L'Enquête

Emploi est une des rares sources de données permettant une telle étude. Cette enquête est un panel rotatif sur trois ans permettant de suivre les individus s'ils ne déménagent pas. Le plan de sondage est effectué par grappes d'une vingtaine de ménages habitant des logements adjacents appelées aires (voir Goux et Maurin, 2007, pour une description plus détaillée). Tous les individus de plus de quinze ans sont enquêtés. L'enquête fournit des informations sociodémographiques standard (sexe, âge, diplôme) ainsi que des informations sur les périodes de chômage et d'emploi. Pour les chômeurs au sens du BIT résidant en Ile-de-France, nous avons construit sur la période 1990-2002 des transitions annuelles correspondant soit à des transitions sur le marché du travail, soit à une sortie prématurée du panel (déménagement, non réponse, décès, etc...)⁽¹²⁾. Nous obtenons un sous-échantillon de 9643 transitions de quatre types : rester au chômage (33,7%), retrouver un emploi (26,2%), devenir inactif (13,9%), et sortir du panel prématurément (26,2%). Les trois premiers types de transitions sont implicitement associés à une absence de déménagement. À l'inverse, les transitions du quatrième type correspondent majoritairement à des déménagements, qui peuvent aller, ou non, de pair avec un retour à l'emploi⁽¹³⁾. Les lieux de résidence des chômeurs connaissant une transition se répartissent parmi 3908 aires-années, les aires étant localisées dans 371 communes ou arrondissements, principalement à Paris et en Petite couronne. La carte 6 représente le nombre de transitions par commune sur la période étudiée.

La structure aréolaire de l'Enquête Emploi nous a permis de calculer des indicateurs de ségrégation sur le voisinage immédiat des chômeurs avec lequel ils sont susceptibles d'interagir pour retrouver un emploi⁽¹⁴⁾. Nous avons ainsi calculé le taux de cadres, d'actifs diplômés (c'est-à-dire ayant un

Carte 6 : nombre de transitions observées



Source : Enquête Emploi 1990-2002, Insee.

Tableau 3 : statistiques descriptives pour les aires-années (Enquête Emploi 1990-2002)

	Moyenne	Écart type	Min	Max	1 ^{er} décile	9 ^{ème} décile
Effectifs						
<i>Nombre de personnes</i>	27,0	15,1	1	109	12	48
<i>Nombre d'actifs</i>	21,8	12,2	1	89	10	38
<i>Nombre de chômeurs et inactifs</i>	7,8	5,2	1	49	2	15
<i>Nombre de chômeurs</i>	2,5	1,9	1	18	1	5
Taux						
<i>Taux de chômeurs et inactifs</i>	0,29	0,13	0,04	1	0,14	0,46
<i>Taux de chômeurs</i>	0,13	0,10	0,01	1	0,05	0,25
<i>Taux de cadres</i>	0,21	0,20	0	1	0	0,50
<i>Taux de baccalauréats</i>	0,41	0,24	0	1	0,13	0,75
<i>Taux d'africains (y compris maghrébins)</i>	0,07	0,12	0	1	0	0,23

Sources : Enquêtes Emploi de 1990 à 2002, Insee.

Note : il y a 3908 observations de type aires-années pour lesquelles on observe des transitions débutant une année de la période 1990-2001. Les moyennes sont pondérées par le nombre de transitions.

baccalauréat), d'africains (y compris maghrébins), et le taux de chômeurs et d'inactifs dans chaque voisinage pour chaque année entre 1990 et 2001. Des statistiques descriptives sur les aires-années sont reportées dans le tableau 3. Le nombre d'observations par aire-année varie de 1 à 109, avec une moyenne de 27 observations.

Les indicateurs de voisinage ont été complétés par des indicateurs communaux en 1999 : le taux de cadres, d'actifs diplômés (c'est-à-dire ayant un baccalauréat), d'africains (y compris maghrébins), et de chômeurs. Nous utilisons aussi les densités d'emplois accessibles en quarante-cinq minutes en transports en commun ou en véhicules privés.

Nous reportons dans le tableau 4 les corrélations pour les chômeurs entre leurs indicateurs de voisinage et leurs indicateurs communaux. Ces corrélations caractérisent donc l'environnement local des chômeurs présents dans l'Enquête Emploi à deux échelles spatiales différentes.

Nous observons tout d'abord que les taux communaux d'actifs diplômés, d'africains et les densités d'emplois sont fortement corrélés. Le taux communal d'actifs diplômés est négativement corrélé avec le taux d'africains (-0,46). Ceci signifie que lorsque les communes où vivent les chômeurs présentent un taux d'actifs diplômés élevé, elles présentent aussi un taux d'africains faible. La corrélation entre le taux d'actifs diplômés et notre indicateur d'accessibilité à l'emploi en transports privés est positive et forte (0,60). En revanche, la corrélation entre le taux d'africains (y compris maghrébins) et la densité d'emplois accessibles en véhicules privés est plus faible (0,17). Les corrélations de la densité d'emplois accessibles en transports en commun avec le taux d'actifs diplômés et avec le taux d'africains (y compris maghrébins) s'élèvent toutes deux à 0,32. Ces résultats peuvent rendre compte de localisations distinctes des actifs diplômés et des africains, mais bien desservies en transport en commun (l'ouest parisien pour les actifs

diplômés et la banlieue au nord-est pour les africains).

