



HAL
open science

Les effets du contexte local sur l'emploi : différentes applications sur données géo-localisées

Florent Sari

► **To cite this version:**

Florent Sari. Les effets du contexte local sur l'emploi : différentes applications sur données géo-localisées. Economies et finances. Université Paris-Est, 2011. Français. NNT : 2011PEST0071 . tel-00710274

HAL Id: tel-00710274

<https://theses.hal.science/tel-00710274>

Submitted on 20 Jun 2012

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

UNIVERSITÉ PARIS-EST MARNE-LA-VALLÉE



ÉCOLE DOCTORALE ORGANISATIONS, MARCHES, INSTITUTIONS

Laboratoire ERUDITE

THÈSE

présentée par
FLORENT SARI

pour obtenir le grade de :

DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ PARIS-EST MARNE-LA-VALLÉE

Discipline : **Sciences Économiques**

Arrêté ministériel : 7 août 2006

**Les effets du contexte local sur l'emploi :
différentes applications sur données géo-localisées**

Thèse dirigée par **M. Yannick L'HORTY**

Thèse soutenue publiquement le **06 Décembre 2011**,
devant le jury composé de :

Mme Manon DOMINGUES DOS SANTOS
Professeur, Université Paris-Est Marne-la-Vallée (Présidente du Jury)

Mme Dominique GOUX
Administratrice de l'INSEE (Membre du Jury)

Mme Julie LE GALLO
Professeur, Université de Franche-Comté (Rapporteur)

M. Jean-Yves LESUEUR
Professeur, Université de Lyon (Membre du Jury)

M. Étienne WASMER
Professeur, Sciences Po (Rapporteur)

L'université Paris-Est n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

Remerciements

Je tiens à remercier en premier lieu Yannick L'Horty, pour avoir bien voulu m'encadrer et rendre possible mon désir de faire une thèse. Il a permis que je réalise ce travail dans les meilleures conditions possibles. Il m'a accompagné, il m'a aidé tout au long de ce travail et a même réussi à supporter mon célèbre pessimisme (performance que seule ma mère et Alexandra pouvaient réaliser). Son entrain, son côté passionné et ses nombreuses compétences ont représenté un modèle pour moi et une grande source de motivation. Il n'est heureusement pas responsable de tous les défauts qui me restent.

Je remercie également Julie Le Gallo et Etienne Wasmer pour avoir bien voulu accepter de rapporter cette thèse. Je les remercie particulièrement pour leurs nombreux commentaires sur la première version de cette thèse qui ont permis d'améliorer considérablement le produit final, mais aussi pour avoir pris sur leur temps compté. Je remercie également Manon Domingues Dos Santos, Dominique Goux et Jean-Yves Lesueur pour avoir bien voulu faire partie du jury mais aussi pour leurs nombreux commentaires effectués lors de la pré-soutenance.

Mes remerciements vont également à l'équipe de l'ERUDITE à l'Université Paris-Est Marne-la-Vallée. Je pense notamment à Jean-Christophe Pereau qui m'a également permis de réaliser ma thèse dans les meilleures dispositions. Je pense à Alain Desdoigts qui a contribué à améliorer les conditions de travail des doctorants au sein du laboratoire.

Je pense aussi à Manon Domingues Dos Santos, Jekaterina Dmitrijeva, Richard Duhautois et Marc Feracci qui m'ont proposé des travaux dirigés et m'ont ainsi fait découvrir les joies et le stress de l'enseignement. Je remercie également Nicolas Loisiel et Sandra Toulouse (qui me surveille depuis tout petit) pour leur disponibilité, leur travail de l'ombre et pour leur grande capacité à régler les problèmes de logistique.

J'ai également une pensée pour tous mes collègues du bureau des doctorants. D'abord Mohamed Saadi qui m'aura aidé et suivi de la troisième année de licence jusque cette dernière année de thèse. Sa bonne humeur et ses (trop?) longues conversations vont me manquer. Je pense bien sûr aussi à Melaine Cervera, Akli Chergui, Roula Masou, Zouhair Mrabet et Imen Smaali qui ont donné de la vie à ce bureau et qui m'ont permis de voir que je n'étais pas seul dans cette "galère".

Je veux aussi remercier le Centre d'Études de l'Emploi et notamment la direction pour m'avoir accueilli toutes ces années. Le personnel, les ressources matérielles et documentaires constituent un plus indéniable pour tout doctorant. J'ai aussi une pensée pour les différents collègues de bureau que j'ai pu avoir lors de ces dernières années. Je pense, entre autres, à Delphine Remillon, Luc Goupil, Jonathan Bougard, Antoine Goujard et Fabrice Gilles. Chacun m'a apporté quelque chose à sa manière, que cela soit de l'aide ou du divertissement. Et pour cela, je tiens donc à les remercier. Je n'oublie pas Nicolas Baudouin qui nous a quitté trop tôt.

Ces années au CEE m'ont aussi permis de rencontrer un grand nombre de personnes qui ont eu une influence considérable sur ma vie professionnelle et sur mon développement personnel. Je pense à François Legendre, Richard Duhautois, Joseph Lanfranchi qui ont souvent été sollicités pour de nombreux soucis techniques et économétriques.

Je pense à Ekaterina Kalugina, Samira Ouchhi, Fabien Anelli, Sabina Issehnane et Samia Benallah qui sont autant de personnes qui ont contribué à la bonne ambiance, avec qui j'ai passé de

très bons moments ou qui ont su me prêter une oreille attentive lorsque j'en avais besoin (elles se reconnaîtront).

Je ne peux pas non plus oublier le fameux duo Sanja Pekovic et Oana Calavrezo qui m'a tant de fois martyrisé, mais à qui je dois énormément et qui m'a donné l'envie de poursuivre mes études en thèse. Elles ont tellement été sollicitées que je pourrais les citer comme co-directrices.

Je garde une pensée pour mon collègue et ami Lionel Desiage qui est parti trop tôt. J'ai été content de passer ces quelques années avec lui et de faire une partie du chemin à ses côtés. Il m'a aussi beaucoup apporté et son sens de l'humour qui s'accordait bien avec le mien (ce qui est rare) fut une arme précieuse contre le stress et l'ennui. Je regrette que nous n'ayons pas pu finir ce chemin ensemble.

Bien sûr, je n'oublie pas mes nombreux collègues du groupe CELESTE. Je remercie Pascale Petit, surtout pour avoir contrôlé mes horaires d'arrivée et de départ, Céline Emond, Lætitia Tuferry, Emila Ene, Elisabeth Tovar, Florent Fremigacci, Jekaterina Dmitrijeva, Jonathan Bougard, Fabrice Gilles, Emmanuel Duguet et tous les autres pour leur présence et les nombreux moments passés ensemble.

Je me dois de remercier mes nombreux co-auteurs. Ce fut pour moi un plaisir et un honneur d'apprendre à leurs côtés. Merci à Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Pascale Petit, Loïc du Parquet, Oana Calavrezo, Sabina Issehnane, Jonathan Bougard et Antoine Goujard.

Avant de conclure, je dois remercier Mathieu Narcy. J'ai aussi beaucoup appris à ses côtés. Je le remercie pour tous ses conseils, ses critiques, ses remarques. Bref, pour tout le temps qu'il a passé avec moi pour améliorer mes travaux et essayer de faire de moi un meilleur chercheur (bien que cela ne soit pas gagné). Je pense que je peux lui dédier en partie cette thèse. Je remercie également Sandra Cavaco qui a bien voulu passer du temps à relire certains de mes chapitres.

Je garde mes derniers remerciements pour ma femme Alexandra et ma mère. Alexandra, pour m'avoir toujours soutenu au long de ces années et pour m'avoir souvent encouragé lorsque je commençais à baisser les bras. Elle a également toujours été une source de motivation. Pour tout cela, je ne la remercierai jamais assez. Ma mère, car elle a toujours été là pour moi. Sans elle, je ne serais pas là où j'en suis aujourd'hui. Je travaille chaque jour pour la remercier de ce tout ce qu'elle m'a donné et pour qu'elle soit fière de moi.

Sommaire

Introduction générale	7
I Sortir du chômage en France : une question locale ?	27
1 Lieu de résidence et accès à l'emploi : revue de littérature	32
2 Les disparités locales du retour à l'emploi : mesures et statistiques	88
II Mettre en évidence un effet du contexte local sur l'emploi	129
3 Les effets de quartier jouent-ils sur la recherche d'emploi ?	133
4 Peut-on parler de discrimination territoriale ?	213
III Expliquer la géographie du retour à l'emploi	292
5 Analyse de quelques déterminants locaux du retour à l'emploi	296
6 Quelles politiques publiques pour réduire les durées locales du chômage ?	341
Conclusion générale	374
Bibliographie	392
Table des matières	407
Liste des tableaux	411
Liste des figures	415

Introduction générale

Le territoire a toujours représenté un facteur de différenciations entre les individus. Déjà dans l'Antiquité, les cités étaient fondées à partir de regroupements de marchands. Elles reposaient sur différents espaces : la ville fortifiée où vivent artisans et marchands et la campagne cultivée par les paysans. Au Moyen-Âge, on assiste à une séparation spatiale des trois pouvoirs avec différents sites d'implantation pour les seigneurs, les marchands ou l'Église. Les contours de la ville médiévale sont également un révélateur de ségrégation sociale : Les métiers nobles et l'élite résident à l'intérieur de la ville, tandis que les métiers plus gênants et les plus pauvres sont relégués à l'extérieur. Au XIX^{ème} siècle, la révolution industrielle s'est accompagnée de l'apparition des faubourgs. Ils constituent une concentration de l'habitat ouvrier près des usines, car cette catégorie sociale n'a pas les moyens de s'accommoder de distances domicile-travail importantes. L'expansion territoriale des villes grâce au chemin de fer, au tramway et au métro permet aux riches de s'exiler loin de ces quartiers, dans des lieux où ils peuvent consommer plus d'espaces. On assiste alors à une véritable séparation géographique des classes sociales qui peut encore se retrouver aujourd'hui dans l'organisation spatiale des villes. Ces quelques exemples historiques démontrent que la division fonctionnelle de l'espace urbain est révélatrice d'une certaine notion de ségrégation sociale

L'histoire récente permet également de se représenter des cas extrêmes ou célèbres de séparation spatiale. On peut citer le cas du regroupement des Juifs dans les ghettos lors de la Seconde Guerre mondiale. Avant même l'achèvement de la conquête de la Pologne, une directive nazie prévoit le regroupement des Juifs dans des ghettos et leur séparation du reste de la population avec pour objectif de préparer le "règlement de la question juive", en débutant par l'isolement culturel, social et économique. En Inde, on assiste à une logique spatiale de la segmentation des Castes dans les villes. Les plus purs sont plus proches des temples, tandis que ceux qui sont plus bas sur l'échelle de la pureté ont tendance à être plus près du pôle opposé, polluant qui peut prendre la forme d'un quartier pour Castes inférieures. On peut également citer l'Apartheid en Afrique du Sud, en vigueur jusqu'en 1990, qui est à l'origine d'une division spatiale du pays en imposant des zones de résidence géographiquement séparées et racialement déterminées. Il fut également accompagné de mesures de déplacements et de regroupement des populations noires dans des foyers nationaux appelés *bantoustans*.

De nos jours, la séparation spatiale des individus peut se baser sur des critères de catégories sociales mais aussi sur des critères religieux ou raciaux. Elle résulte davantage de pratiques effectives et récurrentes que de dispositions réglementaires et consiste en la formation

de groupes de personnes qui entretiennent entre elles des relations plus ou moins exclusives, en fonction de ces différents critères. Plutôt que de parler de séparation spatiale, la littérature en économie urbaine retient le terme de ségrégation spatiale. On désigne par ce terme tout processus qui conduit à des disparités socio-économiques entre différentes unités spatiales et à une homogénéité croissante au sein de ces unités. Deux types de ségrégation peuvent être retenus : d'une part, la ségrégation choisie qui tend à former des quartiers "riches" ou encore des quartiers "ethniques", d'autre part, la ségrégation subie, qui elle, exclut et regroupe les classes de populations qui n'ont pas la possibilité de choisir leur lieu de résidence du fait qu'elles sont moins favorisées ou moins bien assimilées.

L'émergence des travaux sur le contexte local dans la littérature économique et sociale

Au-delà de ces cas les plus célèbres, la "ségrégation spatiale" apparaît comme une norme urbaine. Dans la plupart des villes des pays développés, on observe l'apparition et la persistance de quartiers "défavorisés" qui concentrent fortement les difficultés sociales et économiques. On retrouve souvent le terme de ségrégation résidentielle pour désigner un tel phénomène. Cela s'explique notamment par le fait que la séparation des populations dans l'espace des villes est observée principalement d'après les lieux de résidence, plus rarement d'après les lieux qu'elles pratiquent. Cette ségrégation résidentielle peut prendre des formes d'organisations spatiales différentes selon qu'elle porte sur des populations différenciées par des critères socio-économiques, ethniques ou démographiques. La situation des minorités ethniques aux États-Unis et leur occupation de l'espace dans les villes est l'élément précurseur ou déclencheur des travaux sur la ségrégation résidentielle. En particulier, on peut penser à ceux qui se focalisent sur la ségrégation des Noirs et des Blancs à partir de la Seconde Guerre mondiale. Les configurations des villes américaines montrent effectivement des schémas où ces deux types de population sont spatialement séparés. Par exemple, selon Zenou (2004), si l'on définit une enclave ethnique comme étant un quartier où la part d'un groupe ethnique est au moins deux fois plus élevée que sa part nationale, il ressort que près de 64% des Noirs vivaient dans une enclave ethnique en 1979¹.

De nombreux travaux, dont ceux de Taeuber et Taeuber (1965), ont montré que la ségrégation urbaine entre Noirs et Blancs a fortement augmenté aux États-Unis, principalement en

1. La proportion de Noirs étant de 10% aux États-Unis, cela signifie que près de 64% habitaient en 1979 dans des quartiers avec au moins 20% de Noirs.

raison d'une forte polarisation raciale et du départ massif de la population blanche vers les banlieues. Le développement des banlieues s'est souvent effectué au détriment des centres-villes, contribuant à concentrer les populations désavantagées et les minorités au sein de ghettos et augmentant la distance entre les communautés, dont les occasions d'interactions se trouvaient d'autant plus limitées. Or, ce constat a été repris par un certain nombre d'économistes et sociologues pour justifier des écarts de situations observés entre ces populations, sur le marché du travail notamment. L'économiste Kain (1968, 1992) en premier lieu, puis les sociologues Kasarda (1988, 1989) et Wilson (1987) sont les premiers à prendre en compte la localisation résidentielle des Noirs et Blancs dans les villes américaines pour expliquer les différences de taux de chômage entre eux. Leurs divers travaux montrent que les minorités sont restées concentrées dans les ghettos du centre-ville alors que les emplois qu'ils occupaient ont eu tendance à se délocaliser dans les banlieues périphériques. Cette déconnexion physique, entre le lieu de résidence et les potentiels lieux d'emplois, est présentée comme source majeure du chômage des Noirs dans les villes américaines. Ce lien causal, mis en avant par Kain, est désormais largement connu sous le nom d'hypothèse de *Spatial Mismatch* (ou de mauvais appariement spatial).

Les travaux de ces auteurs ont également le mérite de mettre en avant une relation de cause à effet entre le lieu de résidence et la situation ou les performances des individus. Bien qu'il soit question ici de lier localisation résidentielle et performances sur le marché du travail, d'autres travaux ont vu le jour qui analysent l'effet du lieu de résidence sur les performances en termes de réussite scolaire ou encore en termes de comportements déviants et de délinquance (voir notamment les revues de littérature de Ginther *et al.*, 2000 ; Dietz, 2002). Les travaux de Wilson sur ce thème sont particulièrement novateurs car ils vont à l'encontre des idées reçues en confirmant le pouvoir explicatif du contexte local. En effet, dans les années 1980, les sociologues américains justifient la situation défavorable des minorités ethniques aux États-Unis (souvent affectées par le sous-emploi, la pauvreté, la criminalité ou l'isolement social) par un effet pervers des politiques publiques, notamment l'aide sociale. Or, pour ce sociologue, outre le problème de mauvais appariement spatial discuté plus haut, il est important de considérer l'importance de la composition socio-économique locale. Les classes moyennes Noires ont quitté les ghettos, lesquels deviennent des lieux où la pauvreté, l'absence de travail et l'échec scolaire sont la règle, si bien que les jeunes, victimes d'un isolement social, n'ont plus de modèle d'intégration. Ils sont exclus des circuits par lesquels s'obtient l'emploi, par exemple. Les carac-

téristiques individuelles ou le rôle des institutions, des politiques publiques, ne semblent pas suffire pour expliquer la situation des individus ou les écarts observés entre groupes d'individus.

Expliquer la ségrégation résidentielle

La ségrégation observée au niveau des lieux de résidence peut être le fruit d'un processus purement concurrentiel entre les individus sur le marché du logement. On peut prendre le cas simplifié d'une ville où les individus valorisent une localisation particulière (caractérisée par la présence d'un centre d'emploi important ou par la présence de différentes aménités) et cherchent tous à résider à proximité. Le principe de mise en concurrence pour l'usage du sol implique que le coût du logement s'élève à mesure que l'on s'approche de cette localisation valorisée et diminue à mesure que l'on s'en éloigne (Fujita, 1989). Les ménages plus aisés ayant une disposition à payer plus importante que les autres, on assiste à une stratification naturelle de l'espace où les ménages riches résident près du centre d'emploi, par exemple, alors que les plus pauvres sont relégués en périphérie. C'est une configuration qui prend son sens dans le cas de la région parisienne puisque l'on observe une diminution des prix de l'immobilier à mesure que l'on s'éloigne de Paris, au profit des localités les plus périphériques de la région. De même, les prix tendent à augmenter dans les quartiers ou communes localisées près de gares qui représentent une aménité valorisable et recherchée, puisqu'elles facilitent l'accès au centre d'emploi notamment.

Tiebout (1956), quant à lui, tente d'expliquer le choix résidentiel des consommateurs par les dépenses engagées par les communes pour financer différents niveaux d'offre de biens publics locaux. La mise à disposition de biens publics par les communes rentre dans le processus de choix des consommateurs. Le consommateur satisfait au mieux ses préférences lors du choix de sa commune de résidence. Le "vote avec les pieds" révèle les préférences des consommateurs pour les biens publics locaux. Ainsi, cet électeur-consommateur peut décider de résider dans une commune où les biens et services publics mis à sa disposition seront conformes à ses préférences et/ou dans laquelle le niveau de l'imposition est plus faible que dans les autres communes, qui offrent des niveaux de prestations similaires.

La ségrégation résidentielle peut aussi se comprendre par les préférences des individus en ce qui concerne la composition locale du quartier de résidence. Elle s'explique alors par les préférences des ménages pour les interactions sociales (Decamps, 2009). La "qualité" de

l'environnement local attachée à la localisation résidentielle dépend alors de la présence plus ou moins importante d'une catégorie de population donnée. Par exemple, il peut exister des phénomènes de communautarisme où certains individus désirent vivre avec des personnes de même origine, pour des raisons de solidarité ethnique entre autres². En outre, les interactions entre les individus issus d'un même quartier peuvent également se présenter comme un moteur important de la localisation résidentielle. Ces interactions sont sources d'externalités locales positives ou négatives que les individus peuvent rechercher ou éviter. Les travaux de Crane (1991) ou Benabou (1993) montrent que la propension d'un individu à présenter un certain comportement dépend de la proportion d'individus affichant déjà ce comportement dans le quartier. Intégrant ce processus, les ménages peuvent désirer se rapprocher de quartiers où la population est hautement qualifiée et s'éloigner de ceux caractérisés par une criminalité élevée. Les externalités de voisinage représentent, par conséquent, un élément non négligeable dans les choix de localisation des individus.

La localisation résidentielle des individus est également susceptible d'être expliquée par les politiques publiques d'aménagement. Si l'on prend le cas de la France, les politiques d'aménagement des grands ensembles (réalisées dans les années 1960-1970) se sont traduites par une concentration de logements sociaux au sein de zones spécifiques, produisant de la stigmatisation. On assiste alors à un double niveau de ségrégation dans le logement social : un déséquilibre spatial qui concentre les logements HLM dans certains quartiers ou communes et une stratification sociale au sein même du parc HLM. Ces deux faits combinés donnent naissance à des îlots de pauvreté très localisés. Les conditions d'attribution de ce type de logement génèrent par construction une concentration des populations les plus modestes. L'attribution est en effet fonction des revenus du ménage, de sa composition, etc. Ce processus de sélection tend à rassembler les ménages les plus pauvres et à créer ainsi une forme de ségrégation. Dans une étude du parc de logements HLM, Debrand (2003) montre que près du quart de ces logements est attribué chaque année à des ménages dont les ressources sont inférieures à 20% des plafonds de ressources (environ 125 000 par an). Il montre également que sur les 3,1 millions de ménages pauvres³, 27,4% logent en HLM. De plus, dans les zones urbaines de plus de 20 000 habitants (où sont implantés en grande partie ces logements), ils logent plus de 40% des ménages pauvres. Par conséquent, les politiques de logements sociaux peuvent avoir des

2. Inversement, ce type de processus peut conduire une catégorie de population, aversive à la présence d'une autre, à s'éloigner.

3. Un ménage pauvre est un ménage dont les revenus totaux sont inférieurs à la moitié de la médiane des revenus par unité de consommation de l'ensemble de la population.

effets pervers en favorisant une concentration des populations pauvres ou peu qualifiées dans certaines zones (Gobillon et Selod, 2003).

Existe-t-il un effet du contexte local ?

La ségrégation spatiale ou résidentielle est donc susceptible de concentrer sur un même territoire des populations aux caractéristiques très proches. Lorsqu'elle conduit à agglomérer des ménages et des individus aux caractéristiques plutôt défavorables ou considérés comme fragiles dans un quartier donné, on peut désigner ce dernier comme un quartier "défavorisé". Or, au-delà du constat évident que ces quartiers concentrent des populations défavorisées, la littérature en économie urbaine et spatiale se pose la question de l'existence ou non d'un effet du contexte local. Elle peut être exprimée de la manière suivante : *toutes choses égales par ailleurs*, le fait d'habiter dans un quartier donné peut-il impacter sur les performances et comportements des individus ? En France, nous observons, par exemple, que les taux de chômage sont plus élevés en Zones Urbaines Sensibles que sur l'ensemble du territoire (respectivement 26,1% et 13,4% selon l'INSEE). Cette forte inégalité sur le marché du travail est-elle due uniquement aux caractéristiques des individus qui y résident ou peut-elle également s'expliquer par les caractéristiques du quartier de résidence ? C'est l'un des enjeux majeurs de cette thèse que de montrer l'influence et le rôle du lieu de résidence dans l'accès à l'emploi.

Le contexte local dans lequel se situent les individus est susceptible d'expliquer de différentes manières les inégalités observées sur le marché du travail. La ségrégation résidentielle "contraint" les individus les plus fragiles à se concentrer dans les mêmes quartiers. Ce processus peut être générateur d'externalités négatives pour ceux qui y résident. Être entouré d'individus en échec scolaire ou au chômage exerce une "pression sociale" moins forte sur le besoin, l'envie de réussite (Benabou, 1993). On assiste à des effets de contagion, dès lors que le comportement des voisins exerce une influence sur son propre comportement (Crane, 1991). Le réseau social est généralement de moindre qualité dans ces quartiers par rapport aux autres quartiers (Reingold, 1999). Il constitue un outil important lors de la recherche d'emploi puisque les individus ont souvent recours aux amis, à la famille lorsqu'ils effectuent cette démarche (Zenou, 2004). Le contexte local ou la "qualité" du quartier joue sur le côté offre de travail en modifiant directement ou indirectement les aspirations et comportements des individus qui y résident. Il peut également jouer sur le côté demande de travail lorsque les employeurs affichent une réticence à embaucher des individus issus de quartiers "défavorisés". Les perceptions et appréhensions

des recruteurs par rapport à la population de ce type de quartiers peuvent constituer un frein à la recherche d'emploi des habitants.

Par ailleurs, le fonctionnement du marché du logement tend à reléguer les populations les plus pauvres à la périphérie et donc loin des centres d'emplois. Cet éloignement du lieu de résidence a également des conséquences défavorables sur le processus de recherche d'emploi. Les individus recherchent moins efficacement loin de chez eux en raison des coûts de déplacement et/ou d'une information plus limitée (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990, 1991), notamment. Les coûts de transport associés à une distance domicile-travail élevée peuvent aussi constituer une désincitation à accepter un emploi, si le salaire proposé ne compense pas suffisamment les dépenses induites (Coulson *et al.*, 2001 ; Brueckner et Zenou, 2003). Ces quelques mécanismes expliquent que, à composition socio-économique du quartier donnée, la distance physique au centre d'emploi peut également accentuer les inégalités sur le marché du travail. Ces mécanismes sont associés à l'hypothèse de *Spatial Mismatch* développée par Kain (1968) car ils représentent des manifestations concrètes des conséquences de l'éloignement entre le lieu de résidence et le lieu de travail (Gobillon *et al.*, 2007).

L'existence d'un effet du contexte local a déjà été largement testée et vérifiée dans le cas des villes américaines. Les revues de littérature de Haveman et Wolfe (1995), Ginther *et al.* (2000), Dietz (2002), Durlauf (2004) et Vigdor (2006) dressent un large panorama des travaux qui étudient le lien entre caractéristiques socio-économique du lieu de résidence et performances individuelles. Ces travaux se distinguent par l'approche méthodologique qui est retenue mais aussi par la question étudiée. Par exemple, un grand nombre de travaux s'intéressent aux liens entre caractéristiques du voisinage et réussite scolaire (Datcher, 1982 ; Case et Katz, 1991 ; Aaranson, 1998 ; Harding, 2003 etc.). Dans ce cas, il s'agit souvent de regarder les conséquences potentielles du fait de grandir dans un quartier "défavorisé" sur les performances scolaires. D'autres travaux s'intéressent davantage aux liens entre caractéristiques du quartier et performances sur le marché du travail (Jencks et Mayer, 1990 ; Cutler et Glaeser, 1997 ; Weinberg *et al.*, 2004 ; Galster *et al.*, 2007 etc.). Dans l'ensemble, ces différents travaux s'appuient sur données d'enquêtes et proposent des méthodologies plus ou moins sophistiquées pour tenter de mesurer les effets observés. On peut distinguer une autre catégorie de travaux qui s'appuient, eux, sur des données expérimentales. Ces derniers analysent les conséquences d'expérimentations sur le développement personnel des individus qui en bénéficient (Rosenbaum, 1995 ; Katz *et al.*, 2001 ; Oreopoulos, 2003 ; Kling *et al.*, 2007 etc.). Dans ce cas, il s'agit de comparer les compor-

tements et performances (en termes de santé, d'emploi, de criminalité etc.) des individus avant et après qu'un programme expérimental ne les fasse déménager d'un quartier "défavorisé" vers un quartier plus "favorisé".

Toujours sur données américaines, de nombreux travaux empiriques mettent en relation l'accessibilité physique aux emplois et le chômage des individus (voir les revues de littérature de Holzer, 1991 ; Ihlanfeldt et Sjoquist, 1998 ; Gobillon *et al.*, 2007). Dans la lignée des travaux de Kain (1968), les différentes analyses empiriques étudient le problème de la disponibilité des emplois selon l'origine ethnique. Il s'agit généralement de voir si les différences de chômage observées entre Noirs et Blancs s'expliquent par leurs localisations et l'accessibilité aux emplois que celles-ci peuvent induire.

Les travaux qui s'intéressent aux liens entre le contexte local et l'emploi en France, plus largement en Europe, restent encore relativement peu développés. On peut néanmoins citer Andersson *et al.* (2007), Galster *et al.* (2008) qui s'intéressent au rôle des caractéristiques du quartier sur les performances des individus sur le marché du travail pour la Suède et Dujardin *et al.* (2008) pour la Belgique. On peut aussi citer Fieldhouse (1999) et Patacchini et Zenou (2005, 2006) qui étudient le problème de l'accessibilité aux emplois sur le chômage des individus pour l'Angleterre ou encore Matas *et al.* (2010) et Aslund *et al.* (2010) pour l'Espagne et la Suède, respectivement.

En France, Choffel et Delattre (2003), Goux et Maurin (2005, 2007), Dujardin et Goffette-Nagot (2007), Maurin et Moschion (2009), Rathelot (2010), Couppié *et al.* (2011), Gobillon *et al.* (2010) sont parmi les seuls à mettre en relation la qualité du quartier de résidence et les performances des individus, que cela soit en termes de réussite sur le marché du travail ou de réussite scolaire. Peu de travaux s'intéressent aux problèmes de l'accessibilité aux emplois sur le chômage. C'est le cas de Bouabdallah *et al.* (2002), Cavaco et Lesueur (2004), Gaschet et Gaussier (2004), Gobillon et Selod (2007) et Gobillon *et al.* (2011). Ces travaux, à l'inverse des travaux sur données américaines, ne font globalement pas de distinction entre les origines ethniques et regardent le problème de l'accessibilité pour la population dans son ensemble.

La ségrégation spatiale et ses conséquences en France

La littérature a montré que la ségrégation spatiale a pour conséquences d'éloigner les individus des emplois et de produire des externalités négatives sur les comportements de ces

mêmes individus. Ces mécanismes sont susceptibles d'influer sur différentes variables de résultat, parmi lesquelles l'accès à l'emploi. D'une manière générale, on regroupe sous le terme d'"effets de quartier" les mécanismes par lesquels le lieu de résidence impacte sur la réussite individuelle. Si l'importance de la ségrégation spatiale et les effets de quartier qu'elle induit semblent s'avérer pour le cas américain, on peut se demander ce qu'il en est en France, dans un pays où les configurations urbaines sont relativement différentes. C'est justement l'objectif premier de cette thèse que de voir dans quelle mesure ces effets de quartier et plus globalement, le contexte local, peuvent être à même d'expliquer les situations observées sur le marché du travail en France.

En France, la ségrégation spatiale se mesure dans le contraste qui oppose les "banlieues" au centre des villes généralement plus riches. Les répartitions sont en partie inversées entre les villes françaises où le centre est souvent valorisé pour la résidence par les populations aisées et les villes des États-Unis où ce sont des localisations en périphérie, dans les banlieues (ou *suburbs*) qui attirent le plus les personnes aux revenus élevés. A Paris, par exemple, le modèle général observable est concentrique et déformé par des contrastes entre secteurs riches et secteurs pauvres, comme le suggèrent les différences de revenu et de statut social des résidents, plus élevés à l'ouest qu'à l'est de l'agglomération. Pour Prétéceille (2006), la ségrégation urbaine en France n'est pas seulement "ethnique" mais aussi "sociale". Partant du recensement de la population de l'INSEE de 1990 et 1999, il montre que la ségrégation ethnique reste plus élevée que la ségrégation sociale sur cette période, mais la première tend à diminuer tandis que la seconde augmente. Cette importance croissante du statut socio-économique des résidents, par rapport à l'ethnie, différencie les villes françaises des villes européennes ou américaines. En effet, les villes françaises connaissent des niveaux de ségrégation ethnique inférieurs à la moyenne des villes européennes (Musterd, 2005) et, comparativement aux États-Unis, la ségrégation au sein de ces villes repose désormais davantage sur des oppositions relatives au statut socio-économique des populations (Musterd et Ostendorf, 1998).

La situation préoccupante des banlieues françaises prend de l'ampleur avec les émeutes dans le quartier des Minguettes, à Vénissieux (banlieue de Lyon) lors de l'été 1981. La dégradation des conditions de vie dans certains quartiers a conduit l'État à mener des actions destinées à lutter contre la dégradation des zones urbaines défavorisées des grandes villes et contre l'exclusion des populations qui y habitent. Dans les années 1980, on assiste ainsi aux prémices des "politiques de la ville" avec la mise en place d'opérations regroupées sous le nom d' "actions

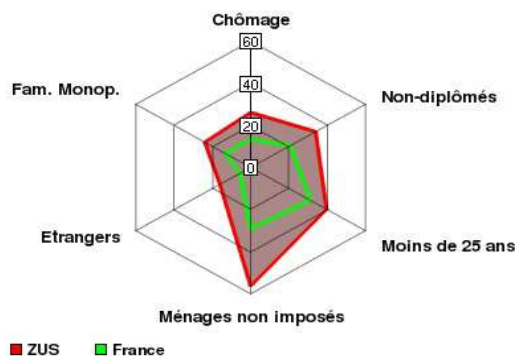
pour le développement social des quartiers" (DSQ). D'une manière générale, ces "politiques de la ville" sont définies comme un ensemble d'actions de l'État visant à revaloriser certains quartiers urbains (appelés quartiers politique de la ville) et à réduire les inégalités sociales entre territoires. Elles comprennent des mesures législatives et réglementaires dans le domaine de l'action sociale et de l'urbanisme, en partenariat avec les collectivités territoriales.

Les années 1990 ont vu l'instauration de nouvelles "politiques de la ville". D'abord, la loi du 13 juillet 1991 d'orientation pour la ville (LOV) qui vise un objectif de mixité sociale et impose, suite à un amendement en 1995 et 1996, à toutes les communes d'une agglomération de plus de 200 000 habitants d'avoir au moins 20% de logements sociaux⁴. Outre les objectifs de diversité de l'habitat et de mixité sociale définis par la LOV, le "pacte de relance pour la ville" est, lui, mis en place par la loi du 14 novembre 1996. Il a pour but de lutter contre les phénomènes d'exclusion dans l'espace urbain et de favoriser l'insertion professionnelle, sociale et culturelle des populations habitant dans les quartiers en difficulté. Il définit la géographie des quartiers prioritaires avec la création des "zones urbaines sensibles" (ZUS), des "zones de redynamisation urbaine" (ZRU) et des "zones franches urbaines" (ZFU). Les ZUS formalisent la notion de "quartier en difficulté" : elles sont caractérisées par la "présence de grands ensembles ou de quartiers d'habitat dégradé et par un déséquilibre accentué entre l'habitat et l'emploi". Les ZUS, au nombre de 751 (dont 717 en métropole), comprennent les ZRU, qui elles-mêmes englobent les ZFU.

La description des quartiers prioritaires permet de se faire une idée de la ségrégation en France. Ces quartiers représentent plus de 4 400 000 habitants (soit près de 7% de la population totale). Quelques statistiques tirées du recensement de l'INSEE de 1999 permettent de se représenter la situation par rapport au reste du territoire. La population de ces quartiers est globalement plus jeune qu'ailleurs : en 1999, la part des moins de 25 ans atteint 40% contre 31,2% pour la France entière. Les personnes non-diplômées et les familles mono-parentales y sont également sur-représentées (respectivement 34% et 24% contre 20,7% et 13,3%). La part des ménages non-imposés sur revenus et le taux de chômage y sont deux fois plus élevés qu'ailleurs (respectivement 56,3% et 26,1% contre 29,2% et 13,4%). Le graphique suivant permet de se représenter les écarts entre la situation dans ces quartiers prioritaires et en France.

Bien que ces territoires soient globalement touchés par la précarité sociale, ils peuvent

4. L'article 55 de la loi SRU du 13 décembre 2000 a étendu le champ d'application géographique du dispositif, aux communes d'au moins 3500 habitants (1500 en Ile-de-France) qui appartiennent à des agglomérations de plus de 50 000 habitants comprenant au moins une commune de plus de 15 000 habitants.



Sources : SG-CIV et INSEE RP1999/DGI2004.

présenter des réalités diverses. Pour la région parisienne, Jacquesson (2006) arrive à identifier six groupes de ZUS aux caractéristiques bien différenciées. Il identifie notamment des ZUS très défavorisées (particulièrement confrontées à la pauvreté et à des difficultés d'insertion professionnelle), des ZUS en situation intermédiaire (proches de la moyenne des ZUS sur un ensemble de critères relatifs à la composition socio-économique) ou encore des ZUS où la pauvreté est proche de la moyenne francilienne. Certaines se distinguent davantage par leur composition socio-démographique avec des quartiers où la proportion de familles nombreuses est importante et d'autres où les familles mono-parentales sont sur-représentées. Un travail de Champion et Marpsat (1996) montrent effectivement que ces quartiers diffèrent par leurs dimensions, la population qui y habite, les logements ou encore la situation économique de la commune ou du département auxquels ils sont rattachés.

En outre, si la caractérisation des quartiers prioritaires offre une représentation des problèmes de ségrégation urbaine en France, elle ne décrit qu'imparfaitement le problème d'exclusion sociale sur l'ensemble du territoire (Selod, 2004). La géographie de ces quartiers prioritaires (les ZUS) est assez largement discutée. Lorsque l'on s'intéresse aux quartiers qui ont les taux de chômage les plus élevés en 2005-2006, soit ceux qui ont taux de chômage parmi les 1% les plus élevés, il ressort que près de 30% ne sont pas classés en ZUS. Le constat est équivalent pour les quartiers dont le taux de bénéficiaires de la couverture maladie universelle complémentaire est parmi les 1% les plus élevés en 2006. De même, plus de 20% des quartiers dont le revenu médian annuel est parmi les 1% les plus faibles ne sont pas classés en ZUS. Selod (2004) va plus loin et montre que 80% des chômeurs de plus d'un an ou 75% des chômeurs de moins de 25 ans résident hors ZUS. Les ZUS ne sont pas seules à concentrer des difficultés. Elles peuvent être aussi présentes dans d'autres quartiers qui ne se caractérisent pas nécessairement

par un zonage prioritaire. La définition des quartiers prioritaires ne doit donc pas faire oublier ou occulter le fait que d'autres quartiers peuvent être confrontés à des situations défavorables.

Dans cette thèse, nous considérons les problèmes relatifs à ce type de quartiers prioritaires, mais pas seulement. Nous privilégions une démarche plus globale et moins sujette aux découpages établis par les "politiques de la ville". Par exemple, il n'est pas uniquement question de regarder l'influence de l'appartenance à un quartier en Zone Urbaine Sensible sur la réussite des individus, mais également de regarder l'influence de l'appartenance à un quartier affichant un certain nombre de caractéristiques qui nous paraissent pertinentes. En d'autres termes, il s'agit de comparer et/ou opposer les conséquences d'être issu d'un quartier défini comme "défavorisé" par le modélisateur et d'un quartier défini comme tel par le législateur.

Démarche et plan de thèse

Motivations et objectifs

Les processus de ségrégation spatiale, tels qu'ils ont été décrits, permettent notamment de rendre compte des fortes concentrations de chômeurs observées sur certains territoires ou dans certains quartiers. Il serait cependant réducteur de considérer que la concentration spatiale du chômage résulte seulement d'un tri dans l'espace des individus, réalisé une fois les résultats sur le marché du travail connus (Gobillon et Selod, 2005). Les travaux cités précédemment prouvent que la littérature en économie urbaine et spatiale s'intéresse depuis longtemps à la causalité inverse. C'est-à-dire qu'ils étudient la façon dont l'organisation spatiale des villes et le lieu de résidence peuvent peser sur le fonctionnement du marché du travail. Cette thèse s'inscrit directement dans cette démarche. A travers le travail qui est proposé, nous espérons répondre à la série de questions suivante : quels sont les mécanismes théoriques qui sont potentiellement à l'œuvre ? Sont-ils vérifiés empiriquement dans le cas français ? Rendent-ils compte des disparités de chômage observées localement ?

Les réponses à ces questions passent par la recherche d'un double objectif. *Dans un premier temps*, il s'agit de lister les différents mécanismes identifiés dans la littérature qui lient lieu de résidence et accès à l'emploi. Nous nous attardons aussi sur un certain nombre de travaux qui ont été effectués sur ces questions. Il s'agit également de vérifier s'il existe ou non un effet du contexte local en France, lorsque l'on s'intéresse à l'accès à l'emploi (au sens de trouver

un emploi). Nous voulons voir si le lieu de résidence peut être considéré comme un déterminant important, au même titre que les caractéristiques des individus ou celles du ménage dans lequel il se situe. Cette démarche repose sur différentes étapes. Nous montrons l'existence d'importantes inégalités sur le marché du travail qui se manifestent par de fortes disparités spatiales de retour à l'emploi et ce, que cela soit au niveau des régions, des départements ou même des communes. Celles-ci ne semblent pas s'expliquer par les caractéristiques des demandeurs d'emplois, puisque ce constat se maintient globalement même lorsqu'elles sont prises en considération. Il subsiste donc un effet qui n'est pas capturé par les caractéristiques individuelles et qui peut vraisemblablement être attribué à un effet du contexte local ou du territoire.

Ensuite, nous cherchons à tester empiriquement quelques-uns des mécanismes identifiés dans la littérature. Nous regardons notamment si la "qualité" du quartier peut avoir des conséquences sur les performances des individus sur le marché du travail. Ces analyses cherchent à démontrer ou vérifier l'importance des effets de voisinage ou de la discrimination territoriale sur l'accès à l'emploi.

Ainsi, la preuve empirique d'un effet du contexte local passe par deux démarches différentes. (1) Nous démontrons que les disparités de chômage observées localement se maintiennent lorsque l'on contrôle des caractéristiques des demandeurs d'emploi. C'est une preuve obtenue par élimination : si les caractéristiques n'expliquent pas ces disparités, c'est qu'il existe un effet du contexte local ou du territoire. (2) Nous testons quelques-uns des mécanismes identifiés dans la littérature sur données françaises, afin de montrer l'influence du contexte local (représenté par la "qualité" du lieu de résidence).

Dans un deuxième temps, après avoir montré qu'il existait bel et bien un effet du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi, nous regardons quels sont les mécanismes qui permettent d'expliquer la géographie du chômage en France. En d'autres termes, il s'agit de voir si la ségrégation résidentielle (représentée par les effets de quartier) et l'hypothèse de *Spatial Mismatch* sont des déterminants importants des disparités de chômage entre communes. Les tester simultanément permet d'évaluer l'importance respective des effets de quartier, du *Spatial Mismatch* mais aussi d'autres mécanismes, tels que l'adéquation entre les compétences des demandeurs d'emplois localement et celles requises par les entreprises (hypothèse plus connue sous le nom de *Skill Mismatch*) ou encore le statut résidentiel des ménages (qui a une influence directe ou indirecte sur la mobilité géographique des individus et sur le chômage). Pouvoir identifier quels

mécanismes sont susceptibles de jouer le plus sur les écarts de taux de chômage observés entre communes est important, notamment lorsqu'il s'agit de faire des recommandations pour les politiques publiques.

L'un des objectifs de cette thèse est d'essayer d'apporter une contribution à la littérature sur les effets de quartier et du contexte local sur l'emploi. Par rapport aux travaux existants, nous tentons de proposer des approches originales par les différents indicateurs mobilisés pour caractériser les quartiers, par les méthodes mises en place pour contrôler d'un certain nombre de biais potentiels, mais aussi par les variables de résultat que l'on cherche à expliquer. Enfin, nous essayons d'enrichir la littérature existante en proposant des approches nouvelles qui permettent de mieux identifier les différents mécanismes à l'œuvre, plutôt que de simplement mettre en évidence un effet du lieu de résidence sur les comportements individuels.

Plan de la thèse

Le plan de cette thèse est le suivant : la PREMIÈRE PARTIE liste un certain nombre d'éléments théoriques qui permettent d'expliquer les disparités de chômage et fait un état des lieux de la situation du chômage local en France et particulièrement en Ile-de-France. A partir d'approches empiriques micro-économiques, la DEUXIÈME PARTIE cherche à vérifier si effectivement le lieu de résidence peut influencer sur l'accès à l'emploi des individus. La TROISIÈME PARTIE mobilise un certain nombre d'éléments, repris de l'économie urbaine et spatiale, pour tenter d'expliquer les disparités locales de chômage, selon une approche plus macro-économique.

La PREMIÈRE PARTIE part du postulat que la situation du chômage en France ne peut s'expliquer que partiellement par les politiques de l'emploi ou le rôle des institutions. Ces "instruments" sont mis en place au niveau national et ne peuvent rendre compte des situations observées localement. Nous privilégions différentes pistes comme le rôle des caractéristiques individuelles : certaines catégories de population ont des caractéristiques plus propices à un retour à l'emploi et leur répartition sur le territoire peut expliquer les disparités de chômage observées. Cela peut aussi tenir aux caractéristiques territoriales qui se manifestent par des contraintes spatiales ou par un rôle du contexte local. Nous analysons la portée de ces explications dans cette partie.

Dans un premier temps (CHAPITRE 1), nous dressons une revue de littérature des mécanismes potentiels, identifiés dans la littérature en économie urbaine, qui lient le lieu de résidence aux performances sur le marché du travail. Nous nous intéressons particulièrement aux effets de quartier, sous-jacents au problème de la ségrégation résidentielle. Ces effets regroupent eux-mêmes différents mécanismes qui influent sur le processus de recherche d'emploi ou la carrière professionnelle, tels que : l'influence ou le rôle de modèle des pairs dans les comportements quotidiens, le réseau social de plus ou moins bonne qualité ou encore une éventuelle discrimination territoriale. Nous nous intéressons également à l'hypothèse de *Spatial Mismatch* (qui est aussi une forme particulière d'effet de quartier) et ses mécanismes. Derrière cette hypothèse se trouve l'idée selon laquelle vivre dans des localisations éloignées des emplois induit d'importantes conséquences sur l'état de chômage, en raison de coûts de déplacements élevés ou d'une recherche d'emploi moins efficace, par exemple. Suite à cet exposé des mécanismes théoriques en jeu, nous dressons une revue de littérature des travaux empiriques existants sur la question. Ces derniers sont essentiellement développés aux États-Unis, alors qu'ils restent encore peu nombreux en France et en Europe.

Par la suite, nous analysons la situation du chômage en France et en Ile-de-France (CHAPITRE 2). A partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi, qui nous permet de suivre une cohorte de demandeurs d'emplois sur la période 2001-2006, nous nous intéressons à quelques faits stylisés concernant les durées de chômage en France et en région parisienne. Nous estimons les durées de chômage dans chacune des communes de France. Globalement, quelle que soit la région étudiée, deux phénomènes se dégagent : (1) il existe d'importantes disparités d'une localité à l'autre. Deux communes voisines peuvent en effet afficher des durées de chômage très différentes. (2) Il existe également des régularités spatiales. Des groupes de communes affichent des durées parfois très proches et forment géographiquement des blocs homogènes. Cette géographie du retour à l'emploi est d'autant plus intéressante qu'elle ne semble pas s'expliquer par les caractéristiques des demandeurs d'emplois présents localement. En effet, nous montrons que les disparités observées se maintiennent même lorsque nous considérons les différences dans la composition socio-économique des demandeurs d'emplois d'une commune à l'autre. Si les caractéristiques individuelles ne jouent pas, c'est qu'il existe un rôle potentiellement non négligeable du territoire.

La DEUXIÈME PARTIE s'inscrit dans la continuité de la précédente. Dans les deux premiers

chapitres, nous montrons que les caractéristiques socio-économiques des demandeurs d'emplois ne suffisent pas à justifier les disparités de chômage et qu'il existe donc un effet résiduel (ou inexpliqué) qui peut être interprété comme un effet du contexte local. Ce dernier est présenté comme l'une des explications possibles des disparités, mais n'est jusqu'à présent pas véritablement démontré. C'est l'objectif premier de cette partie que d'apporter la preuve empirique d'un effet du contexte local. Plus précisément, nous cherchons à démontrer l'existence d'effets de quartier sur l'accès à l'emploi des individus. Dans nos analyses, nous privilégions la dimension "qualité" du lieu de résidence. Les problèmes relatifs à l'éloignement physique par rapport aux centres d'emplois ne sont pas testés. Il s'agit de voir dans quelle mesure le fait de vivre dans un quartier dit "défavorisé" peut avoir des conséquences sur les chances d'accéder à un emploi et sur la qualité de l'emploi trouvé, *toutes choses égales par ailleurs*.

Dans le CHAPITRE 3, deux analyses distinctes mais complémentaires sont menées. (1) A partir du Recensement de la Population de l'INSEE de 1999, nous vérifions l'effet de vivre dans un quartier "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi. Deux mesures différentes sont retenues pour définir un quartier "défavorisé" : un indicateur synthétique, obtenu par une Analyse en Composantes Principales, qui combine différentes caractéristiques socio-économiques propres au quartier et l'appartenance à une ZUS. Nous comparons ainsi deux définitions d'un quartier "défavorisé" : l'une propre au modélisateur et l'autre propre au législateur. Nous avons recours à différentes régressions pour vérifier l'existence d'un effet négatif du lieu de résidence sur la probabilité d'être en emploi. Nous testons également la présence d'effets de seuil et vérifions si les effets de quartier se manifestent de manière linéaire ou non. Nous développons des modèles de type *probit avec variables instrumentales* ou de type *probit bivarié*, qui sont des méthodologies qui permettent de prendre en compte un potentiel biais d'endogénéité du lieu de résidence (qui se produit si des caractéristiques inobservables affectent en même le choix du lieu de résidence et la probabilité d'être en emploi). Les résultats obtenus révèlent que la "qualité" du quartier est un déterminant important de l'accès à l'emploi. L'effet observé est d'autant plus fort que l'on se situe dans les quartiers aux profils extrêmes.

(2) A partir de l'enquête Trajectoires des Demandeurs d'Emplois⁵, nous regardons l'effet de vivre dans une commune plus ou moins "défavorisée" sur la durée nécessaire pour retrouver un emploi. Nous distinguons les emplois à durée indéterminée des autres, afin d'avoir une

5. L'enquête réalisée par la DARES permet de suivre des demandeurs d'emplois, issus de trois régions différentes (Ile-de-France, Nord-Pas-de-Calais et Provence-Alpes-Côte-d'Azur), qui sont inscrits à l'ANPE en 1995 et suivis jusqu'en 1998.

mesure de la qualité de l'emploi retrouvé. Plutôt que de combiner différents indicateurs pour décrire la "qualité" du quartier, nous proposons de tester ces indicateurs isolément. Ce procédé permet d'ouvrir la "boîte noire" des effets propres du lieu de résidence et de voir quelles sont les caractéristiques du quartier qui sont les plus déterminantes. Nous avons recours au taux de chômage, à la part des actifs non-diplômés et au potentiel fiscal (ratio entre le revenu fiscal total des habitants et le nombre d'habitants dans une commune donnée). Nous contrôlons l'endogénéité par l'utilisation des *Doubles Moindre Carrés Ordinaires* et de modèles de durées avec variables instrumentales. Les résultats confirment que vivre dans une commune "défavorisée" tend à augmenter la durée nécessaire pour retrouver un emploi, que cela soit un CDI ou non. L'effet est plus fort pour le taux de chômage dans la commune.

Le CHAPITRE 4 se concentre sur un mécanisme particulier propre aux effets de quartier : la discrimination territoriale. A ce stade de la thèse, nous analysons uniquement l'effet de vivre dans un quartier donné sur l'accès à l'emploi, mais sans tenter de départager les mécanismes susceptibles de jouer (tels que les effets de pairs, la qualité du réseau, le rôle des modèles ou même la discrimination territoriale). Nous proposons deux méthodologies distinctes pour tenter d'isoler le processus de discrimination territoriale des autres effets qui pourraient se produire.

Dans un premier temps, nous utilisons l'enquête Générations 2004 du CEREQ pour suivre des jeunes sortant du système scolaire sur une période de 3 ans. Pour mettre en avant un rôle éventuel de la discrimination territoriale, nous choisissons de comparer les trajectoires d'individus qui habitent tous dans des quartiers dit "défavorisés", mais dont certains envoient le signal ZUS et d'autres non. La "qualité" du quartier est évaluée par une méthode reprise du CHAPITRE 3 (c'est-à-dire un indicateur synthétique issu d'une ACP). Puisque le raisonnement porte sur des quartiers relativement similaires, mais se distinguant uniquement par l'appartenance en ZUS ou non, le fait d'observer une différence - entre ceux qui résident en ZUS et les autres - doit administrer la preuve d'un effet de la discrimination territoriale. Nous utilisons les méthodes d'appariement sélectifs sur le score de propension pour analyser l'effet de vivre en ZUS sur les variables de résultat suivantes : obtenir un emploi trois ans plus tard, la durée nécessaire avant de retrouver un emploi, obtenir un emploi à temps plein, obtenir un emploi à durée indéterminée et le sentiment d'avoir été victime de discrimination (de la part des employeurs) en raison de son lieu de résidence. La méthode par appariement sélectifs permet de prendre en compte un potentiel biais de sélection sur observables. Nous vérifions la

robustesse de nos résultats à la sélection sur inobservables et à l'endogénéité du lieu de résidence par une analyse de sensibilité des résultats (Mantel et Haensel, 1959) et en nous restreignant à un échantillon de jeunes qui résident chez leurs parents sur la période (on présume que le lieu de résidence est quasi-exogène, car ce sont les parents qui ont choisit antérieurement le lieu de résidence). *Toutes choses égales par ailleurs*, nos résultats montrent un effet défavorable de vivre en ZUS sur l'accès à l'emploi des jeunes et confirment l'existence potentielle d'un problème de discrimination territoriale.

Dans un second temps, nous mettons en place une expérience contrôlée qui repose sur une procédure de *testing*. La procédure est classique : nous créons des candidats similaires en tous points, hormis en ce qui concerne leur lieu de résidence, et nous envoyons leurs CV fictifs en réponse à des offres d'emplois. Les candidats résident dans trois communes différentes : une commune réputée "favorisée" (Enghien-les-Bains), une commune réputée "défavorisée" (Sarcelles) et une commune également réputée "défavorisée" mais ayant connu des émeutes récemment (Villiers-le-Bel). Ce choix permet d'avoir une gradation dans le signal envoyé par chacune de ces communes et de vérifier plusieurs effets puisque l'on oppose des habitants de communes où la composition est relativement favorable à des habitants où elle est défavorable. Puis, on oppose des communes à la composition défavorable mais dont l'une envoie un signal particulier : celui d'une population plus ou moins violente ou délinquante (sentiment que l'on suppose de la part de l'employeur). Nous analysons l'effet du lieu de résidence sur l'accès à un entretien d'embauche pour différents profils d'individus (hommes/femmes, français/marocains). Dans l'ensemble, les résultats ne prouvent pas l'existence d'une discrimination territoriale, hormis pour les femmes. Ce constat, *a priori* en contradiction avec les résultats précédents, peut s'expliquer par le fait que nous nous plaçons sur une profession en tension pour laquelle il peut être difficile d'observer de la discrimination, en raison du manque de main d'œuvre. Dans ces conditions, l'effet observé uniquement pour les femmes peut se justifier par le fait qu'une femme hautement qualifiée qui réside dans une commune "défavorisée" envoie un signal particulier qui interpelle le recruteur et qui influe sur sa décision.

Les deux premières parties montrent qu'il existe un effet du contexte local sur l'accès à l'emploi. Dans la TROISIÈME PARTIE, nous cherchons à voir dans quelle mesure les théories de l'économie urbaine permettent d'expliquer la géographie du chômage en France. L'échelle d'analyse est différente puisque nous raisonnons au niveau de la commune et non plus à celui des indi-

vidus. Nous nous intéressons particulièrement aux effets de quartier, à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*, mais aussi au rôle du *Skill Mismatch* et du statut résidentiel des ménages. Distinguer le rôle propre à chacun doit permettre d'en tirer des recommandations de politiques publiques.

Le CHAPITRE 5 analyse d'abord la pertinence de la ségrégation résidentielle et du *Spatial Mismatch* pour rendre compte de la géographie du chômage en région Ile-de-France, observée dans le CHAPITRE 2. Nous appliquons des modèles issus de l'économétrie spatiale pour expliquer les durées de chômage dans chacune des communes de la région. Les données du recensement de l'INSEE de 1999 permettent de construire les indicateurs relatifs à la ségrégation résidentielle et au problème de *Spatial Mismatch*. Nous avons recours à une Classification Ascendante Hiérarchique pour définir différents types de communes, en fonction d'une batterie d'indicateurs relatifs à la composition socio-économique locale. L'accessibilité physique aux emplois est mesurée à partir de matrices de temps de déplacements de la Direction Régionale de l'Équipement Ile-de-France. Le modèle économétrique utilisé permet de considérer des problèmes éventuels d'auto-corrélation spatiale dans les durées de chômages des communes. Les résultats montrent que les deux mécanismes sont pertinents pour expliquer les écarts de durées de chômage observés. On en déduit que les problèmes d'accessibilité concernent davantage les communes les plus en marge de la région, tandis que les conséquences défavorables de la ségrégation résidentielle s'appliquent davantage à certains arrondissements parisiens et à certaines localités dans l'immédiate périphérie.

Nous testons également une autre hypothèse susceptible d'expliquer les différences de chômage observées dans les communes Ile-de-France : l'hypothèse d'Oswald (1996, 1999). Cette hypothèse avance que la part des propriétaires dans une région est positivement corrélée au taux de chômage car les propriétaires sont supposés moins mobiles et donc sont plus contraints sur le marché du travail, en termes d'opportunités d'emplois. Cette hypothèse est à rapprocher des conséquences du *Spatial mismatch* car la moindre mobilité des individus a des répercussions d'autant plus défavorables qu'ils résident dans des lieux éloignés des centres d'emplois. Nous mobilisons encore le recensement de l'INSEE de 1999 et le Fichier de Pôle Emploi afin de vérifier cette hypothèse pour deux indicateurs différents : le taux de chômage et le taux de sortie du chômage (expression alternative des durées de chômage). Nous avons encore recours aux modèles issus de l'économétrie spatiale pour contrôler l'auto-corrélation spatiale. Nous incluons également des indicateurs relatifs à la composition socio-économique de la commune et à l'éloignement des emplois, car nous montrons auparavant que ceux-ci déterminent potentiel-

lement la géographie du chômage. Nous considérons le statut de propriétaire ainsi que celui de locataire HLM et locataire privé. Nos résultats révèlent un effet favorable de la part des locataires sur le taux de chômage, un effet négatif de la part des propriétaires et un effet encore plus négatif de la part des locataires HLM. Ces constats ne contredisent pas nécessairement l'hypothèse d'Oswald puisque l'on peut considérer que les locataires HLM sont moins mobiles que les propriétaires qui, eux, sont moins mobiles que les locataires privés. Cette gradation de la mobilité est retranscrite dans les effets produits sur le taux de chômage. L'analyse sur les taux de sortie du chômage ne permet toutefois pas de confirmer ces effets obtenus.

Le dernier chapitre (CHAPITRE 6) cherche à atteindre un double objectif : (1) Il s'agit d'expliquer la dispersion des durées communales de chômage mais par une batterie d'indicateurs beaucoup plus riche que précédemment. Le modèle économétrique est plus complet et inclut désormais des indicateurs représentatifs du dynamisme de l'emploi local, du *Spatial Mismatch*, du *Skill Mismatch* et de la ségrégation résidentielle. (2) Il s'agit de voir ensuite quels indicateurs expliquent le mieux les durées observées. Cette étape s'avère nécessaire pour être en mesure de tirer les conclusions adéquates en termes de recommandations de politiques publiques. Pour cela, nous avons recours à de nouvelles estimations où les variables sont entrées par blocs successifs. De cette manière, il est possible de voir quels sont les mécanismes qui contribuent le plus à augmenter le pouvoir explicatif du modèle. Les résultats des régressions confirment la portée explicative du *Skill Mismatch* et du *Spatial Mismatch*. Nous développons également une procédure qui permet de simuler des politiques publiques et de voir l'effet de leur mise en application sur les durées de chômage. Nous faisons varier les valeurs des principales variables explicatives et regardons l'éventuelle hausse ou baisse provoquée sur les durées de chômage. Les résultats de ces simulations indiquent qu'il faut agir sur le *Skill Mismatch* et le *Spatial Mismatch* pour réduire efficacement les durées locales de chômage.

Première partie

Sortir du chômage en France : une question locale ?

Introduction de la première partie

Dans cette thèse, nous nous intéressons particulièrement au problème du chômage local. En France, le chômage peut évoluer d'une année à l'autre, selon la conjoncture, mais peut aussi concerner plus spécifiquement certaines régions que d'autres. C'est un fait établi que le chômage ne touche pas de manière homogène chacune des régions ou chacun des départements de France. Ces fortes disparités inter-départementales ne masquent pas non plus de fortes disparités intra-départementales. Le chômage est donc un problème local qui se traduit par de fortes inégalités quelle que soit l'échelle géographique de référence.

Les disparités spatiales de chômage montrent que la situation du chômage ne peut s'expliquer que partiellement par les politiques de l'emploi ou le rôle des institutions. Ces "instruments" sont mis en place au niveau national et ne peuvent rendre compte des situations observées localement. L'explication est à chercher à ailleurs. On peut avancer différentes pistes comme le rôle des caractéristiques individuelles. Certaines catégories de population ont des caractéristiques plus propices à un retour à l'emploi et leur répartition sur le territoire peut expliquer les disparités de chômage observées. Cela peut aussi tenir aux caractéristiques territoriales qui se manifestent par des contraintes spatiales ou par un rôle du contexte local. Nous analysons la portée de ces explications dans cette première partie.

Dans le premier chapitre, nous nous appuyons sur la littérature en économie spatiale et urbaine pour voir par quels mécanismes le territoire peut expliquer le chômage local. Nous nous intéressons principalement aux mécanismes relatifs aux effets de quartier.

Les effets de quartier regroupent différentes mécanismes, parmi lesquels certains ont en commun de montrer comment les habitants du quartier de résidence peuvent influencer sur les attitudes et/ou comportements d'un individu. Les problèmes d'effets de contagion et les processus de socialisation collective rentrent dans cette catégorie. L'entourage immédiat dans le quartier s'impose comme référence et comme norme, si bien qu'il dicte directement et indirectement les comportements et normes à adopter. Quand l'échec scolaire, les comportements déviants ou l'inactivité dépassent un seuil donné, leur propagation se fait de manière exponentielle. Le nombre de personnes adoptant un comportement donné pousse à s'y conformer, et plus il y a de participants, plus le phénomène risque de se propager (Benabou, 1993 ; Crane, 1991). Nous pouvons également citer le problème du réseau social, qui peut être de moindre qualité dans certains quartiers. Ce réseau constitue parfois l'un des moyens privilégiés lors de

la recherche d'emploi. Il peut constituer un frein à l'emploi lorsque les individus ne peuvent en disposer (Reingold, 1999).

Tandis que les mécanismes précédents sont à relier à la composition socio-économique du voisinage, d'autres sont à relier à des forces extérieures plus importantes. C'est le cas de la discrimination territoriale. Les habitants de certains quartiers peuvent être discriminés sur le marché du travail uniquement en raison de leur lieu de résidence. Celui-ci peut renvoyer un signal négatif en raison d'une criminalité supposée ou d'une médiatisation négative qui affecte tous les habitants de ce quartier. C'est également le cas pour un certain nombre de mécanismes relatifs au *Spatial Mismatch*. Cette hypothèse développée par Kain (1968) s'appuie sur l'idée qu'être déconnecté des emplois a des conséquences importantes sur la situation de chômage. La littérature identifie différents canaux qui lient cette hypothèse à la situation défavorable sur le marché du travail, de certains habitants : vivre éloigné du centre d'emploi est source d'importants coûts de transports pour les individus à la recherche d'emplois. Dès lors que le salaire proposé ne couvre pas ce coût, l'incitation à accepter un emploi reste faible (Coulson *et al.* 2001 ; Brueckner et Zenou, 2003) ; Chercher un emploi dans une zone éloignée de son domicile peut s'avérer trop coûteux. Les individus cherchent efficacement un emploi dans une zone restreinte, près de leur domicile, même si ce ne sont que des emplois de moindre qualité (Davis et Huff, 1972) ; D'autres travaux ont montré que la distance physique aux emplois réduit l'information disponible quant à l'existence de postes vacants (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990, 1991).

Nous dressons ensuite une revue de littérature non exhaustive des travaux qui se sont intéressés aux effets de quartier et à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Ces travaux sont principalement développés autour des villes américaines, bien qu'ils soient de plus en plus appliqués aux villes européennes. Que cela soit l'une ou l'autre de ces deux explications qui soit privilégiée, les auteurs sont généralement confrontés à la même difficulté majeure. Les travaux qui veulent évaluer l'effet du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi doivent prendre en compte le fait que le lieu de résidence est potentiellement endogène au statut d'emploi. Il existerait des caractéristiques individuelles inobservées qui joueraient à la fois sur le choix du lieu de résidence et sur l'accès à l'emploi. Ne pas tenir compte de ce fait est susceptible de biaiser l'analyse. Nous verrons que différentes techniques ont été proposées et appliquées pour contrôler ce biais.

En outre, chacun de ces grands types d'explications présente des spécificités. Les travaux sur les effets de voisinage (une sous-catégorie des effets de quartier) cherchent parfois à voir

si ces derniers se manifestent de manière linéaire ou non-linéaire. La question est de savoir si ces effets sont beaucoup plus importants au delà d'un certain seuil ou si ils se manifestent effectivement en deçà d'un seuil minimum. Concernant les travaux sur le *Spatial Mismatch*, le questionnement est tout autre. Aux États-Unis, ce problème concerne davantage les minorités ethniques et principalement les Noirs. Il est observé que cette catégorie a un taux de chômage plus important que d'autres. De nombreux travaux ont donc cherché à vérifier si ce constat est effectivement dû à une mauvaise accessibilité des Noirs, qui sont relégués loin des emplois, ou si cela est dû à leurs seules caractéristiques. Ces derniers seraient fragilisés sur le marché du travail en raison de discrimination ou de moindres compétences et qualifications.