À l'échelle du quartier, la corrélation entre le taux de voisins d'actifs diplômés et le taux de voisins africains est de -0,34. Les variables de quartiers sont par ailleurs fortement corrélées avec les variables communales de même nature. En particulier, la corrélation entre le pourcentage de voisins actifs diplômés et le pourcentage d'actifs diplômés dans la commune est de 0,63. Celle pour le pourcentage d'africains (y compris maghrébins) est de 0,48. Cela suggère que la composition du quartier dans lequel vit un chômeur est souvent relativement proche de la composition communale.

Le modèle

Pour étudier les transitions des chômeurs sur le marché du travail, nous spécifions un modèle multinomial avec variables latentes à quatre modalités : rester au chômage ($s=0$), retrouver un l'emploi ($s=1$), devenir inactif ($s=2$), et disparaître du panel prématurément ($s=3$). Pour un chômeur i , localisé dans une aire j , la probabilité qu'une sortie de type $s \in \{0,1,2,3\}$ survienne à la date t s'écrit :

$$(1) P(S_{it} = s | X_{it}, Z_{jt}) = \frac{\exp(X_{it} \alpha_s + Z_{jt} \beta_s)}{\sum_{s=0,1,2,3} \exp(X_{it} \alpha_s + Z_{jt} \beta_s)}$$

où X_{it} est un ensemble de variables individuelles à la date t (supposées exogènes) et Z_{jt} est l'ensemble des variables agrégées pour l'aire j à la date t (accès à l'emploi et composition de l'aire ou de la commune où se trouve l'aire). Nous choisissons $s = 0$ comme sortie de référence (et posons donc $\alpha_0 = 0$ et $\beta_0 = 0$). La présentation des résultats de l'estimation de ce modèle sont reportés dans la sous-section suivante.

Cependant, l'estimation de (1) peut être critiquée dans la mesure où les estimations peuvent souffrir

Tableau 4 : matrice des corrélations entre variables locales à l'échelle des aires et des communes

	Aires				Communes					
	% cadres	% bac ou plus	% Africains (y compris maghrébins)	% inactifs et chômeurs	% cadres	% bac ou plus	% Africains (y compris maghrébins)	% chômeurs	Densité d'emplois <45 min (véhicules privés)	Densité d'emplois <45min (transports en commun)
Aires										
% voisins cadres	1									
% voisins de niveau bac ou supérieur	0,82	1								
% voisins africains (y compris maghrébins)	-0,35	-0,34	1							
% voisins au chômage ou inactifs	-0,28	-0,3	0,46	1						
Communes										
% cadres dans la commune	0,6	0,63	-0,22	-0,22	1					
% ayant le bac ou plus	0,6	0,63	-0,21	-0,27	0,98	1				
% africains (y compris maghrébins) dans la commune	-0,32	-0,27	0,48	0,23	-0,47	-0,46	1			
% chômeurs dans la commune	-0,36	-0,33	0,42	0,36	-0,58	-0,56	0,9	1		
Densité d'emplois <45 minutes en véhicule privé	0,39	0,41	0,07	-0,02	0,6	0,6	0,17	0,03	1	
Densité d'emplois <45 minutes en transports en commun	0,2	0,23	0,13	0,05	0,32	0,32	0,32	0,23	0,64	1

Sources : Enquête Emploi 1990-2002, Recensement de la Population de 1999, Insee, et Enquête Globale de Transport 2000, DREIF.
Note : Les statistiques sont pondérées par le nombre de transitions dans le quartier considéré. Toutes les corrélations sont significatives au seuil de 1%.

d'un biais de sélection s'il y a un tri spatial des chômeurs sur inobservables. Ce tri spatial apparaît lorsqu'il existe des facteurs individuels inobservés qui ont simultanément un effet sur le choix de localisation et les transitions. Pour prendre en compte ce problème d'endogénéité, nous réalisons un test de robustesse à la manière de Goux et Maurin (2007) en estimant notre *logit* multinomial sur le sous-échantillon des habitants des HLM pour lesquels on peut penser que la localisation est exogène. L'argument soutenant l'exogénéité est que les propositions de logements sociaux sont faites par les offices HLM sans que les demandeurs ne puissent *a priori* choisir leur localisation. Deux critiques doivent néanmoins être gardées à l'esprit. Tout d'abord, il est possible que certains individus déclinent les offres de logement dans l'attente d'une proposition plus adaptée à leurs souhaits (Dujardin et Goffette-Nagot, 2005). Dès lors, le problème d'endogénéité peut perdurer si, par exemple, les individus qui ont des caractéristiques inobservables favorables à l'emploi déclinent les offres dans des quartiers leur étant défavorables pour retrouver un emploi. En outre, même en l'absence d'une stratégie de ce type, les chômeurs habitant en HLM pourraient avoir des caractéristiques inobservables propres influant sur leur sortie du chômage, ce qui entraînerait un problème de sélection du sous-échantillon.

Les résultats

La régression de référence

Nous présentons d'abord les résultats d'une régression de référence pour le modèle *logit* multinomial (1). Cette régression comprend des variables individuelles sociodémographiques, des variables liées à la recherche d'emploi, ainsi que des variables de contexte local. Les indicateurs de ségrégation étant très corrélés au niveau du quartier et de la commune (voir tableau 4), nous retenons dans cette régression de référence seulement deux indicateurs de ségrégation présentant des résultats notables tout en étant relativement peu corrélés. L'un des indicateurs est mesuré au niveau quartier pour capter les effets ayant lieu à une échelle géographique fine (tels que les interactions entre voisins). L'autre indicateur est mesuré au niveau de la commune pour capter les effets à une échelle géographique plus large (comme la discrimination territoriale). Cela permet aussi de contrôler pour la composition communale lorsqu'on souhaite évaluer l'effet des variables d'accès physique à l'emploi. Les variables de contexte local finalement retenues sont : pour la ségrégation, le pourcentage de voisins dans la population active ayant le bac ainsi que le taux d'africains dans la commune ; pour l'accès à l'emploi, les densités d'emplois accessibles à moins de quarante-cinq minutes en véhicules privés et en transports en commun⁽¹⁵⁾.