Dans le second chapitre, nous regardons comment se manifestent les disparités spatiales de chômage sur le territoire métropolitain français et en Ile-de-France. Nous mesurons les chances de retour à l'emploi à un niveau spatial très fin : la commune ou le code postal. Nous utilisons les fichiers qui assurent le suivi des demandeurs d'emplois inscrits à Pôle Emploi. Nous trouvons que la géographie du chômage se caractérise par de très fortes disparités locales. Des communes voisines affichent des chances de sortie du chômage parfois très différentes. Nous observons également l'existence de régularités spatiales puisque des blocs ou des grappes de communes, proches géographiquement, peuvent avoir des chances de sortie du chômage équivalentes. Ces phénomènes se retrouvent dans l'ensemble des régions françaises, bien que certaines affichent des profils plus extrêmes que d'autres.

Nous regardons ensuite si cette géographie particulière ne s'explique pas par la composition locale de la commune en termes de demandeurs d'emplois. A ce stade, les chances de sortie du chômage sont évaluées avec des modèles de durée, mais sans prendre en compte les caractéristiques des demandeurs d'emplois. De nouvelles estimations sont ensuite mises en place qui purgent des effets de la composition socio-économique des demandeurs d'emplois de la commune. Malgré ce procédé, la nouvelle géographie du chômage reste relativement proche de l'ancienne, avec ses régularités et disparités. Les contrastes territoriaux en termes de retour à l'emploi ne s'expliqueraient donc qu'imparfaitement par les caractéristiques des demandeurs d'emploi.

Il n'en demeure pas moins que certaines communes ou certaines zones sont avantagées par leur composition alors que d'autres sont désavantagées. Pour vérifier cela, nous avons estimé quelles seraient les chances de sortie du chômage d'une commune si elle avait la composition socio-économique moyenne de sa région. Lorsque la durée de chômage obtenue, après avoir

fixer les caractéristiques des demandeurs d'emplois au niveau de la moyenne régionale, est supérieure à celle calculée sur la véritable population c'est bien que la localité a des caractéristiques plus favorables que la moyenne. Lorsque la durée est plus faible, alors la commune est désavantagée par la composition socio-économique de ses demandeurs d'emplois.

Puisque les caractéristiques des chômeurs ne semblent jouer qu'à la marge, c'est bien qu'il existe d'autres explications. Ce constat nous permet ainsi d'avance l'hypothèse selon laquelle le territoire joue un rôle non négligeable dans l'explication de la géographie du chômage local.

Le CHAPITRE 1 expose les mécanismes potentiels qui lient le territoire ou le contexte local aux performances sur le marché du travail et fait un état des lieux des travaux existants. Le CHAPITRE 2 s'intéresse aux disparités de sortie du chômage en France et en Ile-de-France et montre qu'elles sont en partie due à un rôle du territoire.

Chapitre 1

Lieu de résidence et accès à l'emploi : revue de littérature

Sommaire

Introduction	33
1.1 Les effets du lieu de résidence sur l'emploi	34
1.1.1 les effets de quartier	35
1.1.2 L'hypothèse de <i>Spatial Mismatch</i>	45
1.2 Les travaux empiriques sur ces questions : un aperçu	56
1.2.1 Les travaux empiriques sur les effets de quartier	57
1.2.2 La question de la non-linéarité des effets de voisinage	67
1.2.3 Les travaux empiriques sur l'hypothèse de <i>Spatial Mismatch</i>	72
Conclusion	84

Introduction

Il est communément admis que vivre dans certains quartiers urbains considérés comme défavorisés a des conséquences beaucoup plus négatives que vivre dans d'autres plus aisés. Ce simple fait est relativement connu et partagé, mais les causes sous-jacentes le sont, en revanche, beaucoup moins. Certaines, telles que l'influence négative des pairs et l'enclavement par rapport aux centres d'emplois, semblent s'imposer d'elles-mêmes, alors que c'est moins le cas pour d'autres. On peut penser en particulier à la qualité des réseaux ou les problèmes de discrimination pour certains habitants qui sont des mécanismes moins connus. L'un des enjeux de ce premier chapitre est de présenter et d'explicitier les différents mécanismes qui peuvent lier le lieu de résidence à l'emploi. Une telle présentation est utile et nécessaire car ceux-ci seront mobilisés tout au long des prochains chapitres.

Dans un premier temps, nous dressons une revue de littérature des mécanismes déjà identifiés en économie spatiale et urbaine qui peuvent expliquer les liens entre lieu de résidence et performances des individus. Ces mécanismes sont regroupés sous le terme d' "effets de quartier". Ce terme peut être vu ici comme un synonyme d' "effet du contexte local". Nous distinguons les effets de quartier *endogènes*, les effets de quartier *corrélés* et les effets de quartier *exogènes*, comme l'a fait auparavant Manski (1993, 2000). Les effets de quartier *endogènes* correspondent aux effets observés lorsque le comportement des individus résidant dans le quartier a une influence directe sur celui des voisins. Ils regroupent un certain nombre de phénomènes tels que : le processus de socialisation, le rôle des réseaux sociaux, le rôle de la compétition, etc. Les effets de quartier *corrélés* correspondent à des effets qui n'ont pas de lien avec la composition socio-économique du quartier. Il s'agit, ici, de mécanismes tels que : le *Spatial Mismatch*, le rôle des services publics, le processus de stigmatisation externe etc. Enfin, les effets de quartier *exogènes* s'apparentent à des effets contextuels et correspondent aux effets qui surviennent lorsque les comportements d'un individu sont liés aux caractéristiques exogènes des individus qu'il côtoie. La composition socio-économique du quartier d'un individu peut influencer le comportement d'un individu, mais le comportement de celui-ci n'a pas d'influence en retour. Cette catégorie se distingue des effets de quartier *endogènes* par le fait qu'elle ne génère pas de multiplicateur social (c'est le cas lorsque le fait d'agir sur le comportement d'un individu n'influence pas seulement cet individu mais aussi le comportement du groupe de référence).

Parmi les différents mécanismes qui composent ces effets de quartier, nous reviendrons

notamment sur le problème de *Spatial Mismatch* ou de mauvais appariement spatial entre l'offre et la demande de travail. Cette notion est relativement complexe et capture elle-même un certain nombre de phénomènes. Elle est souvent détachée des effets de quartier et étudiée plus spécifiquement. Ainsi, plutôt que d'utiliser la notion d'effets de quartier qui peut regrouper des concepts assez différents, les économistes tendent à parler d'effets de voisinage (qui correspondent quasiment exclusivement aux effets de quartier *endogènes*) et de *Spatial Mismatch*. Le terme d'effet de voisinage permet de regrouper ce qui s'explique par les caractéristiques socio-économiques de la population voisine résidente, tandis que le *Spatial Mismatch* permet de regrouper tout ce qui a trait à une localisation résidentielle plus ou moins éloignée des centres d'emplois. Bien que la notion de *Spatial Mismatch* puisse être englobée dans un type particulier d'effets de quartier, nous la traiterons comme un mécanisme à part. Nous exposons les différents mécanismes propres à ce problème de mauvais appariement spatial.

Après avoir présenté la littérature sur les liens potentiels entre lieu de résidence et performances sur le marché du travail, nous dressons une revue de littérature des travaux existants sur la question. Que ceux-ci se concentrent sur les effets de voisinage, sur le problème de *Spatial Mismatch* ou les deux simultanément. Dans l'ensemble, il ressort que ces travaux ont davantage été développés aux États-Unis et, dans une moindre mesure, en Europe du nord et de l'ouest. Comme nous le verrons également, les travaux français sur la question sont encore peu nombreux.

La première section (SECTION 1.1) présente les différents mécanismes relatifs aux effets de quartier, en s'attardant également sur le problème de *Spatial Mismatch*. La seconde section (SECTION 1.2) expose les résultats de quelques travaux déjà effectués sur la question.

1.1 Les effets du lieu de résidence sur l'emploi

Nous présentons, dans un premier temps, les différents effets de quartier mis en avant dans la littérature en économie urbaine. Dans un second temps, nous nous concentrons en particulier sur les conséquences du mauvais appariement spatial entre l'offre et la demande de travail (hypothèse de *Spatial Mismatch*).

1.1.1 les effets de quartier

Les effets de quartier peuvent potentiellement agir sur différentes caractéristiques parmi lesquelles : la réussite scolaire, la criminalité, l'activité sexuelle des adolescents (par exemple avoir un enfant avant l'âge de 18 ans) ou l'emploi. Nous nous concentrons exclusivement sur ce dernier aspect, bien que les mécanismes décrits soient aisément transposables aux autres.

1.1.1.1 Les effets de quartier *endogènes*

En premier lieu, nous nous intéressons aux effets de quartier *endogènes*. Rappelons que ceux-ci correspondent aux effets qui surviennent lorsque les attitudes ou comportements des voisins ont une influence directe sur ceux des autres. Pour cette raison, ces effets de quartier particuliers sont souvent nommés "effets de voisinage". Le choix du terme "endogène" est assez approprié car il est assez difficile, au final, de déceler le sens de la causalité. Le comportement d'un individu est influencé par celui des autres, et son propre comportement peut également influencer sur celui des autres. L'effet de quartier *endogène* est ainsi source d'un effet multiplicatif social dans le sens où les changements observés dans un voisinage peuvent survenir à la suite d'un changement dans le comportement d'un seul individu. Ce mécanisme est également assimilé à une externalité sociale. Nous listons par la suite les différents mécanismes englobés sous le terme d'effets de quartier *endogènes*.

– *La socialisation :*

Le premier est relatif au processus de socialisation par les adultes du voisinage. Le principe de base est que les comportements et attitudes des individus peuvent être changés par contacts avec des individus considérés comme des modèles ou des pairs qui sont voisins. On peut prendre l'exemple des enfants qui assimilent généralement quels comportements peuvent être considérés comme "normaux" ou acceptables en côtoyant les adultes de leur voisinage ou communauté. Ces adultes représentent également des modèles de ce à quoi ces enfants peuvent aspirer à ressembler dans le futur. Qu'ils soient de la famille ou non, les adultes peuvent communiquer, au travers leurs actions et leurs paroles, sur l'importance du travail, de l'éducation ou de certaines valeurs. Dans le cas des adolescents, le processus est encore un peu différent car les adultes servent moins de chaperons ou de moniteurs mais représentent davantage des pairs (Ellen et Turner, 1997). Lorsque la majorité des adultes dans l'entourage d'un adolescent ne travaille pas ou a des difficultés à trouver un emploi, ce dernier peut estimer qu'il

n'y a pas de véritable avantage à attendre d'un comportement responsable (Wilson, 1987). Les jeunes vivant dans des quartiers isolés ou avec un haut niveau de pauvreté sont plus enclins à sous-estimer les rendements de l'éducation. Ce premier effet peut être vu comme un effet de contagion, dans le sens où le comportement adopté par un individu dans un quartier peut être partagé par un plus grand nombre d'individus du même quartier.

– *Les normes sociales :*

Le deuxième mécanisme constitue un sous-ensemble des effets propres à la socialisation. Par le processus de socialisation, les individus vont acquérir et intégrer des normes sociales déjà partagées par ceux qui les entourent. Ces normes sociales ne peuvent être transmises qu'à partir du moment où il existe déjà un certain nombre d'individus les ayant déjà acquises. Il est ainsi nécessaire qu'une sous-population d'un quartier atteigne un seuil critique avant que les normes sociales de ce groupe ne commencent à influencer les autres ou les poussent à se conformer (Galster, 2008). Une application de ce mécanisme peut se retrouver dans la "théorie épidémique" des ghettos de Crane qui est développée dans son article de 1991¹.

Selon cet auteur, les quartiers peuvent être sujets à une "épidémie" des problèmes sociaux, dès lors qu'ils ont franchit un seuil donné de détérioration. Par cette théorie, il souligne le caractère cumulatif de certains problèmes et montrent que leur transmission se fait par l'intermédiaire de relations de voisinage. Alors, la propension des jeunes à adopter un comportement déviant ou hors-normes est fortement corrélée à la proportion de personnes de ce quartier ayant déjà un tel comportement. C'est souvent le cas en ce qui concerne l'abandon des études ou encore la délinquance locale. Côté régulièrement des personnes qui exercent des comportements déviants induit ainsi une forte probabilité d'exercer soi-même ce type de comportements, puisqu'ils sont perçus comme la norme à suivre. Ce mécanisme peut expliquer potentiellement pourquoi l'on observe, au sein des quartiers, une relative homogénéisation des comportements, particulièrement chez les adolescents.

– *Les réseaux sociaux :*

La structure des réseaux sociaux peut influencer sur l'efficacité de la recherche d'emploi d'un individu. Selon Granovetter (1973), il existe deux types de liens sociaux qui agissent différemment en termes d'efficacité. D'abord, les "liens forts", qui sont ceux développés au sein

1. Voir "The epidemic theory of ghettos and neighborhood effects on dropping out and teenage childbearing", *American Journal of Sociology*, 96, 1226-1259.

de la famille et des proches. Puis, les "liens faibles", qui correspondent aux relations professionnelles. Selon Granovetter, ces derniers sont plus efficaces pour deux raisons majeures. En premier lieu, ces relations sont plus diffuses et concentrent une plus grande variété informationnelle. Ensuite, elles mettent en contact des individus qui n'ont pas forcément les mêmes réseaux. Ces liens faibles sont un moyen de raccourcir la distance sociale qui peut exister entre un individu et certaines sources informationnelles nécessaires pour trouver ou retrouver un emploi.

Il a ainsi été montré qu'une proportion importante d'emplois est trouvée par contacts personnels. Les peu qualifiés, les jeunes ou encore les minorités ethniques ont en grande partie recours à ce type de recherche informelle (Holzer, 1987, 1988). Dès lors, il est primordial pour l'obtention d'un emploi, que ce réseau social soit de qualité. L'existence d'un réseau social dense dans un quartier est bénéfique pour les résidents car ceux qui vivent dans une communauté avec une forte cohésion sociale sont plus enclins à être attentifs à leurs voisins, les aider à surmonter les moments difficiles et partager des informations pertinentes avec eux sur la communauté ou sur les emplois disponibles. La valeur informationnelle des contacts découle directement des caractéristiques structurelles des relations sociales. Un individu dans une zone où le taux de chômage est important ne bénéficiera que faiblement des réseaux de son entourage. Un individu qui traverserait une longue période de chômage se couperait d'éventuels liens professionnels. Ces derniers auraient pu représenter un moyen de raccourcir la distance sociale qui le sépare de certaines sources informationnelles. Ainsi, les individus qui résident dans des quartiers où l'on observe une forte concentration de populations dites "fragiles" ne peuvent vraisemblablement s'appuyer que sur un réseau constitué de sources informationnelles de faible qualité.

L'importance de cet effet de réseau propre au quartier dépend de la connexion d'une personne à l'extérieur des limites des réseaux de voisinage. Les individus possédant un réseau familial ou amical plus large que celui de la communauté dans laquelle ils vivent sont moins enclins à être influencés par leur entourage immédiat. Ils peuvent trouver des informations, des opportunités et du support par d'autres sources. En revanche, les individus qui ne disposent pas de ces réseaux alternatifs sont davantage dépendants des services et soutiens proposés par leur voisinage. Ces individus considérés comme plus vulnérables peuvent être sévèrement contraints par un quartier dans lequel la proportion de chômeurs est importante (Ellen et Turner, 1997).

– *L'exposition à la violence :*

Les quartiers qui affichent des comportements déviants et violents sont susceptibles de créer des externalités négatives sous la forme de dommages psychologiques aux personnes qui y résident, notamment si ces personnes sont elles-mêmes des victimes. Pour les victimes directes, le dommage peut se manifester sous la forme d'un traumatisme émotionnel. Les dommages peuvent également se répercuter sur les témoins de comportements délinquants ou criminels ou encore sur les personnes qui connaissent les victimes. Par exemple, cela peut affecter les perspectives pour les enfants, les laissant entrevoir l'environnement dans lequel ils vivent comme fondamentalement violent, dangereux et injuste. A mesure que les jeunes grandissent dans un environnement où la criminalité se banalise, ils peuvent être amenés à la voir comme quelque chose d'acceptable ou même de "normal". Un jeune qui connaît de nombreux pairs et adultes qui ont été arrêtés ou qui ont fait de la prison ne ressentira pas nécessairement un sentiment de peur ou de honte à s'engager dans une activité criminelle.

Toutes ces externalités négatives n'affectent pas directement le marché du travail, mais présentent toutefois des conséquences indirectes. Les personnes qui résident dans ces quartiers à forte criminalité sont plus enclins à vivre en "autarcie" et à passer moins de temps à l'extérieur pour participer à la vie de la communauté (en raison du sentiment d'insécurité). Il en découle que ces personnes ne bénéficient pas, entre autres, des avantages potentiels de la proximité à des réseaux sociaux qui sont utiles pour accéder à l'emploi.

– *Compétition et frustration relative :*

Les mécanismes exposés précédemment ont montré les effets potentiellement négatifs du lieu de résidence lorsque celui-ci concentre une forte propension d'individus avec certaines caractéristiques ou adoptant certains comportements. Les difficultés proviennent alors de l'homogénéisation de la population au-delà d'un seuil donné. Compétition et frustration relative sont deux mécanismes qui peuvent être regroupés parce qu'ils décrivent le désavantage ou la désutilité qui peut exister dès lors que des groupes aux caractéristiques différentes sont réunis dans un même espace. L'effet de *compétition* part du principe que certaines ressources locales sont limitées et ne sont pas des biens publics. Dans ces conditions, les groupes au sein de ce quartier vont entrer en compétition pour s'approprier ces ressources. Comme le contexte est celui d'un jeu à somme nulle, des conflits sociaux peuvent survenir, puisque l'un des groupes l'emporte au détriment des autres. On peut illustrer ce mécanisme avec le cas de groupes qui

chercheraient à prendre le contrôle d'un parc public local pour y développer leurs propres activités. La *frustration relative* ("relative deprivation" en anglais) est un terme utilisé pour se référer au mécontentement ressenti par un groupe donné quand il compare sa position aux autres et se rend compte qu'il a moins qu'eux. L'un des premiers à avoir utilisé ce terme est Merton, dans son article de 1938², lorsqu'il cherche à comprendre le phénomène de déviance comme construction sociale. Les résidents qui ont atteint un certain succès socio-économique constituent une source de désaménité pour les voisins les plus défavorisés. Ces derniers peuvent être envieux du succès des autres et leur faire ressentir une infériorité relative (qui est une autre source d'insatisfaction).

Tester les effets de quartiers endogènes

Pour tester l'existence d'effets de quartiers *endogènes* sur l'accès à l'emploi, par exemple, il est nécessaire d'introduire des indicateurs de la composition socio-économique du quartier dans des modèles qui chercheraient à expliquer le statut d'emploi. Ces indicateurs permettraient d'analyser les conséquences de côtoyer les groupes présents localement sur le comportement d'un individu donné. On peut toutefois supposer que selon le mécanisme que l'on cherche à mettre en évidence, les indicateurs testés ne seront pas les mêmes. Pour vérifier l'existence du rôle de la socialisation ou de la transmission des normes sociales, il semble opportun d'avoir recours à des indicateurs qui reflètent la concentration de populations au caractère particulier (populations aisées ou fragiles, par exemple). En effet, la littérature a montré que plus un groupe était important, plus la pression à se conformer à son comportement ou ses normes était elle-même importante. Le rôle du réseau social, lui, peut vraisemblablement être testé par des indicateurs qui renseignent sur la qualité de l'entourage d'un individu. Or, le fait que les indicateurs qui permettent de mesurer ces différents mécanismes soient parfois très proches ne permet pas de clairement dissocier les mécanismes en vigueur. Il s'agit là d'un problème récurrent des travaux qui analysent le rôle des effets de quartier. Montrer que le fait de résider dans un quartier qui concentre fortement un groupe donné a un effet sur le statut d'emploi permet de vérifier l'existence de ces catégories d'effets de quartier *endogènes*.

En revanche, pour tester des mécanismes tels que la compétition ou la frustration relative, la démarche est relativement différente. En effet, ce sont là des mécanismes qui avancent que la coexistence sur un même territoire de populations aux caractéristiques différentes est suscep-

2. "Social Structure and Anomie", *American Sociological Review*, 3(5), pp. 672-682.

tible de produire des externalités négatives. Dès lors, on peut penser à mobiliser des indicateurs qui mesureraient la mixité dans le quartier afin de capturer ce phénomène de coexistence de différents groupes dans le quartier. Pour vérifier la pertinence de ces mécanismes, il faudrait trouver un comportement testable empiriquement et sur lequel ils auraient une influence. *A priori*, il semble difficile de voir comment l'existence d'une compétition dans le quartier peut influencer directement sur le statut d'emploi notamment. Pour cette raison, nous ne testons pas ces mécanismes dans cette thèse.

L'exposition à la violence semble beaucoup plus facilement testable. Il suffit de mesurer l'effet de variables contrôlant pour la délinquance ou la criminalité, dans le quartier, sur différents comportements individuels. Toutefois, en France, de telles données ne sont pas disponibles au public à un niveau aussi fin. Pour cette raison technique, nous ne testons pas non plus ce mécanisme particulier.

1.1.1.2 Les effets de quartier *corrélés*

Le deuxième type d'effet de quartier identifié par Manski est l'effet de quartier *corrélé*. Ce type d'effet se produit dans un quartier à partir du moment où les individus de ce quartier tendent à avoir les mêmes caractéristiques ou la même exposition à des forces structurelles plus importantes. On pense en particulier à la localisation des emplois, aux désaménités urbaines ou encore à l'organisation des pouvoirs locaux. Selon Dietz (2002), ces similarités sont souvent le résultat d'un processus de tri préalable. Contrairement au cas des effets *endogènes*, déterminer le lien de causalité est plus difficile pour les effets *corrélés*. Si le processus de tri de la population est lié à un tri des comportements, un effet *corrélé* est bien présent mais la causalité du quartier n'est pas impliquée. Ces forces extérieures peuvent affecter différemment les quartiers, mais au sein d'un même quartier ils affectent tous les résidents de la même manière, ce qui produit une corrélation dans les performances des voisins. Différents mécanismes de ce type ont également été mis en avant dans la littérature en économie urbaine.

– le *Spatial Mismatch* :

Parmi ces effets *corrélés*, le *Spatial Mismatch* trouve une place assez naturelle puisqu'il postule que certains quartiers souffrent d'une mauvaise accessibilité aux opportunités d'emplois, compte tenu des qualifications des résidents. Les résidents des quartiers qui sont à une distance éloignées des opportunités d'emplois (ou encore qui ne bénéficient pas de l'accès aux réseaux de

transports publics) peuvent ne pas être capables de trouver des emplois qui les satisfont, même s'ils possèdent les compétences et motivations appropriées. Cette notion, introduite par Kain dans un article de 1968, regroupe potentiellement différents mécanismes qui seront décrits dans une section ultérieure de ce chapitre.

On peut toutefois nuancer l'idée selon laquelle le problème d'accessibilité aux emplois est un phénomène qui touche tous les individus de manière équivalente. Il peut exister des différences dans les caractéristiques individuelles qui font que l'accessibilité aux emplois est beaucoup plus défavorable pour certains groupes que pour d'autres. Concrètement, la moindre disponibilité des emplois géographiquement peut être un frein à la recherche d'emploi pour les personnes les moins mobiles.

Le fait d'avoir accès à un moyen de locomotion comme la voiture peut constituer une solution pour s'accommoder d'une mauvaise accessibilité aux emplois. Dans ces conditions le *Spatial Mismatch* n'a pas un effet comparable sur les individus qui possèdent un véhicule et ceux qui n'en possèdent pas. Cet aspect est d'ailleurs souvent étudié dans les travaux qui s'intéressent à démontrer l'existence de ce problème de *Spatial Mismatch*. Le statut résidentiel peut également être considéré comme un révélateur du degré de mobilité des individus. Les propriétaires seraient moins mobiles que les locataires car ils font face à des coûts de transaction plus élevés lorsqu'ils envisagent de déménager (Oswald, 1996, 1999). Ce simple fait semble justifier que les propriétaires soient davantage pénalisés que les locataires par une mauvaise accessibilité aux emplois. Ces deux exemples, que nous considérons dans nos analyses empiriques ultérieures, nuancent le caractère général de l'hypothèse de *Spatial Mismatch*.

– *La discrimination territoriale :*

La stigmatisation d'un lieu donné transparait dès lors que des entreprises ou encore des institutions publiques stéréotypent négativement tous les résidents d'un même quartier. Une telle procédure peut être à l'origine d'un zonage des quartiers. Certains quartiers peuvent être étiquetés comme "bons" tandis que d'autres le sont comme "mauvais". Ce sont surtout ces derniers qui sont victimes de ce comportement de discrimination. Deux types d'explications sont retenus pour justifier cette pratique. Il peut s'agir de la part de certains employeurs, de l'expression d'une préférence territoriale qui s'apparente à un goût pour la discrimination (Becker, 1957). En effet, la discrimination territoriale peut résulter d'une hostilité subjective des employeurs vis-à-vis des modes de vie, des pratiques sociales des habitants de certains quartiers. Ce pro-

cessus de discrimination par les préférences est parfois propre à l'employeur et parfois peut être dicté (implicitement ou explicitement) par ses éventuels clients. Dans ce dernier cas, l'employeur est contraint dans ses choix de recrutement. On parle alors de discrimination par la clientèle.

En second lieu, une discrimination statistique³ peut aussi être à l'origine d'une stigmatisation du territoire, de la part de certains employeurs. Un employeur, imparfaitement informé des caractéristiques individuelles des candidats, est amené à utiliser l'information disponible pour faire son choix. Par exemple, s'il considère que les individus des quartiers populaires ont, en moyenne, des aptitudes au travail plus faibles que les habitants résidant dans des quartiers plus aisés, alors il sera plus enclin à les discriminer. Il adopte un comportement rationnel dans une situation d'information imparfaite. Si l'on suppose que 60% de la population des quartiers dits "populaires" a de faibles aptitudes au travail mais que cette part est difficilement identifiable, alors l'employeur fera comme si 100% de la population présentait ces caractéristiques. Ici, la stigmatisation résulte d'un problème d'asymétrie de l'information.

– *La qualité des services locaux :*

Le bien être d'un individu peut être significativement affecté par la disponibilité et la qualité des services qui sont proposées au sein du quartier. Il est possible que certains quartiers aient accès à moins d'institutions privées, à but non lucratif ou publiques que d'autres ou alors que celles-ci soient de moindre qualité. Il est également possible que certains quartiers soient localisés dans des communes ou arrondissements qui offrent des services et installations de qualité inférieure. Ce type de difficultés affecte toutes les personnes en présence et de manière équivalente.

Un exemple de ce type de problème est celui de la qualité des écoles publiques, spécialement au niveau de l'école primaire, quand les enfants sont les plus susceptibles de fréquenter les écoles dans le voisinage immédiat. Si les écoles publiques sont "mauvaises", les enfants ont une chance plus faible d'acquérir des bases solides dans les enseignements traditionnels tels que les mathématiques, la lecture etc. Particulièrement, si les parents ne disposent pas des outils et compétences nécessaires afin de compléter l'éducation des enfants. Sans ces compétences de base, les enfants risquent d'entrer en conflit avec le système scolaire et de ressentir une certaine frustration.

3. Voir l'article de Phelps (1972) : "The statistical theory of racism and sexism", *American Economic Review*, 62(4), pp. 659-661.

La qualité des services locaux peut également être une source de stigmatisation d'un quartier. Le stigmate ne s'expliquerait pas par une concentration de populations ayant certaines caractéristiques jugées défavorables (comme c'était le cas précédemment), mais plutôt en raison de la qualité perçue des services proposés. Des employeurs peuvent avoir des *a priori* concernant le niveau d'éducation et de compétences d'un demandeur d'emplois en se basant sur leurs perceptions de la qualité des écoles du quartier dans lequel celui-ci réside. Les employeurs auront alors une vision dévalorisée des compétences de l'individu, uniquement par la perception qu'ils ont de la qualité de l'enseignement dans son quartier de résidence.

Tester les effets de quartiers corrélés

Mettre en évidence les mécanismes relatifs aux effets de quartiers *corrélés* est beaucoup moins problématique que pour les effets de quartiers *endogènes*. En effet, l'hypothèse de *Spatial Mismatch* se teste aisément par le recours à des indicateurs mesurant l'accessibilité physique aux emplois ou par le recours à des indicateurs qui mesurent la mobilité des individus (accès à la voiture ou aux transports publics, par exemple) dans des régressions qui auraient pour objectif d'expliquer le statut d'emploi. Si l'on observe des effets favorables de ces différentes variables sur le statut d'emploi, cela constitue une preuve empirique de l'importance de la proximité aux opportunités d'emplois.

La mise en évidence d'une discrimination territoriale apparaît intuitivement facile à vérifier, mais elle l'est beaucoup moins lorsque l'on est confronté aux données. Typiquement, il s'agit de voir si le fait de résider dans un quartier envoyant un signal négatif a des conséquences sur la recherche d'emploi. Comparer les trajectoires de deux individus identiques mais dont l'un proviendrait d'un quartier à bonne réputation et l'autre d'un quartier à mauvaise réputation n'est pas satisfaisant. En effet, si l'on observe une différence celle-ci pourrait encore s'expliquer par la composition socio-économique qui est différente d'un quartier à l'autre (et susceptible de créer des effets de quartier *endogènes*). Il importe donc de comparer des quartiers aux signaux différents mais dont la composition ou la "qualité" évaluée est similaire. De cette manière, il ne subsiste que cet effet de signal. Si l'on observe finalement un effet du lieu de résidence, c'est la preuve qu'il existe un problème de discrimination territoriale.

Enfin, la qualité des services locaux sur l'accès à l'emploi apparaît comme facilement testable. Cette fois, l'idée est d'introduire dans les régressions des variables qui mesurent la présence de services publics dans un quartier donné ou dans une commune donnée. On peut

penser à des variables qui mesurent la présence d'écoles ainsi que la qualité de celles-ci. Bien que la vérification empirique de ce mécanisme ne pose pas de difficultés majeures, nous ne la testerons pas dans cette thèse.

1.1.1.3 Les effets de quartier *exogènes*

Le troisième type d'effet de quartier survient lorsque les comportements ou attitudes d'un individu dépendent des caractéristiques exogènes des autres individus du voisinage, telles que : l'ethnicité ou la religion, par exemple. Galster (2008) prend l'exemple d'un immigrant récent qui peut ressentir un confort particulier en raison de la proximité à d'autres individus de même origine nationale. Inversement, un individu peut avoir une aversion à la proximité d'un quartier donné, en raison de différences raciales ou religieuses, et est susceptible de se comporter différemment dans le contexte du quartier.

Ce dernier type d'effet de quartier, identifié par Manski, est très proche des effets de quartiers *endogènes*. La distinction est assez ténue entre les deux notions. Rappelons que dans le premier cas, ces effets se produisent dès lors que la propension d'un individu à adopter un certain comportement dépend de la proportion de personnes du quartier qui affichent déjà ce comportement. Les effets *exogènes* se produisent, eux, dès lors que la propension d'un individu à adopter un certain comportement dépend des caractéristiques moyennes des personnes qui composent le quartier. On peut comprendre par cette définition qu'il s'agit davantage d'effets contextuels. Dujardin *et al.* (2009) prennent l'exemple de la réussite scolaire d'un adolescent pour clarifier la distinction entre ces deux types d'effets. Il y a un effet *endogène* si la réussite de l'adolescent est influencée par la réussite moyenne de ses pairs. Il y a un effet contextuel (ou un effet *exogène*) si sa réussite est influencée par la composition socio-économique de son quartier. Par exemple, cela peut être le statut d'emploi des adultes du quartier qui affecte les aspirations de ces adolescents.

Il est également possible de formaliser la différence entre les effets *endogènes* et *exogènes* à partir de l'équation développée par Manski (1993) et reprise par Dujardin *et al.* (2009) :

$$y_i = \alpha + \beta'X_i + \theta y_{n(i)}^e + \eta'X_{n(i)}^e + v_{n(i)} + \epsilon_i \quad (1.1)$$

où y_i représente la variable d'intérêt pour l'individu i , comme la réussite scolaire, X_i représente un vecteur de caractéristiques individuelles, $y_{n(i)}^e$ représente la moyenne de la variable

d'intérêt dans le quartier de résidence de l'individu i , $X_{n(i)}^e$ représente un vecteur de variable décrivant la composition du quartier. Le terme d'erreur est décomposé en deux parties : ϵ_i est un terme d'erreur classique qui reflète les caractéristiques inobservées relatives à l'individu i et $v_{n(i)}$ représente les caractéristiques inobservées que l'individu i a en commun avec les autres individus du quartier. Lorsque l'on observe $\theta \neq 0$, le modèle exprime un effet *endogène* et lorsque l'on observe $\eta \neq 0$, le modèle exprime un effet *exogène*. A noter que les effets corrélés sont représentés, eux, par $v_{n(i)} \neq 0$.

Tester les effets de quartiers exogènes

Si la distinction entre les effets de quartier *endogènes* et *exogènes* semble assez claire lorsque l'on prend l'exemple des enfants et de la réussite scolaire, elle l'est beaucoup moins lorsque l'on s'intéresse aux adultes et au statut d'emploi. En effet, on pourrait supposer qu'expliquer le statut d'emploi par le taux de chômage dans le quartier permet de contrôler des effets de quartier *endogènes* alors que l'expliquer par la part de cadres ou de personnes hautement qualifiées contrôlerait davantage d'un effet de quartier *exogène* (car ces indicateurs ne sont pas directement liés au statut d'emploi). Or, on peut imaginer que ces deux derniers indicateurs contrôlent également de la qualité du réseau social et, dans ce cas, cela nous renvoie à un mécanisme particulier des effets de quartier *endogènes*. Par cet exemple particulier, on voit bien qu'il est également difficile de départager entre ces deux types d'effets de quartier dans les modèles empiriques.

Dans les applications empirique, nous ne proposons pas de distinction entre ces types d'effets. Le procédé pour démontrer leur existence empirique reste le même : proposer des estimations dans lesquelles le statut d'emploi est expliqué par la composition socio-économique du quartier.

1.1.2 L'hypothèse de *Spatial Mismatch*

Dans cette section nous nous intéressons à l'un des effets de quartier *corrélés* exposé précédemment : l'hypothèse de *Spatial Mismatch* ou l'hypothèse de mauvais appariement spatial. Cette hypothèse a été explicitée la première fois par Kain en 1968⁴. A l'origine elle fut développée pour tenter d'expliquer la situation particulièrement défavorable qui touchait la population noire dans les centres des grandes villes des États-Unis. L'auteur avança l'idée selon

4. Voir l'article suivant : Kain J F. (1968), "Housing segregation, Negro employment, and metropolitan decentralization", *Quarterly Journal of Economics*, 82, pp. 32-59.

laquelle la situation défavorable des Noirs sur le marché du travail était la résultante d'une séparation spatiale grandissante entre leur lieu de résidence et le centre d'emplois potentiels. Une séparation qui résulterait de la décentralisation des emplois dans les villes américaines combinée à une faible mobilité résidentielle des ménages de population noire.

Bien que cette hypothèse soit née aux États-Unis, il n'en demeure pas moins qu'elle est adaptable et transposable aux villes européennes et notamment celles qui nous intéressent, les villes françaises. Avant d'aller plus loin et de présenter les différents mécanismes qui justifient le fait qu'une déconnexion physique entre lieu de résidence et lieu de travail aurait des effets négatifs sur le marché du travail, il est opportun de s'attarder sur les raisons de cette déconnexion physique et de comprendre ce qui distingue les villes américaines des villes européennes.

1.1.2.1 Expliquer la répartition des actifs et des emplois

L'éloignement physique des lieux de résidence et d'emplois, source de difficultés sur le marché du travail trouve son origine dans les choix de localisation des ménages mais aussi des entreprises. Nous détaillons brièvement les stratégies sous-jacentes à ces choix dans la sous-section qui suit.

les modèles de localisation résidentielle

Dans le modèle standard de localisation résidentielle développé par Fujita⁵, l'hypothèse principale consiste à dire que les emplois sont tous localisés en un centre unique (le centre d'emplois). Puisqu'il constitue le seul lieu où les ménages peuvent avoir un travail, tous cherchent à habiter à proximité. Le sol étant une ressource rare, tout le monde ne peut satisfaire ce désir. Il s'ensuit que certains devront résider dans un lieu davantage éloigné du centre. Si l'on pose l'hypothèse que tous disposent du même revenu, alors les ménages qui optent pour un lieu de résidence relativement éloigné, seront affectés par une hausse des coûts de transport. Le revenu final du ménage diminue donc avec la distance au centre d'emplois. L'équilibre résidentiel est tel que chaque ménage doit disposer du même niveau de satisfaction. On retrouve le modèle de Von Thünen qui pose une relation décroissante entre le prix du foncier et le coût globalisé d'accès aux centres d'emplois. Les individus, dans leur mise en concurrence, ont alors deux options distinctes : habiter au centre (avec une baisse des coûts de transport et un coût élevé de la terre) ou habiter en périphérie (avec une hausse des coûts de transport et un faible

5. Fujita M. (1989) : "Economic Theory, Land Use and City Size", Cambridge University Press.

coût de la terre). La décision d'implantation découlera ainsi des arbitrages entre ces opportunités distinctes.

Le fonctionnement du marché foncier permet aux ménages d'arbitrer entre consommation du sol et ampleur des migrations alternantes. A l'équilibre résidentiel, chaque ménage est localisé de façon à ce que tout accroissement marginal de ses frais de transport égalise la baisse de ses dépenses foncières. Ces ménages à revenus identiques ont *in fine* des satisfactions identiques, bien que la structure de consommation ne soit pas la même d'un ménage à l'autre. En effet, les ménages les plus éloignés du centre peuvent consommer plus de sol (puisque le prix de la terre est plus faible) tandis que les plus proches sont contraints de réduire leur consommation d'espace.

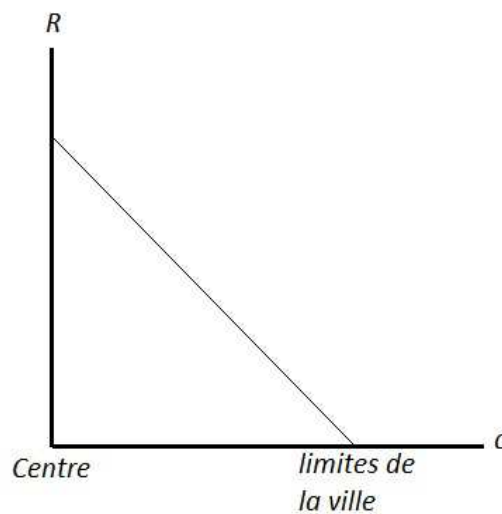
Lorsqu'on lève l'hypothèse de ménages à revenus identiques, on assiste à un phénomène de stratification "naturelle". Désormais, la variation de revenu influe sur l'arbitrage effectué entre lieu de résidence au centre et lieu de résidence en périphérie. C'est ce lien entre revenus et localisation qui détermine la structure spatiale des villes et qui distingue le cas des villes américaines et françaises, notamment. Dans le premier cas, l'élasticité-revenu des coûts de transport est supérieure à l'élasticité-revenu de la demande foncière. Ce qui a pour conséquence d'éloigner les ménages à revenus élevés du centre. Le rapport entre coût de transport et consommation foncière diminue quand on passe d'une catégorie socio-économique à une autre plus riche. Dès lors, *toutes choses égales par ailleurs*, les ménages les plus pauvres se voient attribuer de petites parcelles dans les centres-villes et possèdent les enchères à l'unité de surface les plus élevées, dans le voisinage du centre. Pour la plupart des villes françaises, la configuration est inversée. L'élasticité-revenu de la demande foncière y est plus forte que l'élasticité-revenu des coûts de transport. Du fait d'un avantage relatif plus important à l'économie sur les coûts de transports qu'à la consommation de logements spacieux, les ménages aisés se placent à proximité des emplois.

La configuration des villes européennes peut être représentée à l'aide des schémas suivants :

FIGURE 1.1 – Un exemple de ville



FIGURE 1.2 – Le lien entre rente et coût de transport



Dans cet exemple très simple, les individus travaillent tous dans le centre ville et ont besoin d'une unité de terre pour se loger. Le prix de cette unité de terre est représenté par la rente foncière et est noté R . Ils font face à un coût de déplacement c par unité de distance pour aller dans le centre ville. Le salaire dans la ville est égal à \bar{w} et le salaire de réserve en dehors de la ville est égal à \underline{w} . On a donc :

$$\bar{w} - c.x - R(x) = \underline{w} \quad (1.2)$$

D'où l'on obtient :

$$R(x) = \bar{w} - c.x - \underline{w} \quad (1.3)$$

On voit qu'un salaire élevé permet de s'acquitter d'une rente plus importante et donc d'habiter plus près du centre. On voit aussi que l'augmentation des coûts de transport implique une baisse du prix de la rente. On peut désormais imaginer un cas où co-existent des riches et des pauvres. Les travailleurs riches ont un salaire égal à \bar{w}_1 et leur salaire de réserve en dehors de la ville est de \underline{w}_1 . Les pauvres ont quant à eux : \bar{w}_2 et \underline{w}_2 , avec $\bar{w}_1 > \bar{w}_2$ et $\underline{w}_1 > \underline{w}_2$. Les capacités à payer la rente foncière sont respectivement :

D'où l'on obtient :

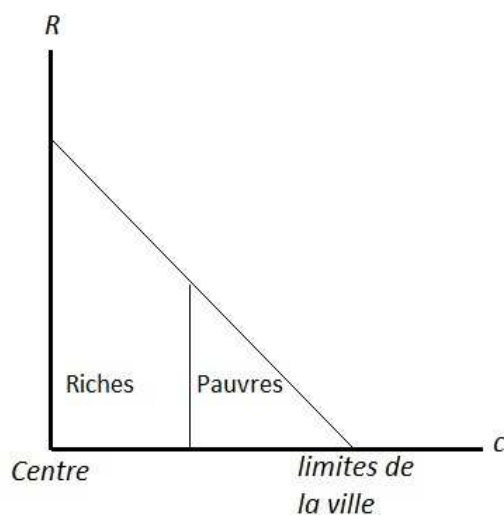
$$R_1(x) = \bar{w}_1 - c.x - \underline{w}_1 \quad (1.4)$$

et

$$R_2(x) = \bar{w}_2 - c.x - \underline{w}_2 \quad (1.5)$$

Si l'on imagine que les parcelles de terre sont toutes de même taille, alors il est évident que les riches choisissent de vivre près du centre. C'est ce que nous représentons dans le graphique suivant :

FIGURE 1.3 – Riches et pauvres dans la ville



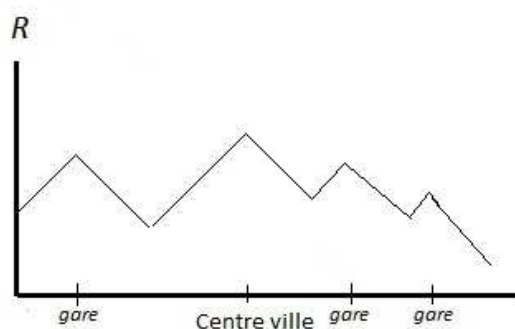
Intégrer les aménités permet d'enrichir le modèle de décision des ménages. La présence d'aménités est valorisable et est donc susceptible de jouer le rôle d'un point focal qui doit, à terme, stabiliser la structure urbaine. Comme le montrent Brueckner *et al.* (1999), la présence d'aménités au centre d'une ville ou à sa périphérie peut attirer vers l'un ou l'autre et, *in fine*, peser sur la structure résidentielle d'équilibre.

Il importe de noter, également, que certaines aménités modifient la relation décroissante entre l'ampleur des déplacements et le prix de la rente foncière. Il est ainsi possible que deux localisations soient équidistantes du centre, mais que le prix de la rente ne soit pas le même car l'une d'elles est située à proximité d'une gare, par exemple. La présence de cette gare constitue un avantage puisqu'elle permet de se rendre plus vite au centre. Le schéma suivant permet de se rendre compte de ce processus. Il s'ensuit que les individus les plus riches peuvent avoir tendance à se localiser à proximité des gares, reléguant les pauvres dans les endroits les moins bien desservis.

les choix d'implantation des entreprises

La localisation des entreprises dans l'espace urbain peut répondre à un désir de bénéficier d'externalités positives. Dans ce cas, le choix de localisation est fait de telle sorte qu'il permette de développer des liens de proximité privilégiés avec d'autres entreprises. L'implantation peut

FIGURE 1.4 – Les aménités dans les villes : l'exemple des gares



répondre à un besoin d'accès à l'information correspondant, par exemple, à des contacts avec les centres de décision, une connaissance des marchés. Les entreprises bénéficient alors de fortes économies d'agglomération qui les conduisent à rapprocher leurs fonctions stratégiques telles que la direction, le conseil, la finance etc. Ce rapprochement peut être source d'un effet centripète sur ces activités des entreprises.

Pour les entreprises davantage orientées vers la production, la logistique ou encore certains services, c'est le prix du foncier qui importe. Le schéma est similaire à celui des ménages : plus l'on s'éloigne du centre-ville et moins le prix du foncier sera potentiellement élevé. Les entreprises pour lesquelles le prix du foncier jouent fortement sur leurs activités, ont donc tout intérêt à s'éloigner du centre puisque cela diminue leurs coûts fixes.

La décision d'implantation peut également résulter d'un désir d'échapper à la pression concurrentielle ou même de chercher un avantage spécifique en termes de pouvoir de négociation. En effet, si l'on part de l'hypothèse (développée précédemment) selon laquelle les ménages aisés résident au centre et les moins aisés en périphérie, on peut imaginer le cas où une entreprise décide de s'implanter en périphérie afin de bénéficier d'un pouvoir de monopsonie. Si elle est l'une des seules implantées dans la zone, elle déséquilibre la négociation entre offreurs et demandeurs de travail. L'entreprise a ainsi l'opportunité de fixer des salaires plus faibles qu'elle ne l'aurait fait sur un marché parfaitement concurrentiel. Ce choix de localisation permet, de surcroît, d'échapper à un éventuel renforcement de la pression concurrentielle entre entreprises qui aurait découlé de cette concentration géographique. Généralement, la présence d'infrastructures satisfaisantes, de services collectifs efficaces et des réseaux de transports efficaces constituent une aménité positive pour les entreprises.

Certaines entreprises peuvent être réticentes à s'implanter dans certains quartiers dits "défavorisés" car le marché y est perçu comme restreint et la population comme plus faiblement solvable. Les entreprises peuvent également préférer éviter une localisation dans une zone où la délinquance est élevée et susceptible d'impliquer d'importants coûts pour lutter contre les dégradations, les risques de vols, d'agressions etc. De telles localisations peuvent décourager l'implantation d'entreprises et par la même occasion les créations d'emplois.

1.1.2.2 Les mécanismes du *Spatial Mismatch*

Différents mécanismes expliquent comment la déconnexion physique entre le lieu de résidence et les centres d'emplois peut exercer un effet sur le marché du travail. Parmi ces mécanismes, il y a ceux qui insistent sur le niveau d'efficacité de la prospection d'emploi et ceux qui insistent sur les effets potentiellement négatifs des coûts de transport élevés.

– *Distance aux emplois et efficacité de la recherche d'emploi :*

Dans le modèle traditionnel dit de "Job Search", tout frein à la recherche et à la prospection d'emplois est nuisible. Plus cette prospection est développée, plus elle constitue une garantie d'un bon appariement entre l'offre et la demande de travail. Un éloignement important entre le lieu de résidence et les centres d'emplois induit des efforts de recherche moins efficaces mais également moins intenses, qui sont sources d'une hausse du risque de rester au chômage.

Pour trouver une offre qui correspond à ses attentes, un demandeur d'emploi passe du temps à chercher les offres d'emplois disponibles, à les examiner et à les comparer. Il doit notamment envoyer des courriers, se déplacer pour les entretiens. Autant de points suggérant que la démarche de recherche d'emploi est coûteuse. Partant de cela, on voit bien les inconvénients que peut poser une déconnexion, pour un individu, entre l'habitat et le lieu de travail. La distance aux emplois peut rendre la prospection plus inefficace et plus coûteuse, dès lors que l'on accepte l'hypothèse selon laquelle l'information disponible sur les emplois vacants décroît avec la distance aux emplois, pour un individu donné (Rogers, 1997).

Une des premières explications qui rend crédible cette hypothèse réside dans le fait que les entreprises s'appuient sur des moyens de diffusion qui sont limités, notamment pour des offres d'emplois faiblement qualifiés. Des exemples concrets sont : l'utilisation d'affiches sur la vitrine du magasin, la diffusion d'annonces dans le journal local ou encore le bouche à oreille. Tous ces moyens, bien que diversifiés, s'accommodent mal de la distance. De telles offres s'adressent donc à un public qui se trouve être dans un périmètre assez restreint. De plus, un demandeur

d'emploi ne sait pas nécessairement où chercher lorsqu'il n'est pas à proximité de sa zone de résidence. Il risque de rechercher moins efficacement mais aussi d'avoir des difficultés à identifier les hypothétiques employeurs dans une zone qu'il ne connaît pas. La recherche d'emplois n'est pleinement efficiente que sur le périmètre restreint que constitue la zone d'habitat et les zones directement à proximité (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990, 1991). L'individu recherche surtout dans cette zone et ce, même si les emplois y sont de faible qualité et même faiblement rémunérés (Davis et Huff, 1972).

D'autres arguments vont dans le sens d'une désincitation à rechercher un emploi à mesure que l'on s'éloigne du centre d'emplois. Si l'on reprend le postulat selon lequel le prix du foncier diminue à mesure que l'on s'éloigne du centre d'emploi, les individus qui vivent en périphérie ont des incitations financières moindres à avoir un emploi que les autres. Smith et Zenou (2003) ont montré que le faible coût d'un logement était effectivement un frein à la recherche d'emploi⁶. Ils développent un modèle dans lequel les individus font un arbitrage entre le fait de résider à proximité du centre d'emploi et le fait de résider en périphérie. Dans le premier cas, les demandeurs d'emplois sont confrontés à des coûts élevés pour leur localisation en raison du prix du foncier lui-même élevé, mais ils peuvent en contrepartie s'appuyer sur une intensité de recherche plus importante. Ce qui augmente les perspectives à long terme de retour à l'emploi. Dans le second cas, les loyers sont plus faibles mais la relative distance aux centres d'emplois est défavorable en termes d'intensité de recherche d'emploi. Ils montrent que les chômeurs peuvent opter pour une faible recherche d'emploi ou une situation de chômage à long terme s'ils résident loin du centre. Ils choisissent volontairement de ne pas déménager à proximité des emplois parce que les gains à court terme sont assez grands par rapport aux gains à long terme de résider près des emplois. Ils privilégient une rente foncière faible et la consommation d'espace pour le logement plutôt qu'une plus forte probabilité de trouver un emploi.

La décision, pour un individu, de résider à proximité du centre ou à sa périphérie découle de cet arbitrage. Décider de résider à proximité du centre, signifie qu'il valorisera le long terme. Décider de résider en périphérie montre qu'il estime que le fossé entre le court terme et le long terme est suffisamment important pour rendre une localisation à proximité des centres d'emplois trop coûteuse.

6. Smith T. et Zenou Y. (2003) : "Spatial mismatch, search effort and urban spatial structure" *Journal of Urban Economics*, 54, pp.53-68.

– *Distance aux emplois et coûts de la recherche d'emploi :*

Un autre mécanisme tient au fait que résider dans une zone éloignée de son lieu de résidence peut désinciter à chercher un emploi en raison des coûts de prospection potentiellement élevés. L'une des références les plus citées pour expliciter cet argument est le modèle développé par Ortega (2000). Dans ce modèle, les emplois sont situés dans les deux zones que sont le centre et la périphérie. Les travailleurs ont ainsi l'opportunité de chercher dans la zone de leur choix. Le coût de recherche d'un emploi dépend du fait que la personne cherche ou non dans sa zone de résidence. Plus simplement, ce coût est nul lorsque la recherche s'effectue dans le lieu de résidence et, en revanche, strictement positif quand ce n'est pas le cas. L'efficacité de la recherche est fortement influencée par la tension sur le marché du travail. Pour choisir la zone de recherche d'emplois, les individus doivent arbitrer entre efficacité et coût de prospection.

Partant de ce constat, il est possible de définir deux équilibres distincts. Un premier équilibre se caractérise par des coûts de prospection très élevés. Ces coûts n'incitent que faiblement à prospecter vers le centre d'emplois et poussent les individus en périphérie à rester dans cette zone pour chercher un emploi. Le second équilibre est tel que les coûts de prospection sont plus faibles. Dans ce cas, une part de la population en périphérie peut s'accommoder de ces coûts et *in fine* peut aller travailler au centre. Néanmoins, cette dernière reste pénalisée en ce qui concerne la fixation des salaires. Dans cet équilibre, les salaires qui sont négociés pour des emplois dans le centre (par les résidents de la périphérie) sont moins élevés que ceux négociés par les résidents du centre. Cette différence s'explique par les coûts de prospection élevés des habitants de la périphérie qui affaiblissent le pouvoir de négociation des travailleurs.

– *Coûts de transport et opportunités d'emplois :*

Comme nous venons de le montrer, des coûts de prospection élevés induisent des efforts de recherche moins intenses, eux-mêmes sources d'une hausse du risque de rester au chômage. Or, les coûts de transports sont une composante importante de ces coûts de prospection. Un individu cherchant un emploi est soumis à une contrainte budgétaire lors de sa démarche. Pour chaque offre d'emplois acceptable, il intègre les coûts de transports afin de les comparer et les évaluer. De cette comparaison, découlera l'acceptation ou le refus de l'offre. Il y a un risque de chômage dès lors que les coûts de transports sont trop élevés au vue des salaires proposés aux candidats.

Le modèle le mieux adapté pour rendre compte de ce phénomène est celui développé par Coulson *et al.* (2001). Les auteurs considèrent que le centre et la périphérie constituent deux

marchés locaux distincts. Les individus sont assignés à l'un de ces deux marchés. Les entreprises, elles, peuvent décider de leur lieu d'implantation. Dans ce modèle conçu pour expliquer la configuration "à l'américaine"⁷, ces entreprises optent pour la périphérie du fait de faibles coûts à l'entrée. Les travailleurs peuvent opter pour un emploi dans l'une ou l'autre de ces zones, les coûts de déplacements étant plus importants si cet emploi est en dehors de leur zone de résidence. Dans chacune de ces zones, les individus sont hétérogènes : leurs utilités diffèrent et leurs capacités à se déplacer en dehors de leur zone de résidence également. On considère que chaque individu anticipe des coûts de déplacements qui font varier le salaire net (salaire déduit des coûts de transport) proposé pour une offre donnée. Pour un même poste, le salaire net sera d'autant plus faible que l'individu réside dans une zone éloignée.

Dans cette configuration "à l'américaine", il y a donc un équilibre tel que les habitants de la périphérie travaillent dans leur zone de résidence et certains des habitants du centre aillent quotidiennement vers la périphérie. Le nombre d'emplois vacants dans le centre y est plus faible que dans la périphérie, en raison de différentiels de coûts d'entrée qui favorisent la création d'emplois dans la périphérie. De plus, dans cette zone, le taux de chômage est plus faible et les salaires sont plus élevés. Les habitants du centre qui font face à de faibles coûts de transports vont trouver les emplois de la périphérie attractifs. Ceux qui ne peuvent supporter ces coûts préféreront chercher au centre malgré un taux de chômage plus élevé et des emplois de moindre qualité.

Un dernier mécanisme reste susceptible d'expliquer pourquoi résider à distance des centres d'emplois peut être défavorable en termes d'accès à l'emploi. Il s'agit d'une autre forme de discrimination territoriale. Dans le cas présent, elle n'est plus liée à la composition locale d'un quartier mais plutôt à son éloignement par rapport à l'entreprise qui souhaite recruter. Les employeurs peuvent être hésitant à embaucher des individus qui vivent dans des zones éloignées du lieu de travail. Dans un article de 2002⁸, Zenou montre que dans une ville où les individus choisissent de manière endogène leur localisation résidentielle, les entreprises déterminent le salaire d'efficience spatial mais aussi une limite géographique derrière laquelle elles ne recrutent pas les individus présents. Ce comportement se justifie par le fait que les travailleurs qui connaissent de longs déplacements domicile-travail sont moins enclins à fournir

7. C'est-à-dire où la périphérie concentre les emplois et les ménages les plus aisés tandis que le centre agglomère les populations plus fragiles et très peu d'emplois, soit l'inverse des modèles décrits précédemment et du cas des villes européennes.

8. Voir l'article suivant : Zenou Y. (2002), "How do firms redline workers?", *Journal of Urban Economics*, 52, pp. 391-408.

des efforts, donc potentiellement moins productifs que d'autres qui résideraient à proximité du lieu de travail.

Le modèle qui est développé détermine simultanément l'équilibre sur le marché du travail et sur le marché de la terre. Il montre qu'il existe un unique équilibre de marché qui détermine la localisation des individus dans la ville, le prix de la terre, le salaire d'efficience, la zone de recrutement et le niveau de chômage dans l'économie. Les résultats montrent que la distance aux emplois est nuisible, non parce que les demandeurs d'emplois ont peu d'informations sur les emplois disponibles (comme nous l'avons montré plus haut) ou parce que les coûts de transport sont trop élevés en comparaison du salaire proposé, mais parce que les entreprises estiment que le niveau d'effort des individus ne sera pas assez important.

– *Mobilité géographique et accessibilité aux emplois :*

La mauvaise accessibilité aux emplois de certains quartiers est susceptible de pénaliser les individus les moins mobiles. Elle ne constitue pas une fatalité dès lors que ces individus disposent de possibilité pour accroître leur mobilité. Comme nous l'avons déjà expliqué antérieurement, la possession d'une voiture permet de limiter les effets de la distance physique aux emplois. Ici, nous ne développons pas ce point qui semble relativement évident, mais nous proposons de lier le problème de *Spatial Mismatch* à la mobilité qui découle du statut résidentiel des ménages.

Nous partons d'un constat établi par Oswald (1996, 1999) selon lequel le taux de chômage est lié à la part de propriétaires dans les pays développés. Ses travaux ont montré une corrélation entre le statut de propriétaire et le chômage au sein des pays et entre les pays. A partir de données sur les pays de l'OCDE et sur les régions de ces pays, il arrive à la conclusion que si le taux de propriétaires augmente de cinq points de pourcentage, le chômage augmente également d'un point de pourcentage. Selon cet auteur, l'effet est tellement large que cela impose le statut de propriétaire comme une explication majeure de la hausse du taux de chômage naturel dans les pays de l'OCDE depuis les années 1960.

Il y a au moins deux mécanismes qui peuvent expliquer l'hypothèse d'Oswald. Premièrement, les propriétaires font face à des coûts de transaction plus élevés que les locataires quand ils considèrent un déplacement vers une nouvelle localisation afin d'accepter un emploi. Il s'ensuit qu'ils sont plus enclins à refuser des opportunités d'emplois qui sont dans des localisations éloignées et donc deviennent plus exposés à un risque de chômage. De plus, ils peuvent

rester plus longtemps au chômage s'ils montrent une certaine réticence à chercher dans les localisations distantes qui requièrent un changement de localisation résidentielle.

Deuxièmement, Oswald (1999) souligne l'existence d'effets indirects. Par exemple, ces coûts de transaction élevés impliquent que si les propriétaires veulent garder leur domicile tout en conservant une situation d'emploi, ils devront effectuer des déplacements plus longs que les locataires. Comme l'allongement des déplacements est également lié au développement des problèmes de congestion cela conduit à une hausse du coût de l'obtention d'un emploi et plus généralement cela conduit à des coûts plus élevés dans l'économie (Flatau *et al.*, 2002). Dans ce contexte, l'incitation à travailler peut être réduite. Un autre effet indirect est dû au fait que les zones avec d'importants taux de propriétaires ont un pouvoir de contrôle plus important sur le développement des terrains et les activités susceptibles de s'y implanter qui peut décourager les entrepreneurs de développer de nouvelles industries ou décourager l'implantation de nouvelles entreprises.

Ainsi, les mécanismes par lesquels le statut résidentiel joue sur la situation d'emploi sont étroitement liés avec le problème d'accessibilité aux emplois. Le problème de moindre mobilité qui en découle n'est effectivement dommageable que dès lors que les individus sont confrontés à une faible disponibilité des emplois. Dans ces conditions, tester empiriquement l'un des deux mécanismes sur le statut d'emploi sans considérer l'autre n'est pas satisfaisant. De tels modèles masqueraient les effets d'interaction qui peuvent se produire entre les deux.

Après avoir exposé les principaux mécanismes relatifs aux effets de quartier et au *Spatial Mismatch*, qui est une forme particulière d'effet de quartier *corrélés*, nous nous intéressons à un certain nombre de travaux empiriques ayant déjà étudié ces questions.

1.2 Les travaux empiriques sur ces questions : un aperçu

Comme dans la section précédente, nous distinguons les travaux propres aux effets de quartiers et ceux plus spécifiques sur l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Dans les deux cas, nous nous concentrons sur les travaux qui étudient leur impact potentiel sur le marché du travail. La majorité de ces travaux sont réalisés sur données américaines, mais ces questions sont de plus en plus considérées dans les pays européens.

1.2.1 Les travaux empiriques sur les effets de quartier

Les travaux sur les effets de quartier ne sont pas récents puisque les premiers sur ce thème remontent aux années 1980. Depuis cette période de très nombreux travaux ont vu le jour mais ils arrivent rarement à un consensus en ce qui concerne l'existence d'effets de quartier ou sur l'ampleur de ces effets (Dujardin, Peeters et Thomas, 2009). Outre les données et les variables mobilisées, ces différences peuvent s'expliquer par la diversité des méthodes retenues pour vérifier l'existence d'effets de voisinage. Les premiers travaux ne contrôlaient pas de l'éventuelle endogénéité du lieu de résidence. Puis, il y a ceux qui tentent de contrôler de ce problème d'endogénéité. Parmi ces derniers, les méthodes retenues sont variées : les modèles économétriques sur données non-expérimentales et les expérimentations.

1.2.1.1 Travaux empiriques sur données non-expérimentales

– *Les premiers travaux :*

Un des premiers travaux empiriques cité dans les revues de littérature sur les effets de quartier⁹ est celui de Datcher en 1982. A partir de l'enquête PSID (Panel Study of Income Dynamics), qui mesure les caractéristiques socio-économiques des individus tout au long de leur vie et pour les générations futures, il examine les effets du voisinage et de la famille sur la réussite. L'analyse est effectuée sur un échantillon d'individus âgés de 23 à 32 ans en 1978 et qui vivaient chez leurs parents en 1968. L'influence du quartier est notamment mesurée par le pourcentage de Blancs dans le *zipcode*¹⁰. Il s'appuie sur des régressions de type MCO pour expliquer le nombre d'années d'études ou le salaire de l'individu. Les résultats montrent qu'un quart des différences observées en termes d'éducation ou de gains salariaux s'explique par la "qualité" du quartier. Une limite à ce travail est la non-prise en compte d'une potentielle auto-sélection des individus dans les quartiers qui biaise l'analyse.

Case et Katz (1991) examinent les effets du contexte familial et des pairs dans le voisinage sur le comportement de jeunes qui vivent dans les quartiers pauvres de Boston. Les auteurs utilisent l'enquête sur le travail des jeunes de Boston (NBER Boston Youth Survey) pour des régressions *probit* dans lesquelles ils cherchent à expliquer différentes variables relatives à : la participation au marché du travail, la criminalité, la consommation de drogue, le fait d'avoir

9. Voir notamment les revues de littérature de : Ginther *et al.* (2000) ou encore Dietz (2002).

10. Le *zipcode* est un système de codes postaux utilisé aux États-Unis par les services postaux.

un enfant hors mariage ou les pratiques religieuses. Ils trouvent un lien important entre les comportements des membres plus âgés de la famille et les comportements observés de l'individu. Ils mettent également en évidence un lien entre le comportement des pairs du quartier et le comportement de l'individu, évoquant les modèles de contagion : vivre dans un quartier où la consommation de drogue est répandue accroît la probabilité de consommer de la drogue pour un individu donné.

Dans la même optique, Crane (1991) s'intéresse plus particulièrement à l'influence du voisinage sur l'abandon scolaire et les taux de grossesses chez les adolescentes, pour déterminer s'il y a une nette augmentation de ces problèmes dans les quartiers des grandes villes américaines pour lesquels la "qualité" évaluée est parmi les plus faibles. La variable retenue pour contrôler de la "qualité" du quartier est la part des personnes avec un statut élevé (profession libérale, par exemple). Son travail, sur le recensement dans les années 1970 aux États-Unis, montre que les effets du lieu de résidence, sur l'abandon scolaire et la grossesse chez les adolescentes, étaient particulièrement marqués dans les quartiers les moins bien classés en termes de qualité. Les résultats qu'il obtient soutiennent sa théorie "épidémique" des ghettos qui avance que les tendances des jeunes à adopter un comportement déviant (comme l'abandon scolaire) dépendent de la proportion d'individus exhibant déjà ce comportement dans leur quartier.