Dans les estimations, nous choisissons pour le modèle *logit* multinomial « rester au chômage sans déménager » comme modalité de référence. Dans le tableau 5, nous reportons les coefficients estimés et les rapports de risque (*odds-ratios*) de chaque variable pour les autres transitions⁽¹⁶⁾. Nous commentons d'abord les effets des caractéristiques individuelles.

Il apparaît que les diplômes techniques et universitaires augmentent la probabilité de retour à l'emploi (sans déménagement) tandis que la possession d'un bac général sans autre diplôme la réduit. Ce résultat, *a priori* surprenant, est néanmoins cohérent avec des études antérieures utilisant les enquêtes Générations 1992 et Générations 1998 qui montrent le taux de chômage élevé des individus n'ayant qu'un bac général (Simon, 2000 ; Thomas, 2003). La nationalité joue aussi un rôle : être maghrébin ou africain (hors maghrébin) diminue les chances de retour à l'emploi (significatif à 10%). La recherche d'emploi par des moyens personnels en plus d'une inscription à l'ANPE augmente les chances de retour à l'emploi. Il est intéressant de constater que la recherche d'emploi sans inscription à l'ANPE est également plus fructueuse qu'une simple inscription à l'ANPE sans autre démarche. Ceci pourrait s'expliquer dans la mesure où les chômeurs disposant de pistes sérieuses pour retrouver un emploi seraient moins enclins à s'inscrire à l'ANPE.

En ce qui concerne le passage à l'inactivité, on remarque surtout un effet négatif d'un recours à des démarches personnelles de recherche d'emploi pour les individus inscrits à l'ANPE. On peut penser que des chômeurs suffisamment motivés pour diversifier leurs méthodes de recherche se découragent moins facilement et sont moins enclins à devenir inactifs.

Enfin, en ce qui concerne la sortie du panel (qui est vraisemblablement fortement associée à la mobilité résidentielle), elle est favorisée par la possession d'un diplôme universitaire, ce qui est cohérent avec une plus grande mobilité résidentielle des éduqués déjà observée dans la littérature (Schwartz, 1973). Par ailleurs, les propriétaires de leur logement ont un risque relatif plus faible de sortir du panel que les locataires du public, qui eux-mêmes ont un risque relatif de sortir du panel plus faible que les locataires du privé. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus sur la mobilité par Gobillon (2001) en utilisant les données du Panel Européen des Ménages.

Nous commentons maintenant les effets des variables de contexte local sur la sortie vers l'emploi et la sortie prématurée du panel. Conformément aux théories sur les réseaux sociaux et la stigmatisation des quartiers, le pourcentage de voisins diplômés augmente le risque relatif de retour à l'emploi. Le pourcentage d'africains dans la commune a un effet négatif compatible avec un phénomène de

Tableau 5 : résultats de la régression de référence

	Retour à l'emploi sans déménagement s =1		Sortie vers l'inactivité sans déménagement s =2		Sortie du panel (déménagement ou non-réponse) s =3	
	Coeff. (Écart type)	Odds- ratio	Coeff. (Écart type)	Odds- ratio	Coeff. (Écart type)	Odds- ratio
Âge/10	0,394** (0,189)	1,483	-1,830*** (0,208)	0,160	-0,756*** (0,185)	0,470
(Âge/10) au carré	-0,096*** (0,025)	0,909	0,253*** (0,026)	1,288	0,046* (0,024)	1,047
Sexe : Femme	-0,097* (0,055)	0,908	0,699*** (0,069)	2,011	-0,015 (0,055)	0,985
Education						
Aucun diplôme ou CEP	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
Diplôme technique inférieur au bac	0,200*** (0,071)	1,221	-0,065 (0,089)	0,937	0,058 (0,073)	1,059
Bac technique	0,648*** (0,145)	1,912	0,023 (0,202)	1,024	0,274* (0,156)	1,316
Bac général	-0,313*** (0,119)	0,731	-0,084 (0,151)	0,920	-0,075 (0,115)	0,927
Diplôme universitaire	0,441*** (0,082)	1,554	0,121 (0,107)	1,129	0,350*** (0,083)	1,419
Nationalité						
Française	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
Européenne (autre)	0,227** (0,111)	1,255	0,029 (0,141)	1,029	0,155 (0,114)	1,168
Maghrébine	-0,175* (0,100)	0,839	0,067 (0,115)	1,069	0,002 (0,095)	1,002
Africaine (autre)	-0,258* (0,147)	0,773	0,145 (0,174)	1,156	0,104 (0,134)	1,109
Autre nationalité	-0,228 (0,141)	0,796	-0,057 (0,172)	0,945	-0,068 (0,134)	0,934
Mode de recherche						
ANPE sans autres démarches	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
ANPE avec autres démarche	0,313*** (0,111)	1,367	-0,693*** (0,103)	0,500	-0,130 (0,101)	0,878
Sans ANPE	0,637*** (0,136)	1,892	0,199 (0,133)	1,221	0,241* (0,127)	1,272
Statut d'occupation du logement						
Propriétaire	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
Locataire HLM	-0,041 (0,076)	0,959	0,165* (0,093)	1,180	0,398*** (0,081)	1,489
Locataire privé ou logé gratuit	0,002 (0,071)	1,002	-0,053 (0,091)	0,948	0,715*** -0,074	2,044
Pourcentage de voisins ayant le bac	0,356** (0,162)	1,427	-0,268 -0,202	0,765	0,454*** (0,160)	1,575
Pourcentage d'africains dans la commune	-0,690 (0,522)	0,501	-0,827 (0,646)	0,438	-0,936* (0,524)	0,392
Densité des emplois accessibles en moins de 45 minutes en transport en commun	-0,169* (0,097)	0,845	-0,161 (0,121)	0,851	-0,073 (0,101)	0,929
Densité des emplois accessibles en moins de 45 minutes en véhicule privé	-0,254 (0,259)	0,776	-0,034 (0,317)	0,967	0,283 (0,263)	1,327

Sources : Enquête Emploi 1990-2002, Recensement de la Population de 1999, Insee, et Enquête Globale de Transport 2000, DREIF.