Ces travaux ne traitent pas explicitement des effets de voisinage sur l'emploi, mais ils ont le mérite d'avoir donné du crédit, dès les années 1990, aux théories de la contagion et des phénomènes épidémiques qui ont été couramment repris par la suite, pour justifier du rôle du voisinage sur les comportements individuels. De plus, un lien indirect existe avec l'emploi puisque les individus qui échouent scolairement sont moins bien équipés pour réussir ensuite dans leur recherche d'emploi et sur le marché du travail.

Par la suite, Corcoran *et al.* (1992) proposent une extension du travail effectué par Datcher (1982). Ils utilisent l'enquête PSID pour suivre l'ensemble des jeunes entre 10 et 17 ans en 1968 jusqu'en 1983 (date à laquelle ils ont au moins 25 ans). Ils cherchent à vérifier les liens entre le statut économique des hommes et les caractéristiques de leurs familles et du voisinage dans lequel ils ont grandi. Ils ont recours aux moindres carrés pondérés pour corriger d'une éventuelle hétéroscédasticité, mais ne considèrent pas le problème du tri spatial des individus. Les auteurs ne retrouvent pas d'effets significatifs du voisinage sur les variables de résultat retenues (gains, salaires perçus et heures travaillées) contrairement aux caractéristiques de la famille. Ils justifient leurs constats par le fait que l'échelle retenue (*zipcode* ou code postal) pour

définir le quartier n'est pas satisfaisante car trop large.

Vartanian (1999) examine le rôle des conditions du quartier de l'adolescent sur les performances ultérieures sur le marché du travail. À l'aide de simples MCO sur l'enquête PSID, appariée au recensement de la population, il examine quelques-unes des théories relatives aux effets de voisinage (comme la théorie épidémique ou l'isolation sociale). Les résultats indiquent que les conditions du quartier lors de l'adolescence ont des effets importants. Il montre notamment que les individus ayant grandi dans les quartiers les plus désavantagés ont globalement des salaires et revenus moins élevés que les autres.

– *Les modèles avec variables instrumentales*

Les critiques fondamentales adressées aux premiers travaux sur les effets de voisinage concernent le fait qu'ils ne prennent jamais en compte l'endogénéité du lieu de résidence. Les individus peuvent avoir des caractéristiques inobservables qui les poussent à choisir un lieu de résidence plutôt qu'un autre. L'effet défavorable sur l'emploi observé n'est alors pas dû au fait de résider dans un quartier défavorisé mais plutôt au fait que les individus ont des caractéristiques défavorables qui jouent sur l'emploi et qui tendent à les rassembler. Dans ce cas, il n'y a plus de relation causale mais plutôt une simple corrélation. Une analyse qui ne considère pas ce type de problème produit des résultats potentiellement biaisés.

L'une des premières méthodes appliquée sur données non-expérimentales pour contrôler d'éventuels biais d'endogénéité est la méthode des variables instrumentales. L'idée consiste à recourir à des estimations en plusieurs étapes : la première équation estimée doit permettre de modéliser le processus par lequel les individus se trient dans l'espace (le choix de vivre dans tel ou tel type de quartier) et la seconde équation estimée analyse la relation entre le quartier de résidence et les variables de résultat retenues. Cette méthode repose sur l'existence d'une variable instrumentale qui doit pouvoir expliquer le choix de vivre dans un quartier donné mais qui n'a pas d'influence directe sur la variable de résultat. La principale difficulté est alors de trouver les bons instruments.

Parmi les travaux qui tentent de contrôler ce problème de tri dans l'espace des individus, lors de l'analyse des effets de quartier sur l'emploi, celui de Cutler et Gleaser (1997) s'impose comme l'un des pionniers¹¹. Utilisant le recensement de la population de 1990 pour les aires

11. Le premier travail qui a proposé des régressions avec variables instrumentales pour étudier les effets de quartier est celui d'Evans *et al.* (1992). Nous ne le traitons pas ici car les effets de quartiers y sont analysés en lien avec l'échec scolaire et la fécondité chez les adolescents.

métropolitaines aux États-Unis, les auteurs cherchent à analyser la relation entre ségrégation résidentielle et différentiels, en termes de performances sur le marché du travail, entre les Blancs et Noirs. Les estimations indiquent que la ségrégation dans une aire est associée à d'importants écarts de performances. Ils contrôlent l'endogénéité du lieu de résidence par l'utilisation d'instruments qui mesurent la fragmentation politique dans chaque aire métropolitaine, le nombre de rivières et de ruisseaux etc. Autant d'éléments qui influent potentiellement sur le choix de résidence mais qui ne jouent pas sur l'emploi.

Galster *et al.* (2007a) utilisent également la méthode des variables instrumentales pour analyser l'effet d'avoir grandi dans un quartier pauvre durant l'enfance sur la fécondité, l'éducation et les performances sur le marché du travail ultérieures. Ils utilisent l'enquête PSID appariée avec le recensement pour disposer d'un certain nombre de caractéristiques relatives au contexte local. L'analyse est effectuée sur un échantillon d'individus nés entre 1968 et 1974 pour lesquels ils regardent les variables de résultat lorsqu'ils ont entre 25 et 31 ans. Ils utilisent comme instrument, pour expliquer le taux de pauvreté dans le quartier, le taux correspondant à l'échelle du comté. Les estimations obtenues avec contrôle de l'endogénéité tendent à atténuer les effets de vivre dans un quartier pauvre.

Dujardin et Goffette-Nagot (2007), estiment l'effet de vivre dans un quartier défavorisé sur le chômage. Parmi les stratégies d'identification retenues, elles utilisent les caractéristiques démographiques du ménage comme instruments. A partir du recensement de la population de 1999 pour la ville de Lyon, elles mettent en place un *probit trivarié* pour expliquer le fait d'être au chômage, le choix du type de quartier et le fait de vivre dans un logement social. Raisonant, sur un échantillon d'hommes vivant en couple uniquement¹², elles utilisent comme instrument la nationalité et le niveau d'éducation de l'épouse comme instruments. Les résultats montrent que le fait de vivre au sein des quartiers les plus défavorisés augmente significativement la probabilité d'être au chômage.

Un exemple plus récent sur données françaises est le travail de Maurin et Moschion (2009). Les auteurs utilisent l'enquête emploi entre 1991 et 2002 pour s'intéresser aux liens entre la participation des femmes au marché du travail et le taux de participation des femmes dans le voisinage immédiat. Ils utilisent la distribution du sexe des aînés des voisins comme variable instrumentale pour identifier l'influence de la participation des voisins sur la participation

12. Le choix d'exclure les femmes est fait afin de simplifier l'analyse. En incluant les femmes il faut aussi expliquer la décision de participer au marché du travail car celles-ci peuvent avoir des enfants et décider de rester mère au foyer pour s'en occuper. Le choix de raisonner sur des hommes en couple est fait pour justement pouvoir utiliser certaines des caractéristiques de l'épouse comme instruments.

d'une mère au marché du travail. Les résultats montrent que la décision d'une mère de participer au marché du travail est liée de façon causale à la participation des autres mères vivant dans le même quartier.

– *Le choix de restreindre l'échantillon*

Une autre méthode utilisée pour contrôler ce problème d'endogénéité est de travailler sur des échantillons restreints. Puisque le problème tient au fait que des individus avec des caractéristiques socio-économiques similaires tendent à se rassembler dans certaines aires de l'espace urbain, l'idée est de raisonner sur des individus qui n'auraient pas choisis de résider dans tel ou tel endroit. Si ces individus n'ont pas de contrôle sur le lieu de résidence, on peut considérer que la localisation est exogène. Ce qui contourne le problème de l'endogénéité. Cette stratégie qui est relativement simple à mettre en place a fait l'objet de nombreuses applications dans les travaux qui étudient les effets de voisinage sur le comportement des adolescents (notamment le travail de Case et Katz, 1991), mais assez peu pour ceux qui s'intéressent aux comportements sur le marché du travail. On peut trouver quand même quelques exemples qui appliquent cette méthode :

O'Regan et Quigley (1996) analysent le rôle de certaines variables décrivant le quartier sur l'inactivité de jeunes âgés entre 16 et 19 ans dans quatre villes du New Jersey. Le choix est fait de se restreindre à des jeunes qui vivent chez leurs parents car ils n'ont potentiellement pas choisi de résider dans leur quartier actuel (puisque la décision a incombé aux parents). Le choix de localisation est exogène au statut d'emploi observé. Les résultats montrent que les variables de composition du quartier, qui sont autant de contrôle de l'influence des pairs ou du rôle des modèles, jouent sur l'emploi des jeunes. Les effets des variables d'accessibilité aux emplois sont moins claires et n'affectent principalement que les minorités.

Dans des articles de 2004 et 2008, Dujardin *et al.* privilégient une stratégie similaire. Les auteurs cherchent à analyser le rôle de l'organisation spatiale de la ville de Bruxelles sur les disparités de chômage observées. Ils cherchent à mettre en avant l'impact de la ségrégation résidentielle, grâce à l'introduction de variables relatives au quartier de résidence, tout en contrôlant des caractéristiques des individus ou du ménage dans lequel ils habitent. Les résultats obtenus, à l'aide de modèles *logit* sur le recensement de la population, suggèrent que le quartier de résidence augmente significativement la probabilité d'être au chômage pour les jeunes de l'échantillon.

Cette stratégie présente tout de même quelques défauts. Les résultats obtenus ne sont pas généralisables car ils sont obtenus uniquement sur un échantillon particulier (les jeunes qui sont restés chez leurs parents). En restreignant l'échantillon, nous créons également un biais de sélection pour différentes raisons (Dujardin *et al.*, 2009). D'abord, car les individus ont généralement moins de 25 ans et représentent donc une population particulière. Ensuite, parce que ce procédé nous fait travailler sur des individus aux caractéristiques inhabituelles, puisque les jeunes qui ont un emploi sont davantage susceptibles de quitter leur domicile familiale.

Cette méthode n'écarte pas complètement le problème de l'endogénéité car la localisation résidentielle des ménages dépend des caractéristiques observées et inobservées des parents et certaines de ces caractéristiques inobservées peuvent également influencer sur les résultats de leurs enfants. Vigdor (2002) a montré que la migration sélective des parents dans une ville a un impact important sur la génération des enfants. Les parents migrent de manière sélective et transmettent leurs caractéristiques à leurs enfants. Vigdor trouve, en effet, que les caractéristiques moyennes des migrants sont significativement corrélées à celles de la génération suivante de résidents. Cet exemple montre que l'on ne peut véritablement dissocier les caractéristiques des parents de celles des enfants, ce qui rend moins forte l'hypothèse selon laquelle le choix de localisation des parents est exogène pour les enfants.

– *Les modèles à effets fixes sur données longitudinales*

D'autres travaux plus récents utilisent des modèles à effets fixes sur données longitudinales. L'idée derrière cette méthode est d'introduire des effets fixes individuels pour contrôler des caractéristiques inobservées et invariables dans le temps qui peuvent influencer sur le choix du lieu de résidence et les performances sur le marché du travail.

Parmi ces travaux, l'exemple type est celui de Weinberg *et al.* (2004). Les auteurs utilisent l'enquête nationale des jeunes de 1979 (NSLY79) aux États-Unis pour analyser les effets du quartier de résidence sur le nombre d'heures travaillées. Différentes caractéristiques du quartier sont testées : certaines relatives à la composition socio-économique et d'autres relatives à l'accessibilité aux emplois. Ils trouvent une relation négative entre une variété de caractéristiques sociales du quartier et le nombre d'heures effectuées. Ils trouvent également que les estimations qui ne tiennent pas compte de ces caractéristiques inobservées invariables tendent à surestimer les effets des caractéristiques sociales du voisinage mais tendent à sous-estimer les effets de l'accessibilité aux emplois.

– *Les travaux sur les fratries ou les modèles à effets fixes pour les familles*

Un autre groupe de travaux également peu répandu est celui de travaux à partir de données sur les fratries. L'idée est d'analyser les trajectoires de deux individus nés de même parents mais dont un aurait grandi dans un quartier défavorisé tandis que l'autre aurait vécu dans un quartier plus favorisé. Ces travaux comparent les performances d'individus qui résident dans différents quartiers durant leur enfance, mais qui ont en commun les caractéristiques inobservées de leurs parents. Bien que peu de travaux utilisent cette méthode, en raison de la disponibilité de telles données, on peut en recenser quelques-uns : Aaronson (1998), Plotnick et Hoffman (1999), Vartanian et Buck (2005). Nous ne présentons que les deux derniers car le premier s'intéresse aux effets de voisinage sur des indicateurs de réussite scolaire.

Plotnick et Hoffman (1999) examinent les effets de voisinage sur différents indicateurs de réussite (avoir un enfant hors-mariage, être diplômée du supérieur et le revenu ultérieur) pour un échantillon de jeunes femmes. Outre un modèle standard qui inclut les caractéristiques de la famille, ils estiment des modèles à effets fixes qui contrôlent pour les caractéristiques inobservables de la famille qui pourraient affecter les résultats des individus. Le modèle à effets fixes pour la famille requiert de travailler sur un échantillon de familles avec aux moins deux individus d'une même fratrie. Dans ce cas, les modèles sont estimés sur un échantillon de sœurs tiré de l'enquête PSID. Les effets significatifs obtenus dans les modèles standards ne se retrouvent pas dans les modèles à effets fixes. Pour les auteurs, ces constats suggèrent d'être prudent à la lecture des résultats des modèles qui ne prendraient pas en compte un possible tri spatial des individus dans les quartiers.

Plus récemment, Vartanian et Buck (2005) adoptent une approche similaire. Utilisant un échantillon d'individus appartenant à des fratries issus de l'enquête PSID, ils examinent les effets de vivre dans un voisinage donné, lors de l'enfance, sur les revenus à l'âge adulte. Ils comparent les résultats obtenus à partir des modèles à effets fixes pour la famille à ceux obtenus par la méthode des MCO. Une des originalités de ce travail est d'examiner l'importance des effets de voisinage à différents étapes du développement de l'enfant. Ils trouvent finalement que les effets de voisinage sont constants sur les différents intervalles d'âge examinés, mais certains effets trouvés sont plus forts dans le modèle à effets fixes que dans le modèle avec MCO.

1.2.1.2 Travaux à partir d'expériences et quasi-expériences

Dans le cadre des effets de voisinage, une méthodologie qui s'appuie sur une expérience ou expérimentation implique d'assigner aléatoirement des familles à des quartiers aux caractéristiques différentes et d'observer les différences en termes de résultats parmi les individus considérés. Ce processus d'affectation aléatoire garantit l'absence de toute corrélation entre les caractéristiques du voisinage, de la famille, qu'elles soient observables ou non. Aux États-Unis, différentes expériences en grandeur nature existent justement grâce à des programmes mis en place pour faire face aux effets potentiellement négatifs de résider dans un quartier défavorisé. Les deux principaux programmes les plus cités sont : le programme Gautreaux et le programme "Moving To Opportunity" (ou MTO). Le premier a consisté à reloger des familles noires issues du centre-ville de Chicago au sein de quartiers dans les banlieues blanches occupées par la classe moyenne. Le second repose sur une stratégie similaire puisque l'idée est de délocaliser des familles de quartiers pauvres des cinq grandes villes suivantes : Baltimore, Boston, Chicago, New York et Los Angeles vers des quartiers plus riches mais dans la même ville d'origine.

– *Le programme Gautreaux*

Le programme Gautreaux est né d'une décision de la Cour Suprême des États-Unis en 1976 d'autoriser des mesures de grande ampleur pour lutter contre la ségrégation résidentielle. Le programme, qui a démarré à la fin des années 1970, était ciblé sur les ménages noirs ayant de faibles revenus et vivant dans des logements sociaux. Le programme leur offrait des aides ou subventions afin qu'ils s'installent dans des quartiers périphériques dans lesquels la proportion de noirs n'excède pas 30%. Cependant, un nombre significatif de participants (environ la moitié) a déménagé vers des quartiers où la proportion de noirs, la criminalité et la part des familles avec un faible revenu étaient encore importantes.

Plusieurs études se sont intéressées aux conséquences de la mise en place du programme Gautreaux sur les individus en ayant bénéficié. En raison du protocole adopté, ce programme permet de tester les effets d'aider des personnes aux faibles revenus à accéder à de meilleurs quartiers, mais aussi de meilleures écoles et de meilleurs marchés du travail. La relocalisation des familles noires à faible revenus est permise grâce à des subventions de logement qui leurs permettent de déménager dans de meilleurs quartiers au prix d'un logement social. La procédure est assimilée à une quasi-expérimentation dans le sens où tous les participants au

programme déménagent des mêmes types de quartiers noirs à faibles revenus vers des quartiers blancs de type classe moyenne *ou* vers d'autres quartiers noirs à faibles revenus.

Rosenbaum (1995) compare les trajectoires d'individus ayant déménagé d'un quartier défavorisé pour aller soit dans un quartier plus favorisé, soit dans un quartier défavorisé similaire à celui d'origine. Concernant les adultes, il observe une augmentation du taux d'emploi pour le premier groupe. Concernant les enfants, il trouve que ceux du premier groupe ont plus de chances d'aller à l'école, de poursuivre des études universitaires, d'obtenir un emploi et d'obtenir un emploi mieux payé ultérieurement. Ceux qui ont déménagé vers des quartiers blancs de type classe moyenne connaissent une meilleure intégration sociale car ils ont davantage d'interactions avec leurs voisins blancs du quartier de résidence.

L'étude effectuée deux ans auparavant par Popkin *et al.* (1993) se concentre exclusivement sur les femmes et les conséquences sur le marché du travail du fait de bénéficier de ce programme. La comparaison des trajectoires montre que les femmes qui ont déménagé dans les quartiers blancs de classe moyenne sont plus susceptibles de trouver un emploi et ont des salaires plus élevés. Les résultats confirment que les effets de voisinage influent sur les performances et qu'il peut être opportun de déplacer les individus pour bénéficier d'externalités positives.

Plus récemment, Mendenhall *et al.* (2006) ont analysé, toujours pour une population féminine, l'impact sur le long terme de ce changement de voisinage sur la perception de l'AFDC (Aid to Families with Dependent Children) et sur le temps passé en emploi. À partir de régressions de type *tobit*, ils montrent que la combinaison d'indicateurs sur la ségrégation raciale et les ressources au sein du quartier d'arrivée produit des effets significatifs sur la perception d'aides et sur l'emploi des femmes, même après avoir contrôlé des caractéristiques familiales. Ils montrent, en outre, que le fait d'être relocalisé ailleurs n'est favorable que si cela permet d'éviter des quartiers avec un niveau élevé de ségrégation raciale et ayant peu de ressources.

De nombreux travaux dans la lignée de ceux-ci se sont intéressés aux conséquences sur le long terme pour les familles ayant bénéficié de ce programme (pour une synthèse des résultats, voir notamment : Oreopoulos, 2003 ; Duncan et Zuberi, 2006). Dans l'ensemble, on peut retenir que les familles qui ont déménagé vers les "bons" quartiers ont connu une amélioration des résultats et de la réussite scolaire pour les enfants, une amélioration des perspectives d'emplois pour les parents ou les enfants plus tard (emploi trouvé, rémunérations etc.) mais aussi une meilleure intégration sociale et une diminution du recours aux aides sociales.

– Le programme "Moving To Opportunity" (ou MTO)

Ce programme, financé par le ministère fédéral du Logement et de l'Urbanisme, a été lancé en 1992 aux États-Unis. Il a concerné un nombre de 4 610 familles localisées dans les cinq grandes villes suivantes : Baltimore, Boston, Chicago, New York et Los Angeles. Dans cette expérimentation, les familles participantes sont divisées en trois groupes différents de "traitement". Les familles du groupe expérimental (1) reçoivent des subventions ainsi qu'une assistance pour les aider à trouver un logement. Ces subventions ne sont effectives que si les familles se relocalisent dans des quartiers où le taux de pauvreté n'excède pas 10%. Les familles du groupe de comparaison (2) reçoivent les mêmes subventions que le groupe précédent mais n'ont aucune contrainte sur le choix de relocalisation. Les familles du dernier groupe, le groupe de contrôle (3), ne reçoivent aucune aide particulière. Les participants au programme sont placés au sein des groupes par un processus de tirage aléatoire qui garantit qu'il n'y ait pas de différence systématique entre chacun de ces groupes.

Parmi les études qui se sont intéressées aux conséquences sur le long terme d'une telle expérience, l'une des plus citées est celle de Katz *et al.* (2001). Les auteurs ne distinguent que deux groupes sur les trois créés par l'expérimentation et se concentrent sur un échantillon de 540 familles localisées dans la ville de Boston. Ils comparent les familles qui ont bénéficié des subventions pour déménager avec celles qui n'en ont pas bénéficié. Les familles sont suivies entre un an à trois ans après la mise en place du protocole de l'expérimentation. Les résultats montrent que les familles dans le groupe de traitement ont une probabilité plus forte de vivre dans un quartier avec un faible taux de pauvreté et un niveau d'éducation élevé que les familles dans le groupe de contrôle. Elles connaissent également une amélioration de leur bien-être : les enfants et les adultes de la famille ont moins de risques ou de problèmes de santé et les risques d'être confrontés à de la délinquance ou de la criminalité sont plus faibles. Ils ne trouvent pas d'effet en ce qui concerne l'accès à l'emploi ou la diminution potentielle du recours aux prestations sociales.

Kling *et al.* (2007) travaillent, eux, sur un échantillon de 4 248 familles issus des cinq villes dans lesquelles l'expérimentation a été menée. Ceux-ci sont suivis depuis la date de leur entrée, entre 1994 et 1997, jusque 2002. Les comparaisons portent sur les trois groupes. Ils s'intéressent aux différences potentielles en ce qui concerne la santé mentale et physique, les comportements déviants, l'éducation et l'autosuffisance économique. La distinction est également faite entre les hommes, les femmes et les deux simultanément. Dans la lignée des travaux de

Katz *et al.* (2001), ils ne trouvent pas d'effet significatif de cette intervention sur l'emploi ou plus généralement sur l'autosuffisance économique. En revanche, ils trouvent des effets positifs sur l'éducation, les comportements déviants et la santé physique pour les femmes, mais ils sont compensés par des effets négatifs pour les hommes.

Même s'ils ne nous intéressent pas directement ici, un certain nombre d'autres travaux ont également étudié les conséquences de la mise en place du programme MTO. On peut citer Ludwig *et al.* (2001) ou Kling *et al.* (2005) qui se sont plus particulièrement intéressés aux effets sur la criminalité des jeunes. Ces derniers montrent que les jeunes qui ont été déplacés vers des quartiers plus aisés ont un taux de délinquance qui a diminué de moitié par rapport à celui des jeunes qui sont restés dans leur quartier d'origine. Par exemple, le nombre d'arrestations des jeunes est réduit de 30% à 50% pour ceux ayant bénéficié de la mesure.

Duncan et Zuberi (2006), dans leur article "Mobility Lessons from Gautreaux and Moving to Opportunity", concluent que les succès les plus notables de la mise en place du programme MTO concernent surtout les effets positifs sur la santé mentale. Les différents travaux évaluant les conséquences du programme notent une baisse du risque de dépression des mères, par exemple. Ce constat n'est pas surprenant car la plupart des familles qui décident de s'engager dans ce programme le font pour s'éloigner des problèmes de violences, de gangs. Le fait de ne plus résider dans ces quartiers potentiellement dangereux est une source de diminution des soucis et joue donc sur la santé mentale.

Ils notent que le programme a été moins efficace en ce qui concerne l'amélioration de l'autosuffisance économique. L'un des objectifs de la mise en place du programme était d'améliorer l'accès à l'emploi des individus, diminuer la dépendance aux prestations sociales ou encore d'encourager la poursuite d'études des enfants dans la famille. Sur ces aspects, les résultats semblent plutôt décevants puisque les travaux sur la question montrent que les familles ayant bénéficié de la mesure n'ont pas une probabilité plus élevée d'être en emploi, ne gagnent pas plus ou ne reçoivent pas moins de prestations sociales que les autres n'en ayant pas bénéficié.

1.2.2 La question de la non-linéarité des effets de voisinage

Dans cette sous-section, nous voulons montrer que les effets de quartier et en particulier les effets de voisinage peuvent se manifester de manière non-linéaire. Il est effectivement très probable que les effets potentiellement négatifs démontrés dans la littérature ne se produisent qu'au delà d'un certain seuil. Cette question a déjà intéressé un certain nombre d'économistes

urbains. C'est pourquoi, dans un second temps, nous dressons une brève revue de littérature des travaux qui ont déjà tenté de répondre à cette question.

1.2.2.1 Les effets de quartier sont-ils linéaires ?

Un certain nombre des mécanismes relatifs aux effets de quartier et déjà mentionnés dans une section précédente sont susceptibles de se manifester de manière non-linéaire. Dit autrement, ces mécanismes sont susceptibles de se manifester au delà d'un certain seuil. Nous listons, ci-dessous, ceux qui peuvent potentiellement produire une relation non-linéaire entre les caractéristiques du quartier et les performances d'un individu.

– *La socialisation collective :*

Comme nous avons pu le voir, les théories de la socialisation collective se concentrent sur le rôle et l'influence qu'exercent les groupes sociaux sur les attitudes, valeurs et comportements d'un individu. Cet effet se produit dans la mesure où l'individu entre en contact social avec le groupe *et* que ce groupe incite davantage à se conformer à ses normes que les groupes concurrents. Ces deux conditions peuvent impliquer l'existence d'un seuil. Étant donnée l'importance des contacts interpersonnels dans le processus de socialisation, si les individus qui constituent le groupe de référence sont dispersés dans l'espace, ils sont moins susceptibles de transmettre leurs normes. C'est seulement à partir du moment où le groupe atteint une densité critique dans cet espace qu'il est en mesure de façonner le comportement des autres. Passé ce seuil, comme de nouveaux membres adhèrent au groupe, la puissance du groupe à conformer les autres se développe très probablement de manière non-linéaire.

– *Les théories de la contagion :*

Le principe de base des théories de la contagion repose sur l'idée selon laquelle les individus vivant dans une communauté où certains de leurs voisins exhibent des comportements non-normatifs, seront plus enclins à adopter ce type de comportements eux-mêmes. Par l'intermédiaire des effets de pairs, les problèmes sociaux sont donc perçus comme contagieux. Dans le modèle proposé par Crane (1991), pour expliquer l'incidence et la propagation des problèmes sociaux, il est fait appel à la notion de "niveaux critiques". Si les problèmes sociaux observés restent en deçà d'un seuil donné, les risques de propagation sont relativement faibles. S'ils dépassent le seuil critique, le processus se développe de manière quasi-exponentielle, d'où l'utilisation du terme "épidémie".

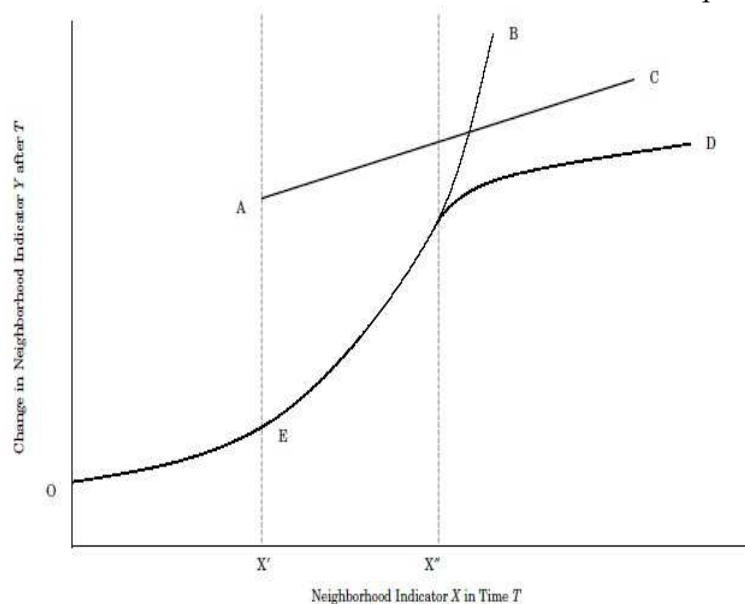
– *La discrimination territoriale :*

Il est également concevable que la manifestation de la discrimination d'un quartier soit effective au delà d'un certain seuil donné. A titre illustratif, on se place dans un cas où la stigmatisation résulte de la présence d'un groupe donné dans la population d'un quartier : on peut penser à un quartier qui est sujet à une délinquance assez élevée et où tout individu du quartier serait considéré comme potentiellement délinquant en raison du fait qu'il y réside. Dans un tel cas, il est peu probable que les opinions et perceptions des individus, concernant les résidents et la réputation de ce quartier, changent de façon linéaire en fonction des changements marginaux dans le nombre de délinquants du quartier. C'est uniquement lorsqu'un seuil critique a été atteint, en termes de densité critique pour le groupe de référence, que l'opinion publique est susceptible d'avoir des *a priori* et de se retourner contre ce quartier et ses habitants.

Enfin, Galster (2008) note également que les non-linéarités peuvent découler de la nature même du processus de choix des variables dichotomiques dans les travaux effectués par les économistes. Par exemple, les choix des individus de se déplacer, de changer de logement ou de participer au marché du travail sont souvent modélisés à l'aide de modèles *logit* et *probit*. De cette manière, il est difficile d'analyser l'existence d'effets linéaires puisque de telles méthodes nécessitent des variables dichotomiques qui impose des seuils, par construction. Nous revenons sur ces problèmes dans la sous-section suivante qui s'intéresse à quelques travaux ayant essayé de considérer la non-linéarité des effets de voisinage.

La présence d'effets non-linéaires est lié à des effets de seuil. Si l'on constate que certains effets s'atténuent ou s'accroissent au-delà de certain seuils, alors il est évident que les effets ne se produisent plus de manière linéaire. Formellement, les effets de seuils sont une sorte particulière de relation causale dans laquelle la magnitude de l'influence causale change dramatiquement au-delà d'un seuil donné. Le graphique suivant, tiré de l'article de Galster (2002), permet de mieux se représenter la non-linéarité des effets de quartier et l'existence d'effets de seuils. Graphiquement, un effet de seuil implique une relation non-linéaire extrême entre une variable indépendante (X) et une variable dépendante (Y), passée une certaine valeur de X. Cette relation non-linéaire peut être une fonction continue, comme les lignes OEB ou OED ou une relation discontinue, comme les segments OE et AC. Le point X' indique le point critique et le point X'' représente un second effet de seuil pour la droite OED.

FIGURE 1.5 – Illustration de la non-linéarité des effets de quartier



Source : Galster (2000).

1.2.2.2 La prise en compte de la non-linéarité dans les travaux empiriques

Étudier la forme fonctionnelle de la relation entre le pourcentage de résidents défavorisés dans un quartier et l'externalité générée pour un individu donné, suppose que la modèle économétrique utilisé pour étudier cette relation permette l'estimation de relations non-linéaires. Actuellement, encore peu de travaux empiriques cherchent à tester la non-linéarité de la relation entre la situation d'un quartier et différents indicateurs de performances pour les individus. On peut néanmoins en recenser quelques-uns dont certains font l'objet de plus amples descriptions dans les paragraphes suivants : Vartanian, 1999 ; Galster, 2002 ; Weinberg *et al.*, 2004 ; Galster *et al.* 2000, 2007, 2008.

Parmi les premiers travaux, on peut citer notamment celui de Galster *et al.* (2000). Les auteurs s'intéressent aux effets de seuils de quatre aspects différents relatifs à l'environnement du quartier : le taux de pauvreté, le taux de non-emploi des adultes, le taux de familles monoparentales (composée de la mère et ses enfants), le taux d'abandon scolaire. A partir de données du recensement sur les aires métropolitaines américaines, ils analysent la relation entre les valeurs de différents indicateurs en 1980 (part des propriétaires, taux de pauvreté, part des actifs peu qualifiés) et les changements ultérieurs des quatre indicateurs entre les années 1980 et 1990. En termes de recommandations de politiques publiques, les résultats suggèrent de distinguer deux approches différentes : (1) D'une part, les mesures préventives doivent cibler

des quartiers dont un des facteurs préoccupant s'aggrave mais qui n'a pas encore dépassé le seuil critique. Le but d'une telle politique étant alors d' "empêcher" les quartiers, engagés dans une trajectoire défavorable, de dépasser la valeur du seuil critique au-delà duquel la situation se détériore beaucoup plus vite. (2) D'autre part, les mesures correctives qui doivent cibler les quartiers avec une valeur stable qui est au dessus du seuil pour un indicateur donné. Le but de telles mesures est alors de diminuer la valeur de cet indicateur au niveau du seuil, car sinon cela conduirait le quartier à un risque de dégradation non contrôlable.

Par la suite, Galster (2002) s'est intéressé aux conséquences de vivre dans un quartier pauvre sur le fait d'exercer un comportement négatif (mesuré par un comportement criminel ou l'abandon scolaire ou la durée des épisodes de pauvreté), à partir de données américaines. Il a montré que cet effet est nul jusqu'au moment où le taux de pauvreté du quartier excède 20%. A partir de ce seuil, les externalités négatives produites augmentent rapidement jusqu'à ce que le quartier ait atteint un taux de pauvreté de 40%. Les augmentations ultérieures du taux de pauvreté n'ont que des effets marginaux faibles. Concernant les effets négatifs sur l'accès à l'emploi, ils sont nuls tant que le taux de pauvreté dans le quartier n'a pas atteint 15%. Entre 15% et 30% de taux de pauvreté, les effets augmentent considérablement mais, au delà, les effets d'une hausse du taux de pauvreté restent très faibles.

Dans un travail cité antérieurement, Weinberg *et al.* (2004) testent également la non-linéarité des effets de voisinage. Dans leur analyse des effets de l'influence sociale et de la proximité aux emplois sur le statut d'emploi, ils cherchent à vérifier si ces effets ne sont pas plus importants à l'extrémité de la distribution. Cette hypothèse est examinée par l'introduction de termes quadratiques, pour les variables relatives aux caractéristiques du quartier, dans les modèles expliquant les heures annuelles travaillées par les individus. Les variables censées mesurer les interactions sociales comme le taux d'emploi des hommes ou la part des individus diplômés du supérieur dans le quartier produisent les effets plus forts à l'extrémité inférieure de la distribution. Inversement, ils trouvent que les effets de vivre dans un quartier où l'abandon scolaire est important et où le recours à l'assistance est élevé sont plus forts dans les hautes valeurs de la distribution.

Plus récemment, Galster *et al.* (2007) analysent l'influence de la pauvreté du quartier durant l'enfance sur le fait d'avoir un enfant avant 18 ans, sur l'éducation et sur les gains ultérieurs, à partir de l'enquête PSID américaine appariée au recensement. Pour analyser les probables effets non-linéaires de vivre dans un quartier pauvre sur les différentes variables de résultats,

les auteurs travaillent sur des échantillons de quartiers appartenant à des percentiles différents. Par exemple, ils regardent les effets sur les quartiers appartenant au 10ème percentile (qui représente la situation la plus défavorable), au 25ème percentile ou encore à la moyenne. Ils trouvent que les effets sont plus importants pour les quartiers appartenant aux percentiles les plus faibles. Ce constat est vérifié pour la probabilité d'avoir un enfant précocement, d'abandonner les études ou sur le montant des gains ultérieurs. Ils concluent que les conséquences de vivre dans un quartier où le taux de pauvreté est élevé sont particulièrement importantes sur le développement des enfants dès lors que ce taux dépasse les 20%.

Une autre étude de Galster *et al.* (2008) utilise une base de données longitudinales composée de tous les adultes en âge de travailler en Suède durant la période 1991-1999 pour étudier le degré à partir duquel la composition du quartier en termes de revenus influe sur les gains des individus ultérieurement. L'analyse distingue également le genre et le statut d'emploi (temps plein ou non). Les auteurs développent des modèles d'équations différentielles pour contrôler des caractéristiques individuelles inobservées et des caractéristiques individuelles qui ne varient pas dans le temps. Globalement, les modèles révèlent des effets importants et significatifs, de nature souvent non-linéaires, du pourcentage des voisins à faibles, moyens et hauts revenus dans le quartier sur les gains ultérieurs des individus.

La section suivante revient sur les différents travaux empiriques qui ont analysé les problèmes de *Spatial Mismatch*. Ceux-ci portent généralement sur le cas des villes américaines, mais de plus en plus de travaux focalisés sur d'autres villes se développent, notamment des villes européennes.

1.2.3 Les travaux empiriques sur l'hypothèse de *Spatial Mismatch*

Les travaux sur l'hypothèse de *Spatial Mismatch* sont partagés quant à leurs conclusions. Certains tendent à confirmer l'effet potentiellement défavorable du fait de résider loin des emplois sur le chômage ou la recherche d'emplois, alors que d'autres non. La grande diversité des terrains d'études, des méthodologies appliquées ou des indicateurs retenus pour mesurer l'accessibilité aux emplois expliquent ces résultats divergents¹³.

La sélection de travaux aux États-Unis et en Europe, qui suit, montre que cette question dépasse largement les frontières américaines et que cette hypothèse peut se vérifier dans des

13. De nombreux articles dressent une revue de littérature de l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. On peut citer : Holzer, 1991 ; Kain, 1992 ; Ihlanfeldt et Sjoquist (1998) ; Gobillon *et al.*, 2007.

contextes différents. En Europe, il faut garder à l'esprit que la configuration des villes n'est pas forcément la même qu'aux États-Unis. L'emploi est souvent localisé dans les centres des villes au lieu de l'être en banlieue. Les distinctions noirs-blancs ne sont pas forcément adéquates en Europe, puisque la ségrégation s'y fait souvent sur la base de caractéristiques socio-économiques plutôt qu'ethniques.

1.2.3.1 Les travaux qui confirment l'hypothèse de *Spatial Mismatch*

Une partie de ces travaux analyse directement l'effet de l'accessibilité physique aux emplois du lieu de résidence sur la situation d'emploi. Ces travaux permettent de démontrer ou vérifier empiriquement les mécanismes théoriques évoqués comme la moindre efficacité de la prospection d'emplois et la diminution des opportunités d'emplois. Une autre partie de ces travaux se concentre plus spécifiquement sur les avantages que procurent la possession d'un véhicule. Disposer d'une voiture notamment, permet de s'affranchir des problèmes d'éloignement physique aux emplois et ainsi d'augmenter ses chances de réussite sur le marché du travail. Ces deux grands groupes de travaux ne sont donc pas sans lien et tendent à montrer l'importance de la proximité aux emplois ou du moins l'importance de leur accessibilité.

– *Le rôle de la proximité aux emplois*

Assez logiquement le premier travail sur cette thématique est celui de Kain (1968). À l'origine, Kain cherche à analyser la relation entre la ségrégation sur le marché du logement et la distribution de l'emploi des noirs. Selon l'auteur, la ségrégation raciale sur le marché du logement serait susceptible de réduire les opportunités d'emplois des noirs qui sont déjà affectés par une discrimination de la part des employeurs et des faibles niveaux d'éducation. Cette situation serait également aggravée par la croissance des métropoles qui a également accentué la ségrégation sur le marché du logement. L'auteur teste cette idée à partir de données sur les villes de Chicago et Détroit. À partir de simples régressions de type MCO, il montre que la ségrégation sur le marché du logement affecte clairement la distribution du taux d'emploi des noirs. Les données sur la ville de Chicago lui permettent également de tester empiriquement l'impact de la dispersion des emplois sur les opportunités d'emplois des noirs durant la décennie 1950-1960. L'effet trouvé l'amène à la conclusion selon laquelle les taux de chômage élevés observés pour les noirs sont attribuables à des changements défavorables dans la localisation des emplois, après la seconde guerre mondiale. Ce qui constitue en soi les prémices de

l'hypothèse de *Spatial Mismatch*, même si le terme n'est à aucun moment utilisé.

Une autre étude célèbre sur la question est celle d'Ihlanfeldt et Sjoquist en 1990. Les auteurs analysent la relation entre la proximité des emplois et la probabilité d'être en emploi pour un échantillon de jeunes. Ils ont recouru à de simples modèles de type MCO ou *logit* et estiment les effets dans différentes villes telles que Philadelphie, Chicago et Los Angeles, pour les noirs et blancs séparément. Les résultats pour la ville de Philadelphie montrent que la proximité aux emplois a un effet positif sur l'accès à l'emploi des jeunes, qu'ils soient Noirs ou Blancs. Il est montré que les différentiels dans l'accessibilité aux emplois expliquent une grande partie des différences observées dans les taux d'emplois entre les noirs et les blancs. Les résultats obtenus sur les autres villes confirment ces observations mais suggèrent que l'effet de l'accessibilité aux emplois sur les jeunes Blancs varie selon les métropoles.

Zax et Kain (1996) inversent la relation puisqu'ils regardent l'impact de la délocalisation d'une entreprise du centre de Détroit vers un quartier de banlieue majoritairement blanc sur la mobilité des travailleurs et le taux d'emploi. Les auteurs mettent en place des régressions de type *probit* pour expliquer la probabilité de se déplacer ou de déménager sur des données issues du recensement de 1970. Ils montrent que : puisque les employés blancs sont confrontés à des déplacements plus importants, ils ont tendance à se rapprocher de la nouvelle localisation de l'entreprise. En revanche, les employés noirs qui changent de localisation demeurent assez peu nombreux. Ils montrent aussi que l'allongement des distances qui résulte de la délocalisation des entreprises conduit les employés noirs à quitter leurs emplois.

Rogers (1997) propose une analyse de la relation entre durée du chômage et la distribution spatiale des emplois sur l'aire métropolitaine de Pittsburgh. Elle utilise la base de données individuelles Comprehensive Wage and Benefits History. L'impact de l'accessibilité aux emplois est étudié à l'échelle du code postal. Les résultats montrent que les individus qui bénéficient d'une meilleure accessibilité aux emplois sont ceux qui connaissent les épisodes de chômage les plus courts. L'auteur est l'une des premières à avancer que la significativité de l'effet trouvé est sensible à la spécification de la distance et de l'emploi dans l'indicateur utilisé. L'auteur compare également les effets de l'accessibilité aux emplois sur des échantillons d'individus ayant des niveaux d'éducation différents. Un effet significatif est observé pour les moins diplômés tandis que l'effet disparaît pour ceux ayant un diplôme du supérieur. Un constat qui confirme que le problème touche avant tout les populations les plus fragiles.

La contribution de Raphael (1998) vient également confirmer l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Une des grandes originalités de cette recherche est la mesure de l'accessibilité aux emplois. Cette mesure capture les disparités de taux de croissance net de l'emploi plutôt que les variations du niveau de l'emploi. Elle prend également en compte la proximité d'un quartier à toutes les autres aires au sein du marché local du travail. L'indicateur considère que chaque individu peut potentiellement aller de son quartier à toutes les aires du marché, ce qui constitue une amélioration par rapport aux indicateurs souvent utilisés qui, eux, reposent sur une limite arbitraire permettant de définir l'espace accessible à partir d'un quartier donné. L'analyse porte sur San Francisco, Oakland et San Jose en 1990. Les résultats des régressions sur des jeunes hommes ayant entre 16 et 19 ans¹⁴ montrent notamment que le différentiel d'accessibilité explique 30 à 50% du différentiel de taux d'emploi dans les quartiers entre les blancs et les noirs.

Le travail d'Immergluck (1998) essaye de répondre à la question suivante : est-ce que la proximité à des emplois adaptés à ses compétences augmente le taux d'emploi ? Pour cela, il utilise les données du recensement de 1990 sur l'aire métropolitaine de Chicago. Les résultats des estimations de type 2MCO montrent que les effets de la proximité aux emplois sur le taux d'emplois, dans le quartier, dépendent du rapport des emplois sur la population active, mais aussi de la catégorie socio-professionnelle de ces emplois et de l'appariement de ces derniers avec les compétences des résidents. Quand ces trois caractéristiques de la demande de travail sont combinées, elles peuvent avoir un effet non-négligeable sur le taux d'emploi dans le quartier. Ce travail est l'un des premiers à montrer l'importance de considérer l'adéquation entre les compétences des individus et celles requises pour les emplois proposées.

Dans leur article de 2002, Bouabdallah, Cavaco et Lesueur s'intéressent aux effets des contraintes spatiales sur la durée du chômage en France. Dans un premier temps, un modèle de recherche est développé pour expliquer les déterminants du choix de l'horizon spatial de recherche et l'effet de ce choix sur la durée de chômage. Dans un second temps, le modèle théorique est testé à partir d'estimations empiriques sur l'enquête Trajectoires des Demandeurs d'Emplois de la DARES pour une cohorte d'individus suivis sur la période 1995-1998. Les auteurs estiment l'effet d'augmenter sa zone de prospection sur la durée de chômage et trouvent un effet négatif de cette variable sur la durée (élargir sa zone de prospection permet

14. Cette stratégie de travailler sur des échantillons de jeunes est souvent privilégiée pour une raison déjà évoquée précédemment. A savoir que ce moyen permet de contourner ou limiter le problème de l'endogénéité du lieu de résidence car les parents ne connaissent pas les préférences des enfants lorsqu'ils choisissent le lieu de leur domicile.

de diminuer la durée de chômage). Les avantages obtenus en termes d'opportunités d'emplois semblent donc l'emporter sur les inconvénients en termes de coûts de prospection.

Cavaco et Lesueur (2004) réalisent une recherche proche de la précédente dans laquelle ils analysent les effets des contraintes spatiales, au sens large, sur la durée du chômage. Les auteurs utilisent la même enquête et une méthodologie similaire. Ils expliquent d'abord la décision de mobilité spatiale par les différentes contraintes spatiales suivantes : la distance aux emplois, le temps de déplacement domicile/travail de l'emploi précédent et les moyens de déplacement. Ils observent que la distance aux emplois joue positivement sur la décision de mobilité (plus on est proche des centres d'emplois, moins on est mobile) ou que le fait de posséder une voiture accroît la possibilité de choisir la mobilité. Ensuite, ils analysent l'impact d'être mobile sur les durées du chômage¹⁵. Les résultats montrent un effet significatif et négatif de la mobilité sur les durées de chômage des demandeurs d'emplois. Les auteurs concluent que les avantages procurés par la mobilité, en termes d'augmentation des opportunités, l'emporte finalement sur les conséquences associées à cette décision en termes de coûts de déplacements.

Martin (2004) teste l'hypothèse de *Spatial Mismatch* à partir d'un indicateur qui permet de mesurer le degré de séparation des localisations des emplois et des lieux d'habitation au sein des aires métropolitaines américaines. Cet indicateur est ensuite utilisé pour déterminer si la séparation spatiale entre la localisation des résidences des noirs et la localisation des emplois a un impact sur les performances des noirs sur le marché du travail sur la période 1980-1990. Les résultats des estimations sont déclinés par catégories d'âge mais aussi par genre. Les auteurs montrent que le taux de chômage a augmenté dans les aires métropolitaines où les emplois ont délaissé les quartiers résidentiels Noirs. Inversement, le taux de chômage a diminué dans les aires où les résidents Noirs peuvent plus facilement se déplacer vers les aires qui ont vu l'emploi augmenter. L'augmentation de la séparation spatiale des emplois et des résidences des Noirs a augmenté le taux de chômage pour une majorité de Noirs, excepté pour les femmes âgées de 25 à 54 ans. L'impact est particulièrement fort pour les plus jeunes actifs.

En 2005, Patacchini et Zenou s'intéressent aux liens entre l'accessibilité aux emplois, le mode de transport et l'activité de recherche d'emploi et prennent comme champs d'application particulier les régions en Angleterre. L'article propose, en premier lieu, un modèle théorique pour expliquer les mécanismes relatifs à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Ce modèle

15. A noter que cette procédure en deux étapes, comme dans le travail précédent, permet de contrôler d'un potentiel biais d'endogénéité de la décision de mobilité ou de la décision d'élargissement de la zone de prospection (pour le travail précédent des auteurs).

distingue Blancs et non-Blancs et montre, pour les deux populations, que des temps de déplacements plus longs pour rejoindre les centres d'emplois conduisent à des efforts de recherche plus faibles, car cela devient plus coûteux. Le modèle montre également qu'à distances égales des centres d'emplois, les Blancs cherchent un emploi plus intensément que les autres. Ce constat s'explique par des différences entre les deux groupes en ce qui concerne les modes de transport. En second lieu, les auteurs testent les prédictions du modèle sur données anglaises. Les résultats des estimations confirment que le fait de résider dans les aires où les durées de déplacement sont les plus élevées conduit les chômeurs à chercher moins intensément que s'ils étaient localisés dans celles où les durées de déplacement sont plus faibles. Ils montrent aussi que l'accès à la voiture augmente l'intensité de l'effort de recherche pour les Blancs et les non-Blancs et que, pour un niveau donné d'accessibilité aux emplois, les Blancs cherchent plus intensément que les autres. La partie théorique et la partie empirique montrent que les différences, en ce qui concerne l'activité de recherche, entre les blancs et les autres s'expliquent par des différences d'accessibilité aux emplois et d'accès à un véhicule privé.

Rospabé et Selod (2006) s'intéressent aux effets du *Spatial Mismatch* (et plus largement de la structure des villes) sur le chômage, dans le cas de la ville du Cap en Afrique du Sud. Les auteurs cherchent à montrer que l'organisation spatiale des villes peut affecter les performances observées sur le marché du travail. Pour cela, ils retiennent des indicateurs qui doivent permettre de contrôler des mécanismes propres à la ségrégation résidentielle (source d'effets de voisinages potentiellement négatifs) et de l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. L'une des limites de leur approche reste toutefois de ne pas pouvoir contrôler d'éventuels problèmes d'endogénéité liés au choix de localisation résidentielle. Les résultats des estimations montrent, outre un effet défavorable de caractéristiques relatives à la composition socio-économique du lieu de résidence comme le revenu médian de la zone d'emploi, que la distance moyenne domicile-travail a un effet favorable sur la probabilité d'être au chômage.

Enfin, Aslund *et al.* (2010) étudient l'impact de la proximité aux emplois sur l'accès à l'emploi et les gains salariaux dans le cas de la Suède. Les auteurs utilisent des données qui renseignent à un niveau spatial très fin la localisation résidentielle des individus et des emplois, pour montrer que la proximité aux emplois joue positivement sur les performances des individus sur le marché du travail. Pour s'assurer de la robustesse des résultats et de l'absence de biais d'endogénéité, les auteurs exploitent ensuite une politique suédoise de répartition des réfugiés dans différents quartiers avec des degrés d'accessibilité aux emplois divers. Ce pro-

cédé garantit que les individus de cet échantillon ont des localisations résidentielles exogènes. En travaillant sur ce nouvel échantillon, ils confirment l'effet significatif et positif de l'accessibilité sur l'emploi. Ils montrent que les réfugiés qui étaient placés dans des localisations avec peu d'emplois en 1990-1991 restent désavantagés sur le marché du travail en 1999. Le fait d'augmenter le nombre d'emplois dans la localisation initiale tend également à augmenter la probabilité d'être en emploi en 1999.

– *Le rôle de l'accès à la voiture*

L'un des premiers travaux sur ce thème est celui de Ong (1996). Il prend comme point de départ le fait que les individus les plus fragiles sont relégués au centre de la ville alors que les emplois se délocalisent en banlieue, ce qui représente une source de désavantage. Il cherche à voir quels sont les effets de posséder une automobile pour des bénéficiaires d'aides sociales sur différents indicateurs de réussite sur le marché du travail. La voiture doit permettre aux individus de rechercher des emplois dans des zones plus distantes, d'accepter des postes dans des lieux éloignés du domicile ou encore d'améliorer la présence au travail (absence et/ou retards). A partir d'une enquête sur les allocataires d'aides sociales en Californie, il montre que ceux qui possèdent une voiture bénéficient d'un avantage de taille en termes d'emplois, d'heures travaillées ou de gains.

Une autre étude de Ong (2002) s'intéresse au rôle de la possession d'une voiture en tant qu'élément facilitant l'accès à l'emploi (dans le sens obtention d'un emploi) pour des bénéficiaires d'aides sociales et notamment à la recherche d'emploi. L'étude est effectuée à partir de données sur des individus bénéficiant du programme "Temporary Assistance to Needy Families" de 1999-2000 pour la ville de Los Angeles. Pour contrôler du potentiel problème d'endogénéité entre l'emploi et la possession d'une voiture, l'auteur utilise comme variables instrumentales les primes d'assurance et la densité de population, pour la possession d'une voiture. Les résultats empiriques des régressions (modèles *probit*) montrent un effet important de la possession de voiture sur la probabilité d'être en emploi.

Raphael et Rice (2002) tentent d'aller plus loin et cherchent à évaluer si la relation positive entre la possession d'une voiture et les gains en termes d'emploi (probabilité d'avoir un emploi, salaires) reflète un effet causal de la possession d'une voiture. Les auteurs mobilisent des données de l'enquête américaine Survey of Income and Program Participation sur la période 1992-1993. Ils utilisent des régressions de type MCO et 2MCO pour analyser l'effet de la possession

d'une voiture sur la probabilité d'être en emploi, le nombre d'heures travaillées et le salaire horaire. Les régressions montrent globalement d'importantes différences en ce qui concerne le taux d'emploi, le nombre d'heures travaillées par semaine et le salaire horaire, entre ceux qui disposent d'une voiture et ceux qui n'en disposent pas.

Kawabata (2003) se penche sur le cas de ceux qui ne possèdent pas de voiture avec l'idée de vérifier, pour cette population, la relation entre l'accessibilité aux emplois et les performances sur le marché du travail. L'auteur se concentre sur les actifs peu diplômés et qui résident dans les métropoles de Boston, San Francisco et Los Angeles. Les résultats des estimations montrent que l'accessibilité aux emplois augmente significativement la probabilité d'être employé mais aussi la probabilité de travailler plus de 30 heures par semaine pour les individus ne possédant pas de voiture, dans les villes de San Francisco et Los Angeles. Dans ces deux villes, l'effet de l'accessibilité aux emplois est plus fort sur les individus qui ne disposent pas de voiture comparativement aux autres. L'auteur explique que ce résultat ne se retrouve pas pour la ville de Boston car c'est une ville beaucoup plus compacte avec un système de transport relativement bien développé.

Enfin, Gurley et Bruce (2005) s'intéressent encore au lien entre l'accès à la voiture et les performances sur le marché du travail pour des populations de bénéficiaires d'aides sociales vivant dans l'État du Tennessee. Leur approche se distingue des précédentes par une analyse du fait d'avoir accès à une voiture (plutôt qu'en posséder une) et par la distinction entre milieux rural et urbain. Ils prennent également en compte le problème de simultanéité entre accès à la voiture et les performances en emploi. Les résultats sont conformes à ceux des précédents travaux sur la question. Ils trouvent que l'accès à la voiture augmente généralement la probabilité d'être employé et de quitter le programme d'aides sociales. L'accès à la voiture augmente le nombre d'heures travaillées et permet également de trouver des emplois mieux rémunérés.

1.2.3.2 Les travaux qui ne confirment pas l'hypothèse de *Spatial Mismatch*

Parmi les premières recherches sur la question qui sont les plus citées, on peut recenser celle d'Ellwood (1983). Dans son article, l'auteur examine l'hypothèse selon laquelle le mauvais appariement géographique entre les résidences des jeunes noirs et les emplois qu'ils pourraient occuper est responsable des hauts taux de chômage observés pour cette catégorie de population. A partir de données du recensement de 1970 pour la ville de Chicago, l'auteur montre que les différentiels importants en termes de taux d'emplois entre noirs et blancs ne s'expliquent

pas par des inégalités relatives à la proximité géographique aux emplois. Par exemple, des jeunes Noirs et Blancs avec une proximité semblable aux emplois ont des écarts de taux semblables à une configuration où certains habiteraient près des emplois et les autres non.

La recherche de Ross (1998) est à rapprocher de celle d'Ellwood (1983) qui arrivait à la conclusion que les disparités observées sont dues à des inégalités entre noirs et blancs plutôt qu'à des problèmes d'accessibilité aux emplois. La fameuse phrase "Race, not Space" résume bien cette idée. À partir de l'enquête PSID pour la période 1983-1986, l'auteur cherche à tester si la race et l'accès à l'emploi ont un effet indépendant sur la probabilité jointe de changer de résidence et de changer d'emploi. Si les résultats ne montrent pas que la race influe directement sur cette probabilité jointe, ils montrent qu'une mauvaise accessibilité aux emplois a, elle, un effet négatif. Comme les noirs sont généralement concentrés dans le centre des villes américaines, les résultats suggèrent qu'ils ne sont pas forcément en mesure de s'ajuster géographiquement lorsque de nouveaux emplois sont créés en banlieue. Ross rejoint Ellwood dans les conclusions de son travail : l'effet direct de la race sur la probabilité jointe de déménager et de changer d'emploi survient uniquement en raison de différences raciales dans la localisation résidentielle.

Parmi les recherches outre-atlantiques qui étudient l'hypothèse de *Spatial Mismatch* on peut citer celle de Fieldhouse (1999) qui cherche à vérifier sa pertinence pour expliquer le chômage des minorités ethniques dans la ville de Londres. Les minorités ethniques incluent les noirs, les indiens, les pakistanais et bangladais, chinois et autres asiatiques. Il cherche aussi à évaluer l'importance de la distribution géographique des minorités ethniques et d'autres facteurs dans l'explication des différences de taux de chômage. Il utilise, comme mesure des emplois disponibles localement, le rapport entre le total d'emplois dans la zone et le total d'actifs résidents. Les résultats pour les différents groupes ethniques montrent que les noirs et les pakistanais/bangladais sont pénalisés sur le marché du travail pour trois raisons : ils vivent dans des aires aux caractéristiques défavorables (parmi lesquelles on trouve le problème de la faible disponibilité des emplois) et sont concentrés dans des logements sociaux ; ils possèdent eux-mêmes des caractéristiques socio-économiques défavorables ; ils souffrent également d'un autre inconvénient qui peut être décrit comme un effet résiduel en partie attribuable à de la discrimination. Ces résultats montrent une relation claire entre le taux de chômage des minorités ethniques et les caractéristiques des aires dans lesquelles elles résident, mais ils ne montrent pas un effet très important du mauvais appariement spatial entre la localisation des emplois et

des résidences. Le *Spatial Mismatch* n'est qu'une explication parmi d'autres pour rendre compte du chômage des noirs par exemple, mais se révèle être une explication non satisfaisante pour le chômage des asiatiques.

Par la suite, une recherche de Gottlieb et Lentnek (2001) cherche à tester les deux mécanismes basiques mis en avant dans la littérature sur l'hypothèse de *Spatial Mismatch* : (1) Les Noirs ont des déplacements plus importants car ils sont confrontés à une forme de discrimination sur le marché du travail et/ou sur le marché du logement ; (2) les habitants des centres-villes ont des déplacements plus importants car les emplois sont plus rares en centre-ville. Pour cela, ils développent un protocole qui permet de comparer des paires de quartiers résidentiels de Cleveland, dont deux où la population est à dominante blanche et deux où la population est à dominante noire. L'un est localisé au centre de la ville et l'autre en banlieue. Le protocole permet de vérifier l'effet de chaque facteur tout en contrôlant de l'autre et donc de savoir si c'est un problème de "Race" ou de "Space". Les résultats ne confirment pas de façon évidente que les habitants du centre souffrent d'une mauvaise accessibilité aux emplois. Ils montrent aussi que les Noirs de banlieues ont des déplacements plus importants que les Blancs de banlieue, alors que les premiers ont potentiellement accès à plus d'emplois correspondant à leurs compétences. Les résultats permettent de trancher entre les deux mécanismes testés. Les problèmes de plus longues distances observées pour les Noirs par rapport aux Blancs, pour un lieu de résidence donnée, peuvent s'expliquer par les contraintes rencontrées sur le marché du logement et le marché du travail (les conséquences de la discrimination). En revanche, ils ne s'expliquent pas par le fait que les emplois sont moins nombreux au centre qu'en périphérie.

Dujardin *et al.* (2004, 2008) tentent à leurs tours de départager les effets de la ségrégation résidentielle et du *Spatial Mismatch* dans le cadre de la Belgique et de la ville de Bruxelles. Dans leur étude de 2004, les auteurs testent ces mécanismes sur le Recensement de la Population de 1991 à deux niveaux d'agrégation différents. Dans un premier temps, une estimation sur données agrégées (l'échelle du quartier) est utilisée pour expliquer le taux de chômage local par des indicateurs de ségrégation résidentielle et d'accessibilité physique aux emplois. Les résultats montrent des effets significatifs de la composition des quartiers ainsi que de l'accessibilité aux centres d'emplois. Dans un second temps, les auteurs estiment la probabilité de chômage au niveau individuel qui permet de contrôler des caractéristiques de l'individu ou de sa famille. Le biais d'endogénéité est contrôlé par le choix de se restreindre à un échantillon de jeunes vivant chez leurs parents. Si les effets de la ségrégation résidentielle se retrouvent aussi

bien au niveau agrégé qu'au niveau individuel, tel n'est plus le cas pour les problèmes d'accessibilité aux emplois. Le résultat observé sur données agrégées n'apparaît plus au niveau individuel. L'éloignement aux emplois diminue la probabilité d'être au chômage pour les jeunes. Les auteurs justifient l'absence du rôle négatif joué par la distance physique par la taille de l'agglomération de Bruxelles qui est trop petite pour que l'éloignement soit un vrai problème. L'étude de 2008, sur données individuelles confirme les effets trouvés avec un effort particulier pour tester la robustesse des résultats¹⁶.

Le travail de Gobillon et Selod (2007) s'inscrit dans la lignée du précédent. Les auteurs s'intéressent également aux rôles de la ségrégation résidentielle et de la déconnexion physique entre le lieu de résidence et les opportunités d'emplois, mais pour la région Ile-de-France. A partir de l'enquête emploi pour la période 1990-2002 appariées aux données du recensement et l'Enquête Globale Transport, ils analysent les effets d'indicateurs de ségrégation et d'accessibilité aux emplois sur le retour à l'emploi ou la sortie vers l'inactivité de demandeurs d'emplois. Les estimations portent d'abord sur l'échantillon globale puis les auteurs se restreignent aux individus qui vivent en HLM pour contrôler le biais d'endogénéité lié au choix du lieu de résidence. Comme les individus ne choisissent vraisemblablement pas le quartier dans lequel ils auront leur logement, on peut supposer que la localisation est quasi-exogène. Dans l'ensemble, les résultats montrent un effet négatif et significatif des indicateurs de ségrégation sur le retour à l'emploi qui traduisent potentiellement des problèmes de réseaux sociaux de mauvaise qualité, des effets de pairs défavorables ou de la discrimination territoriale. En revanche, les indicateurs d'accessibilité aux emplois ne révèlent que peu d'effets significatifs. L'hypothèse de *Spatial Mismatch* ne semble que partiellement vérifiée dans le cadre de la région Ile-de-France. Un travail plus récent de Gobillon *et al.* (2011), toujours sur la région Ile-de-France, confirme l'absence de problèmes d'accessibilité aux emplois et tend même à contredire ce constat.

Le travail de Hellerstein *et al.* (2008) revient sur la question clef sous-jacente à l'hypothèse de *Spatial Mismatch* : est-ce un problème du territoire ou de race ("Space" ou "Race") ? Les auteurs cherchent à défendre l'idée selon laquelle le taux de chômage élevé des Noirs s'explique surtout par un manque d'emplois dans lesquels ils sont susceptibles d'être embauchés. Ce ne serait donc pas uniquement un problème de "Space" mais de "Race". Ainsi, sous l'hypothèse de *Racial Mismatch* c'est la disponibilité locale des emplois pour les individus appartenant à une race qui importe pour un emploi. Dans un premier temps, les auteurs construisent des

16. Voir : Dujardin *et al.* (2008), "City structure and urban unemployment : the case of young adults in Brussels", *Urban studies*, vol. 45(1), pp. 89-113.

indicateurs de la présence d'emplois à un niveau spatial fin et trouvent que ces mesures de l'accessibilité ont un effet sur l'emploi des Noirs, comme le suggèrent la plupart des travaux sur la question. Dans un second temps, ils analysent les effets de mesures de la densité d'emplois en distinguant par races¹⁷. Ils trouvent que ce sont surtout la densité d'emplois de Noirs qui influence le taux d'emploi des noirs alors que la densité d'emplois de Blancs n'a que peu d'effets. Leurs résultats confirment que considérer seulement l'espace pour expliquer le taux de chômage des Noirs est erroné car il reste un rôle non négligeable de la race à considérer. Leur travail ne permet pas de trancher aussi catégoriquement que d'autres sur la question de la race ou du territoire mais montre en tout cas l'intérêt et la nécessité de ne pas négliger les problèmes de race.