Notes : nombre d'observations : 9640.

*** significatif au seuil de 1% ; ** 5%, * 10%. Nous avons inclus une constante et des effets fixes années.

Les coefficients ne sont pas reportés dans le tableau.

discrimination territoriale mais l'effet n'est pas significatif. De nos deux variables d'accessibilité aux emplois, seule la densité d'emplois accessibles en quarante-cinq minutes en transports en commun a un effet significatif (à 10%) mais cet effet est de signe négatif, ce qui va à l'encontre de la théorie du mauvais appariement spatial et des tests empiriques menés aux États-Unis. Ce résultat est néanmoins en accord avec des résultats obtenus pour une autre ville Européenne : Bruxelles (Dujardin *et alii*, 2008) et peut trouver plusieurs explications. Tout d'abord, les problèmes d'accès à l'emploi n'empêchent pas les chômeurs de retrouver un emploi comme le suggéraient déjà les cartes 1 et 4. Alternativement, l'effet négatif de la densité d'emplois accessibles en transports en commun peut s'expliquer par des variables individuelles ou contextuelles inobservées corrélées avec cette densité d'emplois et ayant un effet négatif sur le retour à l'emploi. Enfin, les différences d'accès à l'emploi pourraient jouer à une échelle infracommunale, ce que notre indicateur communal d'accès à l'emploi ne prend pas en compte⁽¹⁷⁾.

En ce qui concerne le passage à l'inactivité, aucune de nos variables contextuelles n'a d'effet significatif.

En ce qui concerne la sortie prématurée du panel, il est notable que la présence de voisins diplômés a un effet positif tandis que la concentration d'africains dans la commune a un effet négatif (significatif à 10%). Ces résultats suggèrent une plus grande mobilité résidentielle des chômeurs des quartiers où les actifs diplômés sont concentrés et une plus grande inertie des chômeurs des communes concentrant les africains.

Les tests de robustesse

Nous examinons maintenant si les résultats peuvent être générés par des erreurs de mesure dues à la petite taille de certaines grappes et affectant les taux calculés au sein des voisinages. Lorsque nous supprimons de l'échantillon les chômeurs dont l'aire-année se trouve dans le décile inférieur de la distribution de la population active (ce décile correspondant à 10 actifs dans l'aire-année), nous trouvons des résultats proches de ceux de la régression principale. Cependant, l'effet négatif de la densité d'emplois accessibles en transports en

commun sur la sortie vers l'emploi est maintenant significatif à 5%. Nous avons répété la procédure en supprimant cette fois les chômeurs dont l'aire-année se trouve en dessous de la médiane de la distribution de la population active (cette médiane correspondant à 19 actifs dans l'aire-année). Nous trouvons de nouveau des résultats proches de ceux de la régression principale. Toutefois, l'effet positif du taux de voisins ayant le bac sur le retour à l'emploi n'est plus significatif qu'à 10%. L'effet négatif de la densité d'emplois accessibles en transports en commun sur le retour à l'emploi devient significatif à 5%.

Nous présentons maintenant un test permettant de vérifier la robustesse de nos résultats à un éventuel problème d'endogénéité de la localisation. Nous réestimons notre modèle sur le sous-échantillon des chômeurs habitant en HLM (3108 transitions-années) pour lesquels on peut arguer que la localisation est exogène. Les résultats que nous présentons dans le tableau 6 diffèrent peu de ceux obtenus pour l'ensemble des chômeurs. Le taux de voisins ayant le bac garde un effet positif significatif sur le retour à l'emploi et la sortie prématurée du panel. Le taux d'africains dans la commune a un effet négatif sur la sortie prématurée du panel qui est cette fois significatif à 5%. Ce résultat suggère que les chômeurs résidant dans des communes où le taux d'africains est élevé sont généralement moins mobiles. La densité d'emplois accessibles en transports en commun garde un effet négatif sur le retour à l'emploi mais cet effet est maintenant non significatif. Enfin, il est notable que l'effet positif de la densité d'emplois accessibles en véhicules privés sur la sortie du panel devient significatif à 5%. L'effet de cette même densité sur le retour à l'emploi devient positif mais non significatif. Ce résultat suggère que pour les chômeurs vivant en HLM, l'accessibilité aux emplois en véhicules privés pourrait influencer positivement la mobilité résidentielle.