Boustan et Margo (2009) analysent l'hypothèse de *Spatial Mismatch* sous un angle plutôt historique. Les auteurs prennent comme donnée le fait que selon cette hypothèse les Noirs, qui sont relégués dans le centre des villes, sont affectés par la délocalisation des emplois vers les banlieues périphériques. Partant de ce postulat, ils s'intéressent à un employeur particulier qui n'a pas connu ce mouvement de délocalisation : le service postal américain. L'idée est la suivante. Puisque cet employeur est resté historiquement au centre alors que les autres entreprises ont eu tendance à déménager, alors on devrait observer une augmentation de la part des employés Noirs dans les effectifs salariés. Cette substitution n'est observable que s'il existe effectivement un problème d'accessibilité aux emplois pour les noirs qui vivent dans les centres des villes. Cela devrait être particulièrement vrai dans les quartiers noirs connaissant une forte ségrégation. Les résultats de leur travail vont en partie dans ce sens et montrent que l'emploi des noirs dans le service postal est une fonction croissante de la ségrégation à partir des années 1960. C'est bien à partir de cette période que les emplois, tels que ceux du secteur manufacturier, ont quitté le centre des villes. Cette relation n'est valable que pour les emplois différents de celui de facteur. L'emploi de facteur reste en effet plus dispersé au sein de l'aire métropolitaine, contrairement aux postes administratifs, par exemple. Cependant, ces dernières années la relation entre le taux d'emploi des noirs et la ségrégation est moins évidente.

Matas *et al.* (2010) s'intéressent plus spécifiquement à l'impact de l'accessibilité aux emplois (et délaissent en partie le problème de ségrégation résidentielle) sur la probabilité d'emploi des femmes dans les aires métropolitaines de Madrid et Barcelone. A partir du recensement de 2001, les auteurs développent des estimations pour expliquer la probabilité d'être en emploi

17. Ils définissent par exemple les emplois de noirs comme l'ensemble des emplois qui sont occupés par des population d'afro-américains.

des femmes par des indicateurs relatifs aux caractéristiques personnelles, la ségrégation résidentielle et surtout le potentiel d'emplois disponible par le réseau de transports publics. Une attention particulière est portée aux problèmes habituels d'endogénéité grâce à des procédures d'estimations en deux étapes ou en travaillant sur un sous-échantillon (les femmes qui habitent au même endroit depuis 10 ans avec l'idée que le choix résidentiel de l'époque est quasi-exogène au statut d'emploi actuel). Dans l'ensemble, les résultats montrent que la mauvaise accessibilité aux emplois, par l'intermédiaire des transports publics, affecte la probabilité d'être en emploi. Toutefois, cet effet tend à s'atténuer à mesure que le niveau d'éducation de la femme augmente. Ils montrent également un effet significatif de la ségrégation résidentielle sur les performances sur le marché du travail.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons dressé une revue de littérature des mécanismes susceptibles d'expliquer comment le territoire pouvait expliquer les écarts de performances observés localement. Le rôle du territoire est étudié au travers du prisme des effets de quartier tandis que les contraintes spatiales le sont au travers du prisme du *Spatial Mismatch*.

Le terme d' "effets de quartier" regroupe un grand nombre de mécanismes différents qui ont pour point commun d'expliquer comment la composition socio-économique du quartier d'un individu peut avoir une influence et des répercussions sur son propre comportement ou ses propres performances. Vivre dans un quartier ségrégué et qui se caractérise par la concentration de populations particulièrement fragiles risque de produire des externalités négatives. La ségrégation résidentielle peut être source d'effets de contagions dans les comportements déviants, de frein à l'accumulation de capital humain. La composition d'un quartier concourt aussi à définir les normes sociales des individus au travers un processus de socialisation. C'est le cas lorsqu'un individu donné "reproduit" les comportements qu'il observe dans son entourage et qui lui paraissent être la norme. Ces types d'effets de quartier rentrent dans la catégorie des effets de quartier *endogènes*. Il s'agit d'effets qui surviennent lorsque les attitudes ou comportements des voisins ont une influence directe sur ceux des autres. Rentrent également dans cette catégorie le rôle des réseaux sociaux. On entend par là le fait qu'un individu ne puisse pas s'appuyer sur un réseau de qualité lorsqu'il recherche un emploi. Ce qui est susceptible de le pénaliser par rapport à d'autres.

Par ailleurs, les effets de quartier *endogènes* doivent être distingués des effets de quartier *corrélés* qui, eux, se produisent à partir du moment où les individus d'un quartier tendent à avoir les mêmes caractéristiques ou la même exposition à des forces structurelles plus importantes. On inclut généralement dans cette catégorie l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Selon cette hypothèse, la distance physique entre le lieu de résidence et les centres d'emplois potentiels est à l'origine des mauvaises performances des individus sur le marché du travail. Être éloigné des emplois a des répercussions en termes d'efficacité et d'intensité de la recherche d'emploi et donc sur la rapidité de la sortie du chômage. Cela induit également des coûts de déplacements plus élevés qui peuvent désinciter un individu à accepter un emploi, si le salaire proposé ne permet pas de les couvrir suffisamment.

On peut se poser la question de la légitimité de classer cette hypothèse de *Spatial Mismatch* parmi les effets de quartier *corrélés* puisque, par définition, ces effets doivent toucher tous les individus d'un quartier donné de la même manière alors que ce chapitre a montré que cette hypothèse concernait surtout les populations les plus fragiles (notamment les minorités ethniques aux États-Unis). Comme cette hypothèse concerne un type de population qui est souvent concentré dans les mêmes quartiers, en raison de choix de localisation résidentielle ou du fonctionnement du marché du logement, il est possible de réconcilier les deux. On peut avoir un quartier qui est caractérisé par l'enclavement physique aux opportunités d'emplois et qui abrite majoritairement les populations les plus fragiles. Ainsi, on observera une configuration où tous les individus d'un même quartier sont affectés par cette force structurelle plus importante.

Dans un deuxième temps, ce chapitre revient sur les travaux empiriques qui se sont intéressés aux effets de quartier en lien avec le retour à l'emploi. Les résultats des travaux qui cherchent à mettre au jour les liens entre les effets de quartier et la situation sur le marché du travail vont globalement dans le même sens et sont peu discutés. Quelle que soit la méthode retenue, il est commun de trouver que vivre dans un quartier ségrégué/défavorisé ait un impact négatif sur l'accès à l'emploi, le nombre d'heures travaillées ou les salaires obtenus, *toutes choses égales par ailleurs*. Il est aussi montré que vivre dans un quartier favorisé (au sens où il concentre une population aux caractéristiques socio-économiques favorables) améliore les chances de succès sur le marché du travail. Ces effets semblent agir de manière non-linéaires et ne deviennent véritablement importants qu'au delà d'un certain seuil : lorsque le quartier atteint un certain seuil de pauvreté ou lorsque les chômeurs dépassent un certain pourcentage

de la population active, par exemple.

Dans ces travaux comme dans ceux qui s'intéressent aux conséquences de la distance physique aux emplois, il est particulièrement important de considérer le fait que les individus ne choisissent pas de manière aléatoire leur lieu de résidence. Lorsque l'on observe un effet défavorable du quartier sur l'accès à l'emploi, c'est peut être parce que l'individu a des caractéristiques inobservables qui expliquent à la fois son manque de réussite sur le marché du travail et son choix de résider dans un tel quartier. C'est pourquoi, il est particulièrement important de considérer ce problème d'endogénéité qui peut biaiser la mise en évidence d'un mécanisme causal. Les résultats des méthodes qui contrôlent l'endogénéité du lieu de résidence ne remettent pas en cause cette causalité supposée entre le lieu de résidence et la réussite sur le marché du travail.

En ce qui concerne les travaux sur l'hypothèse de *Spatial Mismatch*, la revue de littérature a montré que les conclusions sont beaucoup plus variées. Certains tendent à la confirmer, tandis que d'autres l'infirmement ou la rejettent. Les raisons pour cela sont diverses. Cela peut tenir à la ville ou l'aire métropolitaine retenue lors de l'analyse. Le phénomène est avant tout né aux États-Unis et adapté à la configuration spatiale des villes américaines dans lesquelles le centre agglomère les populations noires alors que les emplois se déplacent dans les banlieues blanches périphériques. De telles configurations ne se retrouvent pas systématiquement dans les villes européennes où l'on observe plutôt l'inverse (les populations aisées au centre et les plus pauvres relégués en périphérie). Ce qui peut expliquer en partie que les travaux européens retrouvent moins ce problème de distance physique à l'emploi. Les différents travaux empiriques ont montré que cela pouvait tenir au choix des indicateurs pour mesurer l'accessibilité aux emplois. Ces indicateurs mesurent parfois juste l'emploi dans un rayon donné, d'autres mesurent l'accessibilité potentielle en tenant compte des modes de transport utilisés, d'autres prennent en compte la potentielle concurrence des actifs sur le marché du travail etc. Cette variété de stratégies ne permet pas toujours les comparaisons et ne conduit pas aux mêmes conclusions. Là encore, pour la lisibilité des résultats, il est indispensable de prendre en compte l'endogénéité du lieu de résidence. Il est également indispensable de démêler ce qui tient à un problème de l'espace ("Space") et ce qui tient des difficultés propres à l'origine ethnique ("Race"). Les travaux empiriques montrent que parfois les différences observées, en termes de taux de chômage entre les Blancs et les Noirs, ne s'expliquent pas par l'enclavement physique mais plutôt par la discrimination dont peut être victime l'un des deux groupes.

Chapitre 2

Les disparités locales du retour à l'emploi : mesures et statistiques

Sommaire

Introduction	89
2.1 Les disparités spatiales de sortie du chômage en France	91
2.1.1 Mesurer localement l'intensité du retour à l'emploi	91
2.1.2 Retour à l'emploi : disparités et régularités spatiales	96
2.1.3 Des effets de territoire dans toutes les régions	97
2.2 Les disparités spatiales de sortie du chômage en Ile-de-France	103
2.2.1 Les déterminants individuels de la durée du chômage en Ile-de-France	103
2.2.2 Éléments de comparaisons nationales	106
2.2.3 La géographie du retour à l'emploi en Ile-de-France	110
2.2.4 Analyse de la distribution spatiale du chômage	118
Conclusion	123
Annexe CHAPITRE 2	125

Introduction ¹

Dans ce premier chapitre, nous nous intéressons aux disparités locales de retour à l'emploi en France métropolitaine. Plus précisément, nous cherchons à établir la géographie de la sortie du chômage dans les vingt-deux régions françaises afin de vérifier la présence ou non de disparités et/ou de régularités spatiales. Pour cela, nous mobilisons le modèle SOLSTICE (Système d'Observation Localisé et de Simulation des Trajectoires d'Insertion, de Chômage et d'Emploi), développé au Centre d'Études de l'Emploi, qui permet d'évaluer les chances de retour à l'emploi des demandeurs d'emplois inscrits à Pôle Emploi. Les résultats montrent que les chances de retour à l'emploi sont très différentes d'une localité à l'autre. Un phénomène qui suggère des différences importantes dans les capacités des territoires à faciliter le retour à l'emploi.

Les disparités observées entre localités pourraient ne refléter que des différences en ce qui concerne les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi présents sur ces territoires. Une localité peut afficher des chances de retour à l'emploi meilleures qu'une autre en raison de la composition socio-économique de sa main d'œuvre qui est plus favorable à une reprise rapide d'un emploi. Afin de tenir compte de l'effet de cette composition socio-économique sur les disparités locales observées, deux types d'indicateurs sont estimés au niveau communal. Le premier indicateur, appelé "durée brute", correspond à durée moyenne de retour à l'emploi observée dans la commune. Nous postulons qu'elle combine deux effets : d'une part, la capacité du territoire à faciliter le retour à l'emploi, d'autre part, la capacité individuelle des demandeurs d'emploi à retrouver un travail ². Dès lors, pour bien séparer les effets de territoire des effets individuels, un deuxième indicateur, appelé "durée nette", est introduit. Il s'agit de la durée que l'on devrait constater si les demandeurs d'emplois, au sein d'une région donnée, avaient les mêmes caractéristiques sur tous les territoires. Si les disparités observées dans un premier temps se maintiennent, après que l'on ait contrôlé des caractéristiques de la main d'œuvre, c'est bien la preuve d'un rôle du territoire dans les chances du retour à l'emploi.

L'objet de ce chapitre n'est pas celui d'explicitier les effets de territoires qui peuvent rendre compte de ces disparités de situations observées, mais plutôt de montrer l'importance et la nécessité de considérer la dimension territoriale dans l'accès à l'emploi. Les analyses de ce cha-

1. Ce chapitre reprend vingt-deux études régionales sur les chances du retour à l'emploi pour le compte de la DARES (réalisées avec J. Bougard, E. Duguet, L. Goupil et Y. L'Horty) et synthétisées dans un document Premières Informations Premières Synthèses de 2009 (n°37). Il reprend également une partie de l'article : "Sortir du chômage en Ile-de-France : disparités territoriales, spatial mismatch et ségrégation résidentielle" co-écrit avec E. Duguet et Y. L'Horty et paru dans la *Revue Économique* en 2009 (n° 60(4)).

2. Qui est elle-même fonction de l'ensemble de leurs caractéristiques socio-économiques (telles que l'âge, le diplôme, les qualifications etc.).

pitre, effectuées sur les vingt-deux régions métropolitaines puis centrées sur la région Ile-de-France, confirment l'existence d'un effet territorial, auquel s'ajoutent des effets plus spécifiques à certaines régions. On observe que les chances de retour à l'emploi sont très différentes d'une localité à une autre. On relève également certaines régularités dans la distribution spatiale de ces chances. Il existe en effet des zones homogènes, du point de vue des chances du retour à l'emploi, qui ont par ailleurs la particularité de ne pas correspondre nécessairement à celles des zones d'emplois, des cantons ou de n'importe quel autre zonage existant.

La première section (SECTION 2.1) est une synthèse d'un travail effectué sur les régions françaises³. Nous analysons les vitesses de sortie des listes de Pôle Emploi⁴, mesurées au niveau géographique fin de la commune. Quelle que soit la région, nous montrons qu'il existe à la fois de fortes disparités et des régularités spatiales dans les vitesses observées. Ces dernières se maintiennent avec et sans contrôle des caractéristiques de la main d'œuvre locale. La diversité des régions métropolitaines permet aussi d'identifier des effets plus spécifiques à certaines régions qui sont plus ou moins favorables à une reprise rapide d'un emploi : effet "frontière" quand les localités tirent profit de la proximité avec un pays frontalier ; effet "spécialisation de l'emploi" quand les localités sont confrontées à certaines activités économiques en déclin ; effet "durabilité de l'emploi" lorsque les reprises d'emplois dans certaines localités correspondent surtout à des emplois saisonniers et effet "capitale régionale" lorsqu'il y a attractivité des métropoles régionales sur la main d'œuvre qualifiée.

La SECTION 2.2, quant à elle, s'intéresse aux disparités inter-communales au sein d'une région en particulier : la région Ile-de-France. L'intérêt de cette région réside dans le fait que c'est la plus contrastée de France et elle représente ainsi une région dans laquelle nous retrouvons tous les phénomènes évoqués au niveau de la France métropolitaine. Toujours à partir des données de Pôle Emploi, nous montrons que les différences entre communes mais aussi entre départements sont très importantes. Sur les huit départements, Paris et l'Essonne présentent des profils extrêmes. Pour autant, en Ile-de-France comme ailleurs, il existe des régularités dans les disparités spatiales des sorties du chômage. Il n'est pas rare que des localités contigües présentent des durées de chômage proches, formant ainsi des massifs uniformément favorables ou défavorables à la sortie du chômage. Ces massifs présentent des périmètres variés, qui ne

3. Voir les vingt-deux études régionales sur les chances du retour à l'emploi avec J. Bougard, E. Duguet, L. Goupil et Y. L'Horty, pour le compte de la DARES, Mission Action Régionale (MAREG), et à destination des SEPES, DRTEFP (22 documents de travail CEE, Avril 2008).

4. L'analyse est effectuée en mobilisant le fichier historique statistique de Pôle Emploi qui permet de suivre les demandeurs d'emploi dans le temps.

recourent aucune des frontières administratives connues.

2.1 Les disparités spatiales de sortie du chômage en France

Le lieu de résidence peut exercer un effet déterminant sur les chances de sortir du chômage. Entre les habitants d'une grande banlieue parisienne, ceux d'une métropole régionale fortement créatrice d'emplois ou encore, ceux d'une commune rurale isolée, les inégalités d'accès à l'emploi sont très marquées. De façon générale, des facteurs purement spatiaux peuvent faire obstacle à un parcours de retour à l'emploi : distance physique au lieu de travail et problèmes de mobilité géographique, processus de ségrégation urbaine, effets de frontière, enclavement, discrimination territoriale etc. Tous ces effets de territoire interviennent à des niveaux plus ou moins fins, si bien qu'il peut exister des différences d'accès à l'emploi très fortes d'une commune à l'autre, voire d'un quartier à l'autre.

Pour mesurer les chances d'accès à l'emploi à un niveau spatial très fin, nous avons donc recours au modèle SOLSTICE. Partant du Fichier Historique Statistique (FHS) de Pôle Emploi, des modèles de durée de chômage sont estimés pour évaluer les chances de sortie du chômage dans chaque localité. Dans toutes les régions, il existe à la fois de fortes disparités et des régularités spatiales du retour à l'emploi. La diversité des vingt-deux régions métropolitaines conduit aussi à identifier des effets plus spécifiques ne concernant que certaines régions. L'effet "frontière" traduit l'influence favorable sur le retour à l'emploi de la proximité avec un pays frontalier. L'effet "spécialisation de l'emploi" met en évidence le lien existant entre la localisation des activités économiques et les disparités du retour à l'emploi entre les territoires. L'effet "durabilité de l'emploi" souligne le caractère plus ou moins pérenne des emplois selon le type d'activités auxquels ils se réfèrent. L'effet "capitale régionale" traduit une caractéristique des grandes métropoles régionales, dont la population présente des caractéristiques plus favorables au retour à l'emploi que dans le reste de la région.

2.1.1 Mesurer localement l'intensité du retour à l'emploi

Les sorties du chômage, plus encore que les entrées, posent un problème de définition et d'observation. Pour les dénombrer, nous utilisons le FHS de Pôle Emploi qui est une source administrative et qui permet de suivre les parcours individuels des demandeurs d'emploi en enregistrant tous les événements successifs depuis leur première inscription à Pôle Emploi.

Cependant, elle ne couvre pas les parcours des demandeurs une fois qu'ils ont repris un emploi ou lorsqu'ils ne sont plus inscrits à Pôle Emploi. Or, si le retour à un emploi implique très généralement une sortie des fichiers de Pôle Emploi, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi.

2.1.1.1 Sources et méthodes

Les données de Pôle Emploi permettent de suivre les demandeurs d'emploi dans le temps et fournissent des statistiques individuelles qui peuvent servir de variables explicatives. Pour pouvoir estimer des taux de sortie du chômage à un niveau aussi désagrégé que celui des communes, il faut disposer de suffisamment d'observations dans chaque localité.

Afin de pouvoir suivre les demandeurs d'emploi dans le temps, sur une durée suffisamment longue, nous nous limitons aux personnes qui se sont inscrites entre le 1er juillet 2001 et le 30 juin 2002. La date du 1er juillet 2001 a été retenue car elle correspond à l'entrée en vigueur d'un nouveau système d'indemnisation du chômage. Ainsi, on étudie une période homogène du point de vue de l'indemnisation. Le fichier que nous utilisons ici est la version du FHS mis à jour jusqu'au 31 mars 2006. Nous suivons donc la cohorte de chômeurs sur près de cinq ans.

Concrètement, nous nous intéressons à l'ensemble des chômeurs inscrits à Pôle Emploi, qu'ils soient ou non indemnisés. Il s'agit là d'une définition large du chômage qui comprend l'ensemble des demandes d'emploi en fin de mois des catégories 1, 2, 3 et 6, 7, 8. Cette définition prend en compte les chômeurs qui n'exercent pas d'activité réduite (catégories 1 à 3) et les demandeurs d'emploi qui exercent une activité réduite de plus de 78 heures par mois, qu'ils recherchent un CDI à temps complet (catégorie 6), à temps partiel (catégorie 7), ou un autre contrat (catégorie 8). Nous ne sommes donc pas sur le champ du chômage au sens du BIT, qui est la définition statistique de chômage utilisée en comparaison internationale. Les chômeurs BIT sont sans emploi, disponibles pour occuper un emploi et recherchent activement un emploi, mais ils peuvent ne pas être inscrits à Pôle Emploi et ne recherchent pas nécessairement un CDI à temps complet. Nous ne sommes pas non plus sur le champ des chômeurs de catégorie 1 qui sont des personnes inscrites comme demandeur d'emploi à Pôle Emploi, sans emploi, disponibles et qui recherchent un emploi à durée indéterminée et à temps complet. Les demandeurs d'emplois en fin de mois (DEFM) de catégorie 1 occupent parfois un emploi sur une durée limitée ou à temps partiel (qualifié d' "activité réduite"). Fin 2005, le nombre de chômeurs au sens du BIT est en France de 2 611 000 et l'on dénombre 2 381 800 demandeurs

d'emploi inscrits en catégorie 1 (en données brutes).

2.1.1.2 Différentes définitions des sorties du chômage

Si le retour à un emploi implique généralement une sortie des fichiers de Pôle Emploi, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi. Selon les données des enquêtes "sortants" ⁵, environ la moitié des demandeurs d'emploi qui quittent Pôle Emploi pour "absence au contrôle" a repris un emploi. L'autre moitié a interrompu sa recherche d'emploi, est partie en formation ou a oublié d'actualiser sa situation et va se réinscrire dans les semaines suivantes.

Aucune catégorie statistique ne permet donc de suivre parfaitement le retour à l'emploi des chômeurs. D'une part, la catégorie administrative des "sorties des listes" est large et exagère sensiblement l'ampleur du retour à l'emploi. D'autre part, les "reprises d'emploi déclarées" par les chômeurs sous-estiment nettement l'intensité du retour à l'emploi. Dans ce contexte, il est pertinent de mobiliser en même temps ces deux conventions afin d'encadrer la réalité du retour à l'emploi. D'un côté, la convention administrative des "sorties de listes" constitue une référence usuelle, souvent utilisée dans les publications officielles qui suivent la conjoncture du marché du travail ⁶. D'un autre côté, il est utile de compléter cette référence par une convention plus restrictive limitant les sorties aux reprises d'emploi, telles qu'elles sont effectivement enregistrées par Pôle Emploi et déclarées par les chômeurs.

Pour ces raisons, nous avons retenu deux définitions. Les "sorties des listes" qui sont extensives : celles-ci englobent tous les motifs de sortie quel que soit le motif déclaré, y compris les absences au contrôle et les radiations administratives. On considère alors les durées de chômage telles qu'elles sont observées. Les sorties du chômage selon cette convention exagèrent sans doute le retour à l'emploi. La deuxième définition est plus restrictive et correspond aux "reprises d'emploi déclarées". Les chômeurs absents au contrôle et les radiations administratives sont supprimés des fichiers (motifs d'annulation code 9 à 13). Les autres motifs de sorties sont censurés sauf lorsqu'il s'agit de sorties vers l'emploi (code 1). Cette convention donne une image restreinte du retour à l'emploi car elle ignore une partie des reprises d'emploi non déclarées par les chômeurs à Pôle Emploi.

5. L'enquête "sortants" de Pôle Emploi est un sondage par quota réalisé chaque trimestre auprès d'environ 2000 demandeurs d'emploi sortis des listes de Pôle Emploi, le dernier mois du trimestre précédent, afin de préciser les motifs de sortie des listes.

6. Les sorties de listes font l'objet d'un suivi régulier de la part du Ministère du Travail, la DARES y consacrant chaque trimestre un numéro de sa collection "Premières Informations et Premières Synthèses".

Certaines sorties peuvent être de courtes durées et donner lieu à de nouvelles entrées dans des délais brefs. Pour cette raison, deux mesures de la durée du chômage ont également été mobilisées. La mesure courante considère la période d'inscription sur les listes de Pôle Emploi sans discontinuité. Un demandeur est considéré comme étant sorti du fichier s'il est sorti depuis au moins un mois. Il s'agit là de la définition administrative de la sortie du chômage, qui peut correspondre à des sorties temporaires. Pour tenir compte de la pérennité des sorties, on a également retenu une définition avec récurrence en retraçant les sorties de moins de six mois : lorsqu'un chômeur reprend un emploi mais effectue une nouvelle inscription avant un délai de six mois, on considère qu'il n'est pas sorti⁷. Cette distinction est notamment utilisée par Debauche et Jugnot (2006) pour analyser les effets du PAP⁸. Dans la suite on parlera de sorties durables à chaque fois que ce traitement est effectué.

En croisant les deux définitions des sorties du chômage, "sortie des listes" et "reprise d'emploi déclarée", et ces deux mesures de la durabilité des sorties, nous obtenons quatre définitions de la sortie du chômage. Nous verrons que le choix de l'une ou l'autre de ces définitions a une influence assez nette sur le nombre de sorties. Par exemple, en limitant l'observation aux "reprises d'emploi déclarées", le nombre de sorties est beaucoup plus faible.

2.1.1.3 Estimations des chances de sortie du chômage à l'aide de modèles de durée

Pour modéliser la durée du chômage, une spécification à la Weibull a été retenue. Selon ce modèle, le taux de sortie du chômage est une fonction du temps passé au chômage et dépend aussi des caractéristiques de l'individu, telles que l'âge, le sexe, ou le niveau de diplôme. Son avantage est de prendre en compte explicitement les effets des caractéristiques individuelles par l'introduction de variables explicatives dans la régression. Son inconvénient est de supposer que les chances de sortie sont strictement proportionnelles à l'ancienneté de chômage.

Nous avons cependant vérifié que le recours à d'autres techniques d'estimation modifie peu les taux de sortie. Les coefficients estimés avec un modèle de Weibull sont très proches de ceux estimés avec un modèle à hasard constant par intervalles ou avec un modèle de Cox. Dans nos estimations, le paramètre α du modèle de Weibull, qui conditionne la relation entre la durée passée au chômage et les chances d'en sortir à chaque période, est proche de l'unité. Ce cas particulier $\alpha = 1$ correspond au modèle exponentiel, où la durée de chômage passée n'a pas

7. Les demandes commençant suite à une sortie de moins de 6 mois ne sont pas conservées comme entrées lors de la composition des cohortes d'entrants.

8. Le PAP est le Projet d'Action Personnalisé. Il permet d'aider l'intégration des demandeurs d'emploi sur le marché du travail et d'éviter les pièges du chômage de longue durée.

d'effet sur le taux de sortie instantané du chômage. Dans ce cas, toutes les généralisations habituelles donnent des résultats équivalents (voir ANNEXE 2.1 pour plus de détails sur la méthode économétrique utilisée).

Pour calculer des taux de sortie et des espérances de durée au niveau communal nous avons fixé un nombre minimal de 100 chômeurs inscrits dans la commune. S'il y a 100 demandeurs d'emploi ou plus dans la commune, nous évaluons nos indicateurs au niveau de cette localité. Dans le cas contraire, nous regroupons la commune avec les autres communes de son code postal dans lesquelles il y a moins de 100 demandeurs d'emploi. Nous évaluons alors nos indicateurs au niveau de ce code postal. S'il y a moins de 100 chômeurs dans le code postal, nous ne calculons pas d'indicateur de sortie du chômage. Les indicateurs locaux sont donc estimés au niveau communal ou à celui du code postal.

L'estimation des modèles nous permet de calculer deux types d'indicateurs au niveau communal. Le premier indicateur, appelé "durée brute", équivaut à une statistique descriptive de retour à l'emploi au niveau de la localité. Elle correspond à la durée moyenne de chômage dans la commune pour les demandeurs d'emploi qui sont entrés au chômage entre juillet 2001 et juin 2002. On suppose que cette durée brute combine deux effets. Il s'agit d'une part de la capacité du territoire à susciter un retour à l'emploi et, d'autre part, de la capacité individuelle des demandeurs d'emploi à retrouver un travail, qui dépend de l'ensemble de leurs caractéristiques socio-économiques (âge, diplôme, qualification etc.).

Pour bien séparer les effets de territoire des effets individuels, nous introduisons un deuxième indicateur, appelé "durée nette". Il s'agit de la durée du chômage que l'on devrait constater si les demandeurs d'emploi avaient les mêmes caractéristiques sur tous les territoires, c'est-à-dire en raisonnant "toutes choses égales par ailleurs". De façon intuitive, les "durées brutes" sont issues de spécifications où les seules variables explicatives retenues sont des indicatrices communales alors que les "durées" nettes introduisent d'autres variables individuelles de contrôle afin de neutraliser les effets de la composition de la population des demandeurs d'emplois.

Techniquement, les "durées nettes" sont donc obtenues en estimant un modèle à effet fixe au niveau communal. Ce modèle inclut, en plus des effets fixes locaux, toutes les caractéristiques socio-économiques des demandeurs d'emploi, de sorte qu'il permet d'estimer un effet de territoire "toutes choses égales par ailleurs". Comme les effets fixes locaux ne sont pas directement interprétables, on présente les résultats sur les durées nettes de la manière suivante : on fixe les

variables socio-économiques à une valeur de référence, qui est la moyenne régionale, puis on calcule la durée du chômage qui correspond à cette moyenne en laissant les effets fixes locaux inchangés. Par construction, cette durée nette neutralise toutes les différences de composition socio-économique de la main-d'œuvre puisque l'on impose la même valeur des variables socio-économiques à toutes les unités locales. Cette convention permet de faire ressortir l'effet de territoire et de rendre les durées nettes des différentes unités locales directement comparables.

2.1.2 Retour à l'emploi : disparités et régularités spatiales

Premier constat issu de notre analyse sur la France : les chances du retour à l'emploi sont très différentes d'une localité à l'autre. Dans chacune des régions, les disparités locales sont très marquées entre les communes, quel que soit l'indicateur retenu pour estimer ces disparités. Que l'on raisonne sur les sorties des listes de Pôle Emploi ou sur les reprises d'emploi déclarées, qui sont moins fréquentes, les écarts entre les communes sont manifestes dans chaque région de France. Pour l'illustrer, le TABLEAU 2.1 présente les durées de chômage avant une sortie des listes de Pôle Emploi pour les déciles extrêmes et leur rapport dans différentes régions. Si l'on se situe dans la région médiane du point de vue des disparités intercommunales de durée de chômage, qui est la Champagne-Ardenne, la durée de chômage n'excède pas 8,9 mois dans les 10% des localités les plus favorables, alors qu'elle dépasse 13,5 mois dans les 10% les moins favorables, soit un rapport inter-décile élevé de 1,5. Ce rapport atteint 1,6 en Provence-Alpes-Côte d'Azur, région où la dispersion des durées locales d'inscription est la plus forte. Il est encore de 1,4 en Franche-Comté, région où les disparités entre communes sont les plus faibles. Quelle que soit la région, il est très fréquent de voir des communes contiguës appartenir à des déciles extrêmes de la distribution des durées d'inscription.

Tableau 2.1 – Les inégalités régionales dans la sortie du chômage

Durée brute en mois	Région homogène Franche-Comté	Région médiane Champagne-Ardenne	Région contrastée PACA
Nombre de communes	1786	1947	963
Durée minimale	10,1	8,9	7,6
Durée maximale	14,6	13,5	12,2
Rapport inter-décile (D9/D1)	44,5%	51,7%	60,5%

Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

Notes : Les durées de chômage sont évaluées dans chaque localité à l'aide d'estimations économétriques de modèles de durées à effets fixes locaux. Le demandeur d'emploi est supposé sortir du chômage s'il ne se réinscrit pas dans un délai d'un mois. Le nombre de communes correspond au nombre de communes de la région pour lesquelles il y avait suffisamment de chômeurs pour calculer les durées.

Au-delà de cette apparente diversité, on relève des régularités dans la distribution spatiale des chances de sortir du chômage. Il existe en effet des ensembles de communes contiguës qui forment des zones homogènes du point de vue des chances de sortir des listes de Pôle Emploi. Ces régularités spatiales, observées au niveau national⁹, peuvent également être observées dans chacune des régions. Ces territoires homogènes ont des périmètres variés, qui ne recoupent aucune des frontières administratives connues. Certaines frontières empruntent les limites administratives des cantons ou des départements, alors que d'autres s'étalent sans être affectés par les limites administratives.

2.1.3 Des effets de territoire dans toutes les régions

La dispersion locale des durées de chômage est peu affectée par le passage d'une durée brute à une durée nette. L'écart inter-décile reste très élevé dans toutes les régions. Globalement, les écarts entre localités s'expliquent peu par des différences de composition socio-économique des demandeurs d'emploi. Cela se vérifie avec les "sorties des listes" et les "reprises d'emploi déclarées". Les espaces les plus favorables ou les plus défavorables au retour à l'emploi ne le doivent donc pas à la structure des populations qui les composent. Cela confirme l'existence d'un effet de territoire qui s'ajoute aux caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi présents sur ces territoires. Par ailleurs, le périmètre de ces territoires est peu affecté par l'usage de l'une ou l'autre des deux définitions du retour à l'emploi, la version extensive "sortie des listes" ou la version restrictive "reprise d'emploi déclarée".