Tableau 6 : résultats de la régression pour le sous-échantillon des chômeurs en HLM

	Retour à l'emploi sans déménagement s =1		Sortie vers l'inactivité sans déménagement s =2		Sortie du panel (déménagement ou non-réponse) s =3	
	Coeff. (Écart type)	Odds-ratio	Coeff. (Écart type)	Odds-ratio	Coeff. (Écart type)	Odds-ratio
(Âge/10)	-0,095**	0,909	0,226***	1,254	0,010	1,010
au carré	(0,045)		(0,043)		(0,043)	
Sexe : Femme	0,001	1,001	0,718***	2,051	0,080	1,083
	(0,097)		(0,116)		(0,098)	
Éducation						
<i>Aucun diplôme ou CEP</i>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
<i>Diplôme technique inférieur au bac</i>	0,133	1,142	-0,115	0,891	0,076	1,079
	(0,118)		(0,144)		(0,121)	
<i>Bac technique</i>	0,513	1,670	0,202	1,224	0,681**	1,976
	(0,348)		(0,432)		(0,334)	
<i>Bac général</i>	-0,330	0,719	-0,030	0,970	-0,329	0,719
	(0,274)		(0,325)		(0,267)	
<i>Diplôme universitaire</i>	0,498**	1,646	0,245	1,278	0,634***	1,885
	(0,196)		(0,241)		(0,194)	
Nationalité						
<i>Française</i>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
<i>Européenne (autre)</i>	0,007	1,007	0,163	1,177	0,279	1,322
	(0,245)		(0,271)		(0,237)	
<i>Maghrébine</i>	-0,119	0,888	0,192	1,212	-0,036	0,965
	(0,145)		(0,157)		(0,147)	
<i>Africaine (autre)</i>	-0,212	0,809	-0,242	0,785	-0,407*	0,666
	(0,212)		(0,263)		(0,231)	
<i>Autre nationalité</i>	-0,088	0,916	0,063	1,065	-0,070	0,932
	(0,271)		(0,295)		(0,273)	
Mode de recherche						
<i>ANPE sans autres démarches</i>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>	<Réf.>
<i>ANPE avec autres démarche</i>	0,599***	1,820	-0,565***	0,569	-0,271*	0,763
	(0,191)		(0,164)		(0,156)	
<i>Sans ANPE</i>	0,871***	2,390	0,250	1,283	-0,113	0,893
	(0,250)		(0,230)		(0,229)	
Pourcentage de voisins ayant le bac	0,777**	2,175	0,115	1,122	0,837**	2,308
	(0,377)		(0,444)		(0,374)	
Pourcentage d'africains dans la commune	-0,505	0,604	-0,660	0,517	-2,221**	0,108
	(0,897)		(1,053)		(0,907)	
Densité des emplois accessibles en moins de 45 minutes en transport en commun	-0,260	0,771	0,071	1,073	-0,25	0,779
	(0,199)		(0,234)		(0,202)	
Densité des emplois accessibles en moins de 45 minutes en véhicule privé	0,330	1,390	-0,110	0,896	1,187**	3,276
	(0,496)		(0,571)		(0,493)	

Sources : Enquête Emploi 1990-2002, Recensement de la Population de 1999, Insee, et Enquête Globale de Transport 2000, DREIF.

Notes : Nombre d'observations : 3108.

*** significatif au seuil de 1% ; ** 5%, * 10%. Nous avons inclus une constante et des effets fixes années.

Les coefficients ne sont pas reportés dans le tableau.

Conclusion

Cet article regroupe une synthèse théorique de la littérature économique, des faits stylisés, et une étude empirique portant sur les déterminants locaux du chômage urbain en Ile-de-France.

La synthèse a montré que la ségrégation résidentielle et la mauvaise connexion physique aux opportunités d'emploi peuvent théoriquement conduire à une exacerbation du chômage. En effet, la ségrégation résidentielle peut diminuer l'employabilité des individus, détériorer la qualité des réseaux sociaux intervenant dans l'obtention d'un emploi, et être à l'origine d'un phénomène de discrimination territoriale par les employeurs. La déconnexion aux opportunités d'emploi peut quant à elle rendre la prospection d'emploi coûteuse, peu intense et inefficace.

Nous avons présenté des faits stylisés sur le chômage, la ségrégation, et l'accessibilité aux emplois à l'échelle communale pour l'Ile-de-France. Il apparaît que les communes où les taux de chômage sont les plus élevés sont également celles où la ségrégation est la plus importante. Cependant, les communes où sont concentrés les chômeurs ne semblent pas se caractériser par une mauvaise connexion physique aux emplois.

Nous complétons ces résultats par une analyse plus fine en étudiant l'effet d'indicateurs de ségrégation et d'accès à l'emploi sur la sortie du chômage au niveau individuel. Nos résultats suggèrent l'existence d'un effet significatif des indicateurs de ségrégation sur le retour à l'emploi qui pourrait s'expliquer par la faiblesse des réseaux sociaux dans les quartiers où résident les chômeurs et d'un phénomène possible de discrimination territoriale. Nous mettons également en évidence des effets locaux sur la mobilité résidentielle. Les chômeurs vivant dans des lieux où la proportion d'actifs ayant le bac est importante sont plus mobiles tandis que ceux qui résident dans des lieux où la proportion d'afRICAINS est élevée le sont moins. Au vu de ce résultat, une question importante est de savoir dans quelle mesure la mobilité résidentielle peut être associée à un retour à l'emploi. Il aurait été souhaitable de tester cette hypothèse mais il n'existe pas à notre connaissance de base de données permettant de suivre les individus en cas de mobilité résidentielle, identifiant les raisons des déménagements, et comprenant des informations pertinentes sur les voisinages. Cette étude pourrait néanmoins être enrichie par des investigations plus approfondies sur la nature, la localisation et le rôle

des réseaux sociaux en relation avec le marché du travail. Dans la mesure où l'accessibilité physique aux emplois n'est pas uniforme dans tous les quartiers d'une même commune, il serait souhaitable d'affiner l'analyse en considérant des mesures d'accessibilité physique à une échelle spatiale plus fine. Ces pistes pourront faire l'objet de travaux dans le futur.

Notes

(1) Cf. Fieldhouse (1999) pour le Royaume-Uni, Aslund *et alii* (2006) pour la Suède, Dujardin *et alii* (2004 et 2008) pour la Belgique.

(2) Nous ne détaillons pas ici les mécanismes de localisation expliquant la structure spatiale des villes. Soulignons simplement que les mécanismes à l'origine de la ségrégation résidentielle peuvent faire intervenir les préférences des agents, des externalités de voisinage, des distorsions institutionnelles et/ou des comportements discriminatoires sur le marché du logement (voir Selod, 2004, pour une description détaillée de ces mécanismes). Quant à l'éloignement aux emplois, il peut résulter non seulement des choix de localisation des entreprises et des ménages (voir Gobillon *et alii*, 2007b) mais également de distorsions institutionnelles dans la mesure où les logements sociaux auraient été construits dans des zones peu denses en emploi. On observe ainsi qu'un logement social sur quatre est situé dans une Zone Urbaine Sensible (Andrieux et Wernert, 2003) alors que l'activité économique de ces zones est faible (Observatoire National des ZUS, 2004).

(3) À ces effets de pairs négatifs s'ajoutent d'autres freins à l'acquisition de capital humain dans les quartiers ségrégués. Le manque d'expérience du corps enseignant lié à sa jeunesse est souvent mis en avant. Par ailleurs, la concentration d'une proportion importante de familles pauvres au sein d'une même ville peut rendre plus difficile le financement public d'équipements intervenant dans le développement des élèves (bibliothèques, théâtres, stades,...).

(4) À notre connaissance, le « *testing* » mené en 2004 par l'Observatoire des discriminations (Université de Paris 1) est l'unique travail qui ait cherché à mettre en évidence de façon scientifique le phénomène de discrimination territoriale en France. D'après cette étude, des candidats fictifs répondant à une annonce pour un emploi donné obtiennent moins fréquemment un entretien d'embauche lorsqu'ils prétendent résider au Val Fourré (Mantes-la-Jolie) que lorsqu'ils prétendent résider à Paris (Amadieu, 2004).

(5) Voir Ihlanfeldt et Sjoquist (1998) pour une revue de la littérature empirique, et Gobillon *et alii* (2007b) pour une revue théorique. L'hypothèse d'un chômage exacerbé par la déconnexion physique aux opportunités d'emploi a été initialement formulée par Kain (1968).

(6) Une organisation inadaptée des transports en commun peut augmenter ces coûts (du fait d'une couverture insuffisante de certaines zones, des attentes aux nœuds d'interconnexion, de problèmes de coordination entre les différents modes de transport, ou bien des fréquences insuffisantes ou des horaires inadaptés pour les employés travaillant à temps partiel ou à horaires décalés).

(7) L'indice de dissimilarité est donné par la formule
$$\frac{1}{2} \sum_k \left| \frac{CSP_{ik}}{CSP_i} - \frac{CSP_{jk}}{CSP_j} \right|$$
 où k est la commune, CSP_{ik} (resp. CSP_{jk})

est le nombre d'actifs occupés de la CSP i (resp. j) résidant dans la commune k , la CSP i (resp. CSP j) est le nombre total d'actifs occupés de la CSP i (resp. CSP j) en Ile-de-France. Pour le calcul de cet indice, les arrondissements de Paris sont considérés comme des unités géographiques au même titre que les communes. Une valeur 0 indique un mélange homogène des CSP i et j dans toutes les communes.

(8) En comparaison, lorsque Cutler *et alii* (1999) mesurent la ségrégation entre blancs et noirs dans les agglomérations américaines, ils considèrent qu'un indice de dissimilarité de moins de 30% est faible, qu'entre 30% et 60% il est moyen, et qu'au-dessus de 60% il est élevé. Nos indices de ségrégation pourraient sembler faibles ou moyens selon cette typologie. Toutefois, leur indice est calculé en utilisant un découpage plus fin que le notre et qui serait à rapprocher du découpage IRIS en France (environ 2000 habitants). Or, les indices de ségrégation baissent mécaniquement avec la taille des unités géographiques utilisées. Il n'est donc pas surprenant qu'ils soient plus faibles au niveau communal qu'au niveau IRIS (Préteceille, 2003).

(9) Toutes les corrélations présentées dans cette section sont calculées en pondérant les observations communales par la population active.

(10) Pour une CSP donnée l'indice de dissimilarité est calculé pour les actifs *occupés* et les emplois correspondants. En revanche, les indices par diplôme et par nationalité prennent en compte la déconnexion entre *tous* les actifs (*occupés ou non*) et les emplois correspondants.

(11) Les matrices intercommunales de temps de transport ont été estimées par la DREIF à partir de l'Enquête Globale des Transports (2000). Pour une description détaillée de ces données et de leur utilisation pour calculer des indicateurs d'accessibilité, voir Wenglenski (2003).

(12) Un chômeur au sens du BIT est une personne en âge de travailler (15 ans ou plus), sans travail, disponible pour travailler et qui recherche effectivement du travail.

(13) Desplanques (1994) évalue à partir de l'Enquête Emploi de 1992 qu'environ 85% des sorties prématurées du panel pour les femmes âgées de 20 à 64 ans sont dues à un déménagement.

(14) Héran (1987) montre que l'étendue spatiale du voisinage avec lequel les individus déclarent interagir décroît avec la densité d'habitants. À Paris, par exemple, 80% des ménages déclarent n'interagir qu'avec les voisins de leur immeuble. Il est vraisemblable que l'étendue spatiale des aires de l'Enquête Emploi, qui est faible et diminue également avec la densité, se rapproche du voisinage pertinent pour les interactions sociales.

(15) Nous avons par ailleurs effectué des régressions alternatives en modifiant la nature et l'échelle des effets locaux (quartier ou commune). Nous avons aussi calculé des indicateurs d'accès à l'emploi par niveau de diplôme, et introduit des variables d'interaction croisant le niveau d'éducation et les indicateurs de ségrégation. Les résultats sont présentés dans le document de travail Gobillon et Selod (2006).

(16) Pour interpréter les résultats, nous présentons ici un exemple. Si le coefficient estimé (respectivement l'*odds-ratio*) de la variable « femme » sur la modalité « retour à l'emploi sans déménagement » est inférieur à 0 (respectivement 1), cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, la probabilité de retour à l'emploi sans déménagement rapportée à la probabilité de rester au chômage sans déménagement est plus faible pour une femme que pour un homme.

(17) C'est le cas par exemple lorsque des rails séparent physiquement deux quartiers d'une même commune et empêchent les habitants d'un quartier de se rendre dans l'autre quartier où sont concentrés les emplois.

Bibliographie

- Amadiou J.-F. (2004).** "Enquête *testing* sur CV", *Document de travail*, Adia/Paris 1 - Observatoire des discriminations.
- Andrieux V. et Wernert I. (2003).** "Un logement social sur quatre est situé en ZUS", INSEE Ile-de-France, *A la page*, n° 229, 4 pages.
- Aslund O., Osth J. et Zenou Y. (2006).** "How Crucial is Distance to Jobs for Ethnic Minorities: Old Question - Improved Answer", *Document de travail*, n°DP5586, CEPR.
- Becker G. (1957).** *The Economics of Discrimination*, Chicago University Press.
- Bénabou R. (1993).** "Workings of a City: Location, Education, and Production", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 108, pp. 619-652.
- Bénabou R., Kramarz F. et Prost C. (2005).** "Zones d'éducation prioritaire : quels moyens pour quels résultats ?", *Économie et Statistique*, n°380, pp. 3-34.
- Bouabdallah K., Cavaco S. et Lesueur J.-Y. (2002).** "Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée de chômage : une analyse microéconométrique", *Revue d'Économie Politique*, n°1, pp. 137-157.
- Brueckner J. et Martin R. (1997).** "Spatial Mismatch: an Equilibrium Analysis", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27, pp. 693-714.
- Brueckner J. et Zenou Y. (2003).** "Space and Unemployment: the Labor-Market Effects of Spatial Mismatch", *Journal of Labor Economics*, vol. 21, pp. 242-266.
- Brun J. et Rhein C. (1994).** *La ségrégation dans la ville*, Editions L'Harmattan.
- Choffel P. et Delattre E. (2003).** "Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée de chômage?", *Premières Synthèses*, n°43.1, Dares.
- Coulson E., Laing D. et Wang P. (2001).** "Spatial Mismatch in Search Equilibrium", *Journal of Labor Economics*, vol. 19, pp. 949-972.
- Crane J. (1991).** "The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing", *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.
- Cutler D., Glaeser E. et Vigdor J. (1999).** "The Rise and Decline of the American Ghetto", *Journal of Political Economy*, vol. 107, pp. 455-506.
- Davies S. et Huff D. (1972).** "Impact of Ghettoization on Black Employment", *Economic Geography*, vol. 48, pp. 421-427.
- Desplanques G. (1994).** "Connaître les migrations", *Espace, Populations et Sociétés*, 1, pp. 34-39.
- Direction Régionale de l'Équipement Ile-de-France / Insee Ile-de-France (1997).** "Déplacements quotidiens : les Franciliens plus mobiles", *note*, 2 pages.
- Dujardin C. et Goffette-Nagot F. (2005).** "Neighborhood Effects, Public Housing and Unemployment in France", *Document de travail*, n°2005-05, GATE.
- Duguet E., Goujard E. et L'Horty Y. (2005).** "Géographie du retour à l'emploi", *Document de travail*, Université d'Evry-EPEE.
- Dujardin C., Selod H. et Thomas I. (2004).** "Le chômage dans l'agglomération bruxelloise : une explication par la structure urbaine", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, février, pp. 3-28.
- Dujardin C., Selod H. et Thomas I. (2008).** "Residential Segregation and Unemployment: the Case of Brussels", *Urban Studies*, vol. 45(1), pp. 89-113.
- Duncan O. et Duncan B. (1955).** "A Methodological Analysis of Segregation Indexes", *American Sociological Review*, vol. 41, pp. 210-217.
- Fieldhouse E. (1999).** "Ethnic Minority Unemployment and Spatial Mismatch: the Case of London", *Urban Studies*, vol. 36, pp. 1569-1596.
- Fitoussi J.P., Laurent E. et Maurice J. (2004).** *Ségrégation urbaine et intégration sociale*, rapport du Conseil d'Analyse Économique n° 45, éditions La Documentation Française, Paris.
- Fontaine F. (2006).** "Les réseaux de relations : quelles perspectives pour l'Économie du marché du travail?", *Revue Française d'Économie*, n°21.
- Fougère D., Kramarz F. et Pouget J. (2006).** "Youth Unemployment and Crime in France", *Document de travail*, n° DP5600, CEPR.
- Gobillon L. (2001).** "Emploi, logement et mobilité résidentielle", *Economie et Statistique*, n°349-350, pp. 77-98.
- Gobillon L., Magnac T. et Selod H. (2007a).** "The Effect of Location on Finding a Job in the Paris Region", *Document de travail*, n° DP6199, CEPR.
- Gobillon L. et Selod H. (2004).** "Les déterminants spatiaux du chômage en Ile-de-France", in *Ségrégation Urbaine et Intégration Sociale*, Fitoussi, Laurent et Maurice (éds.), rapport du Conseil d'Analyse Économique n°45, La Documentation Française, Paris, 171-187.
- Gobillon L. et H. Selod (2006).** "Ségrégation résidentielle, accessibilité aux emplois et chômage : le cas de l'Ile-de-France", *Document de travail*, n°0605, INRA-LEA.
- Gobillon L., Selod H. et Zenou Y. (2007b).** "The Mechanisms of Spatial Mismatch", *Urban Studies*, vol. 44 (12), pp. 2401-2427.
- Goux D. et Maurin E. (2007).** "Close Neighbours Matter: Neighbourhood Effects on Early Performance at School", *Economic Journal*, vol. 117, issue 523, pp. 1193-1215.
- Héran F. (1987).** "Comment les Français voisinent", *Economie et Statistique*, n°195, pp. 43-59.
- Holzer H. (1987).** "Informal Job Search and Black Youth Unemployment", *American Economic Review*, vol. 77, pp. 446-452.
- Holzer H. (1988).** "Search Method Use by Unemployed Youth", *Journal of Labor Economics*, vol. 6, pp. 1-20.
- Ihlanfeldt K. (1997).** "Information on the Spatial Distribution of Job Opportunities within Metropolitan Areas", *Journal of Urban Economics*, vol. 41, pp. 218-242.
- Ihlanfeldt K. et Sjoquist D. (1990).** "Job Accessibility and Racial Differences in Youth Employment Rates", *American Economic Review*, vol. 80, pp. 267-275.
- Ihlanfeldt K. et Sjoquist D. (1998).** "The Spatial Mismatch Hypothesis: a Review of Recent Studies and their Implications for Welfare Reform", *Housing Policy Debate*, vol. 9, pp. 849-892.
- Kain J. (1968).** "Housing Segregation, Negro Employment, and Metropolitan Decentralization", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, pp. 175-197.
- Merlin P. (1999).** *Les banlieues*, Que-sais-je? n°3465, éditions PUF.
- Mortensen D. et Vishwanath T. (1994).** "Personal Contacts and Earnings. It is Who you Know!", *Labour Economics*, vol. 1, pp. 187-201.

Observatoire national des ZUS (2004). rapport 2004.

Ortega J. (2000). "Pareto-Improving Immigration in an Economy with Equilibrium Unemployment", *Economic Journal*, vol. 110, pp. 92-112.

Patacchini E. et Zenou Y. (2006). "Search Activities, Cost of Living and Local Labor Markets in Britain", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 36, pp. 227-248.

Phelps E. (1972). "The Statistical Theory of Racism and Sexism", *American Economic Review*, vol. 62, pp. 659-61.

Préteceille E. (2003). "La division sociale de l'espace francilien. Typologie socioprofessionnelle 1999 et transformations de l'espace résidentiel 1990-99", rapport de l'Observatoire Sociologique du changement, 148 pages.

Préteceille E. et Pudal B. (1995). *Ségrégations urbaines*, série Sociétés Contemporaines, éditions L'Harmattan.

Reingold D. (1999). "Social Networks and the Employment Problem of the Urban Poor", *Urban Studies*, vol. 36, pp. 1907-1932.

Rogers C. (1997). "Job Search and Unemployment Duration: Implications for the Spatial Mismatch", *Journal of Urban Economics*, vol. 42, pp. 109-132.

Simon G. (2000). "Entrée sur le marché du travail avec un baccalauréat", *CEREQ Bref*, n°161.

Schwartz A. (1973). "Interpreting the Effect of Distance on Migration", *The Journal of Political Economy*, vol. 81, pp. 1153-1169.

Selod H. (2004). "La mixité économique et sociale", in *Villes et Economie*, Maurel, Perrot, Prager, Puig, Thisse (eds.), *La Documentation Française*, pp. 129-156.

Selod H. et Zenou Y. (2001). "Social Interactions, Ethnic Minorities and Urban Unemployment", *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 63-64, pp. 183-214.

Selod H. et Zenou Y. (2006). "City Structure, Labor Discrimination and Job Search. Theory and Policy Implications", *Economic Journal*, vol. 116, pp. 1057-1087.

Smith T. et Zenou Y. (2003). "Spatial Mismatch, Search Effort, and Urban Spatial Structure", *Journal of Urban Economics*, vol. 54, pp. 129-156.

Thomas G. (2003). "Les jeunes qui sortent sans diplôme de l'enseignement supérieur", *CEREQ Bref*, n°200.

Turner S. (1997). "Barriers to a Better Break: Employer Discrimination and Spatial Mismatch in Metropolitan Detroit", *Journal of Urban Affairs*, vol. 19, pp. 123-141.

Vieillard-Baron H. (1996). *Banlieue, ghetto impossible?*, éditions L'Aube.

Wasmer E. et Zenou Y. (2002). "Does City Structure Affect Search and Welfare?", *Journal of Urban Economics*, vol. 51, pp. 515-541.

Wasmer E. et Zenou Y. (2005). "Equilibrium Search Unemployment with Explicit Spatial Frictions", *Labour Economics*, vol. 13, pp. 143-165.

Wenglenski S. (2003). *Une mesure des disparités socio-spatiales d'accessibilité au marché de l'emploi en Ile-de-France*, thèse de l'Université Paris XII-Val-de-Marne-CRETEIL-LVMT-INRETS.

Zenou Y. (2002). "How do Firms Redline Workers?", *Journal of Urban Economics*, vol. 52, pp. 391-408.