Pour expliquer ces effets de territoire, les déterminants des disparités spatiales du retour à l'emploi sont potentiellement nombreux. Au-delà des effets de composition de la main-d'œuvre pris en compte dans le calcul des durées nettes, de multiples facteurs interviennent qui mettent en jeu le dynamisme local du marché du travail et de la création d'emploi, les problèmes de distance physique aux emplois, la qualité des réseaux d'acteurs locaux et des intermédiaires du marché du travail, l'action des réseaux sociaux et les effets de pairs, qui peuvent favoriser la ségrégation spatiale, ou encore, des phénomènes de discrimination territoriale envers telle ou telle localité. Dans chacune des régions, la localisation des activités économiques joue un rôle important dans l'explication des disparités spatiales du chômage. D'autres déterminants doivent cependant être mobilisés pour compléter l'analyse. Nous l'avons constaté dans de nombreuses régions et l'avons vérifié de façon approfondie en Ile-de-France¹⁰.

9. Voir notamment l'article de Duguet *et al.* (2008) pour plus de détails.

10. Voir notamment la TROISIÈME PARTIE de cette thèse où une analyse empirique est menée sur cette région.

2.1.3.1 L'effet "frontière"

Les cartes du retour à l'emploi étudiées dans chaque région suggèrent l'existence de régularités spatiales plus spécifiques. La présence d'une frontière avec un pays voisin, qui le plus souvent agit favorablement sur la vitesse du retour à l'emploi, en est une première illustration. Les cartes de la région Lorraine permettent de l'observer. La FIGURE 2.1 présente les durées nettes de chômage dans cette région, celles que l'on constaterait si les demandeurs d'emploi de chaque localité possédaient les caractéristiques socio-économiques moyennes de la région. On capte de cette façon la capacité des territoires lorrains à susciter un retour à l'emploi. La partie nord de la Lorraine se caractérise par de faibles durées de chômage, à l'inverse de sa partie sud, où le retour à l'emploi demande plus de temps. Dans la partie nord, les zones frontalières présentent souvent des durées de chômage parmi les plus courtes de la région. Ces territoires profitent de l'effet du travail frontalier, en direction du Luxembourg notamment, qui est en forte expansion. En 2006, près de 70% des frontaliers lorrains se rendent quotidiennement au Luxembourg pour y travailler.

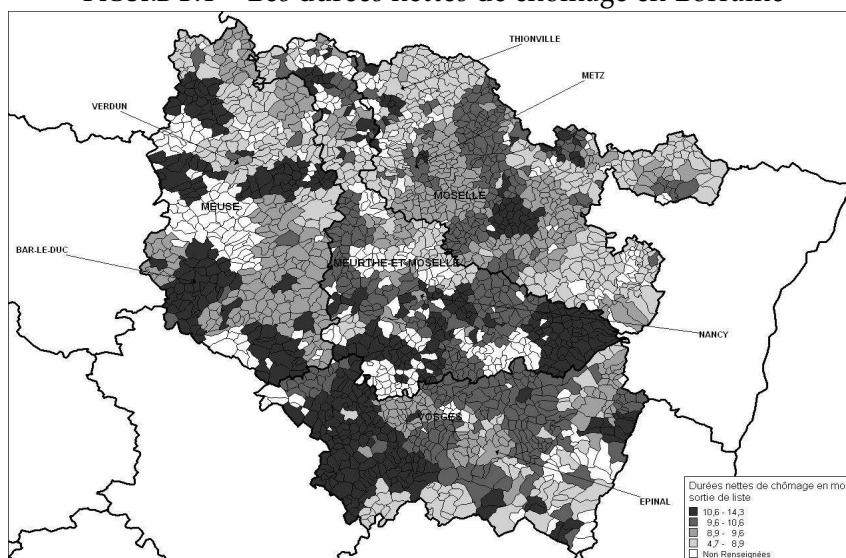
Le dynamisme propre à cette proximité frontalière, qui se répercute favorablement sur la vitesse du retour à l'emploi, s'explique par plusieurs facteurs : l'embauche au Luxembourg (qui offre plus d'emplois, de meilleurs salaires et avantages sociaux), le développement d'entreprises ayant une clientèle locale et luxembourgeoise ou internationale, le développement économique des villes profitant des navettes domicile-travail vers le Luxembourg. La Lorraine bénéficie ainsi d'un "effet frontière" positif. Plus généralement, la présence de territoires frontaliers tend partout en France à favoriser les sorties du chômage, sauf dans le Nord-Pas-de-Calais, où les communes frontalières de la Belgique n'apparaissent pas comme spécialement avantagées par leur localisation¹¹. Les durées nettes de chômage de ces communes présentent des valeurs similaires à celles des autres communes de la région (FIGURE 2.2).

2.1.3.2 L'effet "spécialisation de l'emploi"

Le Nord-Pas-de-Calais permet d'illustrer un autre effet, de "spécialisation de l'emploi", qui témoigne de la relation qui existe entre la localisation des activités économiques (passées et présentes) et les disparités spatiales de retour à l'emploi. Le département du Nord apparaît plus dynamique que celui du Pas-de-Calais du point de vue de l'implantation des établisse-

11. Pour plus de détails, voir : J. Bougard (2011), "Pourquoi un retour à l'emploi plus rapide à proximité de la frontière?", *Document de travail du CEE*, mai 2011.

FIGURE 2.1 – Les durées nettes de chômage en Lorraine



Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

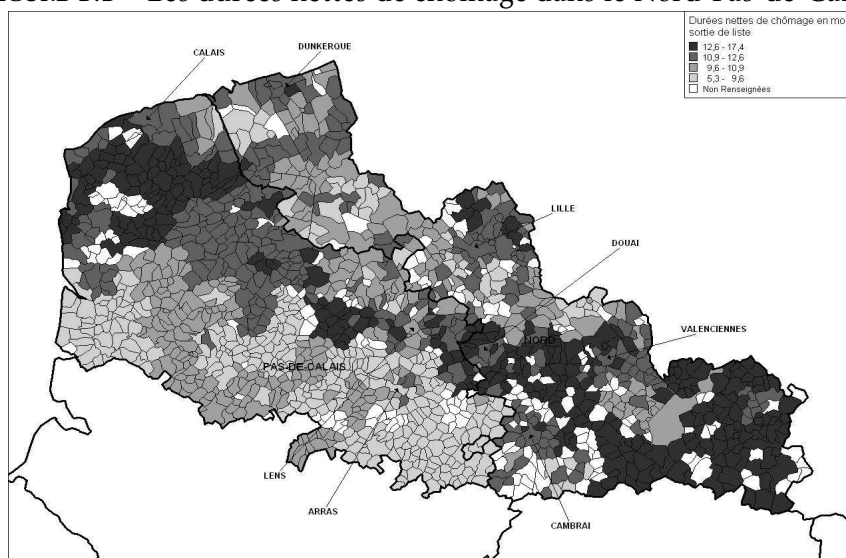
Lecture : Les "durées nettes" sont établies en calculant la durée de chômage que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région (en neutralisant les différences des caractéristiques individuelles). Les communes en gris clair sont celles où l'on sort en moyenne le plus vite des listes (durées nettes faibles). Les communes en gris foncé sont celles où la vitesse de sorties des listes est la plus lente (durées nettes élevées).

ments des secteurs industriels spécialisés de la région et des activités tertiaires. Mais les cartes du retour à l'emploi dans la région indiquent que c'est le sud du département du Pas-de-Calais qui présente les plus courtes durées de chômage. Ce constat souligne qu'au-delà des effets de composition se pose la question de la qualité de l'appariement de la main-d'œuvre au tissu économique local. Le département du Nord, malgré son dynamisme, peut se caractériser par un retour à l'emploi plus long que dans le Pas-de-Calais en raison d'une composition locale de sa main d'œuvre en inadéquation avec les besoins de son tissu industriel. La spécialisation et la concentration de certaines activités économiques, lorsqu'elles déclinent ou se transforment, peuvent induire de mauvais appariements sur les marchés locaux du travail, sources d'un retour à l'emploi plus long. On visualise ainsi nettement l'empreinte du bassin houiller de la région (passant par Béthune, Lens, Douai et Valenciennes), qui se caractérise par des durées nettes de chômage parmi les plus élevées de la région (FIGURE 2.2).

2.1.3.3 L'effet "durabilité de l'emploi"

Un autre effet remarquable, de "durabilité de l'emploi", ressort des études régionales. Certains territoires présentent des durées de chômage parmi les meilleures de la région quand on considère l'ensemble des sorties d'au moins un mois, mais se positionnent moins favorable-

FIGURE 2.2 – Les durées nettes de chômage dans le Nord-Pas-de-Calais



Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

Lecture : Les "durées nettes" sont établies en calculant la durée de chômage que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région (en neutralisant les différences des caractéristiques individuelles). Les communes en gris clair sont celles où l'on sort en moyenne le plus vite des listes (durées nettes faibles). Les communes en gris foncé sont celles où la vitesse de sorties des listes est la plus lente (durées nettes élevées).

ment quand sont prises en compte uniquement les sorties d'au moins six mois. Il peut s'agir de territoires comportant des zones touristiques, qui génèrent de l'emploi saisonnier. La région Rhône-Alpes en donne un exemple : en Savoie, la comparaison des sorties "courantes" et des sorties "durables" du chômage (FIGURE 2.3 et FIGURE 2.4) met clairement en évidence la présence d'activités liées au tourisme de montagne dans ce département (zones passant du gris clair au gris foncé). Ce tourisme favorise davantage les sorties courtes du chômage que les sorties plus pérennes. Certains territoires ruraux (par exemple dans le Loiret, la Sarthe, la Marne, etc.) voient aussi leur position se dégrader lors du passage des sorties courantes aux sorties durables du chômage. Ce recul de performances révèle des reprises d'emploi de courte durée, symptomatiques de contrats saisonniers et/ou précaires.

2.1.3.4 L'effet "capitale régionale"

Les études régionales mettent également en évidence la présence d'un effet "capitale régionale". Les performances des capitales régionales sont très souvent meilleures en termes bruts qu'en termes nets. Cela signifie que l'effet de composition de la main d'œuvre y est positif, que les caractéristiques des demandeurs d'emploi qui y résident agissent favorablement sur la vitesse du retour à l'emploi. Ce constat n'est pas purement spécifique aux capitales régio-

nales. Il est valable pour la plupart des grandes métropoles, qui concentrent généralement des populations plus jeunes et plus qualifiées que la moyenne nationale.

Les vingt-deux études régionales ont permis de préciser les contours de zones homogènes du point de vue des chances de sortir de chômage, ce qui peut être utile pour établir des diagnostics territoriaux. On constate que ces zones ne correspondent pas nécessairement à celles des territoires de la politique d'emploi, à celles des zones d'emploi, des cantons, des bassins de vie et de n'importe quel autre zonage existant. Ces différences soulignent la difficulté de définir les bons périmètres de l'action publique pour l'emploi.

Afin d'approfondir l'analyse des disparités locales de retour à l'emploi, nous choisissons de nous concentrer sur une région particulière. La prochaine section s'intéresse à la sortie du chômage dans la région la plus contrastée de France : l'Ile-de-France. Les comparaisons régionales y sont également davantage développées afin de situer la région dans son contexte national. Nous y exposons plus précisément les phénomènes observés de manière globale pour les différentes régions : les disparités et régularités spatiales mais aussi les effets de territoires, indépendamment de la composition locale.

FIGURE 2.3 – Les durées brutes de chômage en Rhône-Alpes - Sorties de plus d'un mois

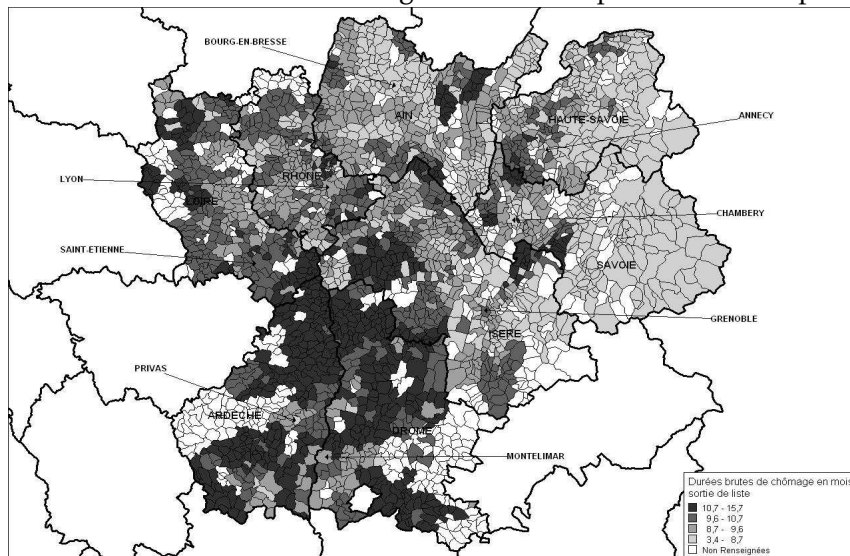
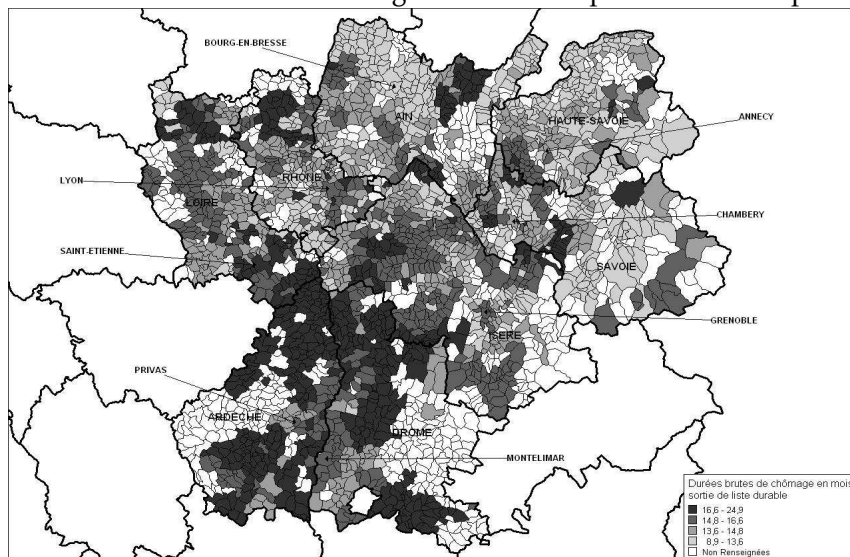


FIGURE 2.4 – Les durées brutes de chômage en Rhône-Alpes - Sorties de plus de six mois



Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

Lecture : les communes en gris clair sont celles où en moyenne l'on sort des listes de Pôle Emploi le plus vite. Les communes en gris foncé sont celles où l'on sort le moins vite.

2.2 Les disparités spatiales de sortie du chômage en Ile-de-France

Dans cette section, l'analyse se focalise sur la région Ile-de-France. Cette région est un terrain d'étude privilégié pour explorer les disparités spatiales du retour à l'emploi. Les disparités entre communes et entre départements font de cette région la plus contrastée de France, en matière de sortie du chômage. En Ile-de-France, les disparités locales sont très fortes d'une commune à l'autre, quel que soit l'indicateur que l'on retient pour estimer ces disparités. Elles restent élevées lorsque l'on neutralise les différences de structure selon l'âge, le sexe ou la qualification. Pour autant, de vastes zones de la région présentent des durées de sortie du chômage très proches.

La première sous-section (2.2.1) décrit précisément les déterminants individuels de la sortie du chômage en région Ile-de-France. La deuxième sous-section (1.2.2) présente et analyse les résultats dans un contexte national. Enfin, la dernière sous-section (2.2.3) fait l'état des lieux des disparités intra-communales au sein de la région.

2.2.1 Les déterminants individuels de la durée du chômage en Ile-de-France

En premier lieu, il importe de rappeler que la méthodologie retenue pour analyser les durées du chômage en région Ile-de-France reste la même que celle décrite dans la section précédente. Les taux de sortie et les espérances de durée de chômage sont calculés au niveau communal, pour autant qu'il y ait un nombre suffisant d'observations dans chaque localité. Nous retenons la distinction durées brutes et durées nettes ainsi que le motif de sortie ("sortie de listes" ou "reprise d'emploi déclarée").

Les variables socio-économiques qui sont utilisées dans le calcul des durées nettes sont les suivantes : sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, handicap, type de contrat recherché, métier (code ROME), motif d'entrée en chômage, situation relativement au RMI. Le TABLEAU 2.2 détaille les effets de chacune de ces variables sur les chances de sortir du chômage en Ile-de-France, selon chacune des quatre définitions retenues.

On retrouve les résultats traditionnels des études appliquées sur les déterminants individuels de la durée du chômage. La probabilité de sortir du chômage décroît avec l'âge. Le type de contrat recherché génère lui aussi des écarts importants : la durée de chômage la plus courte concerne les CDI à plein temps, suivis par les CDD. Plus le niveau de diplôme est élevé, plus

le retour à l'emploi est rapide, même si cette relation est moins nette pour les sorties des listes. L'absence d'enfant et le fait d'être un homme réduit la durée du chômage. Le fait d'être handicapé augmente la durée du chômage. La situation matrimoniale joue faiblement, en favorisant légèrement les personnes mariées relativement aux célibataires ou aux veufs.

Les métiers qui mènent à la probabilité de sortie du chômage la plus forte (ou la durée de chômage la plus courte) sont ceux de l'hôtellerie-restauration, de l'agriculture-pêche, du BTP, du paramédical et de l'artisanat. Inversement, la probabilité est la plus faible dans les métiers des arts et spectacles, de la formation et pour les cadres administratifs de la communication et de l'information ainsi que pour les cadres commerciaux. La probabilité de sortie du chômage est par ailleurs sensible au motif d'entrée en chômage. Les situations les plus défavorables sont les licenciements et la fin d'intérim, alors que les primo-entrants, fins de contrats, démission et reprise après une absence de plus de 6 mois ont davantage de chances de retrouver un emploi.

La qualification des travailleurs génère des écarts faibles mais néanmoins significatifs. La probabilité de sortie du chômage est la plus faible pour les employés non qualifiés et les manœuvres, et plus forte pour les manœuvres et ouvriers spécialisés, les ouvriers hautement qualifiés. Les cadres se situent à un niveau comparable à celui des employés qualifiés et des agents de maîtrise. Ces effets dépendent de la définition retenue. Enfin, la perception du RMI, la recherche d'un emploi à temps partiel et le fait d'être de nationalité étrangère à l'Union européenne, augmentent la durée du chômage.

On remarque également que le fait de retenir la définition de type "sortie des listes" réduit de manière importante l'effet des diplômes sur le retour à l'emploi. Il faut utiliser la définition basée sur les reprises d'emploi déclarées pour retrouver un effet positif et fort des diplômes sur le retour à l'emploi.

Tableau 2.2 – Les déterminants individuels de la sortie du chômage en Ile-de-France

	Sorties d'au moins un mois				Sorties d'au moins six mois			
	Sorties des Listes		Reprises d'emploi		Sorties des Listes		Reprises d'emploi	
	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student	Coeff.	Student
(α)	0,917	2252,53	0,843	1148,88	0,893	1870,21	0,806	968,8
Age (années)	-0,018	236,17	-0,036	234,27	-0,011	123,42	-0,034	189,42
Contrat CDI	réf		réf		réf		réf	
CDD	-0,382	125,96	-0,491	87,52	-0,262	74,09	-0,371	56,06
Saisonnier	-0,104	37,21	-0,168	31,29	-0,015	4,84	-0,129	20,53
Diplôme Niveau VI	réf		réf		réf		réf	
Niveaux I et II	-0,001	0,4	0,364	59,17	0,105	28,79	0,539	77,37
Niveau III	0,032	11,3	0,361	66,17	0,117	35,77	0,505	80,35
Niveau IV	-0,03	13,02	0,186	40,06	0,027	10,27	0,295	54,12
Niveau V	-0,051	30,29	0,074	19,93	-0,042	20,96	0,128	28,58
Sans enfant	réf		réf		réf		réf	
Un enfant	-0,077	41,31	0,017	4,5	-0,058	26,44	0,073	16,99
Deux enfants	-0,079	37,41	0,224	56,22	-0,069	28,25	0,258	56,07
Trois enfants et plus	-0,055	22,75	0,235	47,71	-0,072	25,2	0,24	41,92
Homme	réf		réf		réf		réf	
Femme	-0,062	40,2	-0,223	77,02	-0,079	44,67	-0,191	57,78
Non handicapé	réf		réf		réf		réf	
Handicapé	-0,274	98,01	-0,621	94,96	-0,27	78,31	-0,537	68,28
Célibataire, veuf	réf		réf		réf		réf	
Divorcé, séparé	0,031	12,44	-0,009	1,83	0,007	2,4	0,003	0,52
Marié, vie maritale	-0,003	1,51	-0,011	3,21	0,02	10,26	0,057	15,1
ROME : Serv pers. et coll.	réf		réf		réf		réf	
Serv administratifs et commerciaux	0,024	10	0,039	8,01	-0,025	9,03	-0,02	3,6
Hôtellerie restauration	0,313	105,82	0,499	84	0,202	57,72	0,32	45,42
Distribution et vente	0,124	52,34	0,151	30,27	0,069	24,91	0,059	10,11
Arts et spectacle	-0,523	102,18	-1,013	86,48	-0,562	92,82	-23,045	89,66
Formation initiale et continue	-0,073	13,71	-0,072	7,56	-0,089	14,81	-0,114	10,72
Interv sociale devt local emploi	0,042	11,06	0,022	2,93	0,007	1,58	-0,053	6,11
Pro santé paramédical	0,205	37,32	0,315	31,95	0,232	37,62	0,325	29,65
Pro santé médical	0,025	2,16	0,144	7,26	0,015	1,22	0,095	4,41
Cadres admi communic. Info.	-0,06	15,7	-0,09	12,47	-0,072	16,69	-0,113	14,16
Cadres commerciaux	-0,028	6,21	-0,004	0,5	-0,027	5,41	-0,019	2,1
Agriculture et pêche	0,102	24,17	0,229	27,35	0,057	11,28	0,141	13,91
BTP et extraction	0,19	55,82	0,323	45,34	0,125	31,26	0,209	24,85
Transport et logistique	0,01	3,66	0,096	16,82	-0,021	6,42	0,058	8,63
Mécanique électricité électronique	0,049	14,74	0,094	14,2	0,005	1,27	0,026	3,37
Industries de process	-0,088	20,16	-0,01	1,2	-0,115	22,21	-0,091	8,83
Autres industries	0,005	0,97	0,113	9,89	-0,023	3,5	0,029	2,11
Personnel artisanal	0,206	45,12	0,309	34,14	0,16	30,11	0,215	20,33
Maîtrise industrielle	0,117	8,61	-1,873	153,72	0,114	7,77	-19,427	106,65
Techniciens industriels	0,037	8,31	0,002	0,2	0,015	3,03	-0,025	2,7
Cadres techniques industrie	0,069	12,28	0,08	8,25	0,093	15,23	0,087	8,33
Maîtrise tech cadres tech	0,146	27,45	0,195	20,66	0,112	18,68	0,157	14,95
Licenciement économique	réf		réf		réf		réf	
Autre licenciement	0,053	18,65	-0,042	8,27	0,034	11,25	-0,091	16,71
Démission	0,507	153,49	0,389	63,94	0,39	108,74	0,21	32,47
Fin de contrat	0,292	110,4	0,421	89,42	0,233	79,65	0,264	51,71
Fin d'intérim	0,275	86,04	0,236	39,6	0,172	47,41	0,004	0,52
Première entrée	0,568	166,56	0,363	53,66	0,487	133,11	0,149	21
Reprise d'emploi > 6 mois	0,489	115,46	0,309	35,25	0,433	93,97	0,164	17,42
Autres cas	0,367	137,21	0,153	30,34	0,332	110,59	0,047	8,46
Manœuvre et OS	réf		réf		réf		réf	
Ouvrier qualifié	0,027	11,12	0,185	36,97	0,051	17,52	0,245	40,34
Employé non qualifié	-0,008	3,34	-0,051	9,25	0,003	1,05	-0,022	3,27
Employé qualifié	-0,025	10,17	0,144	27,55	0,024	8,08	0,232	36,94
Technicien, agent de maîtrise	-0,003	0,96	0,204	30,85	0,068	17,38	0,329	42,76
Cadre	-0,03	6,99	0,155	18,8	0,04	8,16	0,289	30,83
Non RMiste	réf		réf		réf		réf	
Rmiste	-0,212	105,27	-0,587	114,12	-0,222	86,9	-0,619	97,09
Temps complet	réf		réf		réf		réf	
Temps partiel	-0,226	120,7	-0,555	132,22	-0,12	55,22	-0,455	93,93
Nationalité française	réf		réf		réf		réf	
UE 15	0,066	14,39	0,094	10,35	0,092	17,54	0,126	12,32
Reste du monde	-0,002	0,79	-0,197	35,26	-0,153	55,23	-0,363	55,38

Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

Lecture : Résultats des estimations d'un modèle de Weibull par le maximum de vraisemblance. Les coefficients s'appliquent au taux de sortie du chômage (i.e. à la fonction de hasard) par rapport à la modalité de référence indiquée dans le Tableau.

2.2.2 Éléments de comparaisons nationales

2.2.2.1 Comparaisons régionales

Les disparités de la région Ile-de-France en matière de retour à l'emploi en font la région où les contrastes sont les plus marqués. En effet, non seulement les différences entre communes sont bien plus fortes qu'ailleurs, mais il en va de même des différences entre départements. La région comprend un département dont la durée brute de chômage le situe parmi les plus faibles de France : l'Essonne. Elle comprend aussi des départements où les durées de chômage sont parmi les plus longues : la Seine-Saint-Denis et Paris. Dans le TABLEAU 2.3, sont présentées les chances de retrouver un emploi au sortir des listes de Pôle Emploi pour les communes d'Ile-de-France. Les indicateurs usuels de dispersion révèlent que les sorties suite à une reprise d'emploi déclarée sont plus dispersées, géographiquement, que ne le sont les sorties tous motifs confondus. Ce constat se vérifie pour les durées brutes comme les durées nettes et que l'on prenne en compte ou non la pérennité des sorties. Les motifs de non déclaration des sorties des listes à Pôle Emploi sont donc des facteurs de différenciation territoriale, puisqu'ils génèrent de la variance spatiale. Par ailleurs, les sorties durables sont toujours moins dispersées dans l'espace que l'ensemble des sorties. Le constat est maintenu pour les différentes définitions de sortie du chômage et que l'on ait contrôlé ou non des caractéristiques observables des chômeurs.

Si les résultats montrent de forts contrastes entre les diverses communes d'un même département, on relève aussi d'importantes disparités entre les différents départements qui composent la région (TABLEAU 2.3). Toutefois, il ressort que l'essentiel de la variance des différentes durées de chômage est intra-départementale. On retrouve les faits stylisés des cartes précédentes : des situations communales très diverses coexistent localement, mais certaines oppositions supra-communales, entre départements notamment, structurent la région. La variance intra-départementale représente 90% de la variance totale dans le cas de la durée du chômage jusqu'à une "sortie des listes" et 91% dans le cas de la durée brute jusqu'à une "sortie des listes durable". La variance intra-départementale est plus faible dès lors que l'on se restreint aux "reprises d'emploi" et "reprises d'emploi durable" (respectivement 64% et 66%). La même caractéristique est présente pour les durées nettes puisque la variance intra-départementale représente entre 82% et 87% de la variance totale des durées nettes jusque des "sorties de listes" durables ou non, contre 64% et 67% pour les "reprises d'emploi" et "reprises d'emploi durables". La décomposition de la variance montre également qu'entre les durées brutes et les

Tableau 2.3 – Disparités locales des durées de chômage

	Durées brutes de chômage (en mois)				Durées nettes de chômage (en mois)			
	Sortie de listes	Reprise d'emploi	Sortie durable	Reprise durable	Sortie de listes	Reprise d'emploi	Sortie durable	Reprise durable
1er quartile	10,7	32,1	15,6	42,2	10,5	30,9	14,9	44,5
3ème quartile	12,8	46,4	18,1	61,9	11,7	41,9	16,9	60,4
Médiane	11,5	38,5	16,8	51,2	11,1	36,6	15,8	51,7
Moyenne	11,7	40,1	16,9	53,3	11,1	36,4	15,9	52,6
Var. totale	1,65	71,9	2,8	137,3	1,5	67,8	2,9	119,5
<i>Décomposition de la variance totale</i>								
Intra-départ.	1,5	46,1	2,6	91,1	1,2	43,9	2,5	80,1
Inter-départ.	0,2	25,8	0,2	46,3	0,3	23,9	0,4	39,4

Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

durées nettes, c'est principalement la variance intra-départementale qui diminue. Ce constat n'est valable que pour les "sorties de listes" (durables ou non) et non les "reprises d'emploi" pour lesquelles on relève une relative stabilité de la variance intra-départementale. Enfin, les résultats obtenus justifient l'adoption de l'échelle d'observation communale où s'exprime l'essentiel de la variance de nos huit indicateurs.

La comparaison des deux parties du tableau permet de remarquer que la dispersion est globalement inchangée que l'on raisonne en termes de durées brutes ou durées nettes. Quel que soit l'indicateur de dispersion retenu, les écarts demeurent faibles entre les durées brutes et durées nettes. L'influence des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emplois sur les disparités spatiales des chances de sortie du chômage est donc globalement faible.

Cependant, pour préciser l'impact des effets de composition sur l'ensemble de la région, on peut comparer les durées nettes et brutes avec celles de la moyenne des régions (TABLEAU 2.4). Quelle que soit la convention mobilisée pour définir la sortie du chômage, la médiane de la durée brute en Ile-de-France est constamment au dessus de celle de la région moyenne, le constat est valable également pour les durées nettes. De plus, cet écart se révèle être toujours dans le même ordre de grandeur. La sortie du chômage dans cette région semble, *a priori*, quelque peu pénalisée par les caractéristiques de sa population, en termes d'âge et de qualification. Néanmoins, ses caractéristiques sont relativement proches de celles de la région moyenne.

Tableau 2.4 – Région Ile-de-France et région métropolitaine moyenne

(en mois)		Quartile inférieure	Médiane	Quartile Supérieur
Durée brute, sorties des listes	Ile-de-France	10,7	11,5	12,8
	Région moyenne	9,7	10,5	11,4
Durée brute, reprises d'emploi déclarées	Ile-de-France	32,1	38,5	46,4
	Région moyenne	26,5	32,6	38,3
Durée nette, sorties des listes	Ile-de-France	10,5	11,1	11,7
	Région moyenne	9,5	10,4	11,1
Durée nette, reprises d'emploi déclarées	Ile-de-France	30,9	36,6	41,9
	Région moyenne	26,5	29,9	35,6
Sortie du chômage supérieure à 6 mois				
Durée brute, sorties des listes	Ile-de-France	15,6	16,8	18,1
	Région moyenne	15,4	16,6	17,8
Durée brute, reprises d'emploi déclarées	Ile-de-France	42,2	51,2	61,9
	Région moyenne	39,7	48,9	58,2
Durée nette, sorties des listes	Ile-de-France	14,9	15,9	16,9
	Région moyenne	14,9	16,3	17,2
Durée nette, reprises d'emploi déclarées	Ile-de-France	44,5	51,7	60,4
	Région moyenne	26,8	49,4	58,2

Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

Notes : Le tableau donne des indications sur la distribution selon les localités de l'espérance de durée du chômage, exprimée en mois, selon les différentes définitions des sorties du chômage. Les espérances de durée de chômage ont été évaluées sur la base des taux de sortie estimés dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux.

2.2.2.2 Comparaisons départementales

Si l'on s'intéresse à l'effet du passage des durées brutes aux durées nettes sur les positions des départements (TABLEAU 2.5), trois cas de figure doivent être distingués. Le premier concerne les départements du Val-de-Marne et de Paris, qui subissent tous deux un effet de composition négatif : quel que soit l'indicateur de durée, le passage des durées brutes aux durées nettes fait gagner un certain nombre de places à ces départements dans le classement national. Le deuxième cas de figure concerne le Val-d'Oise et la Seine-et-Marne, dont les positions sont peu sensibles au passage des durées brutes aux durées nettes. Les populations de ces deux départements possèdent donc des caractéristiques socio-démographiques proches de la moyenne nationale. Le troisième est celui de l'Essonne et des Yvelines, dont la tendance est plutôt celle d'un recul du département dans le classement. Ce qui tend à montrer que ces départements se caractérisent par un effet de composition positif. Enfin, les Hauts-de-Seine et la Seine-Saint-Denis présentent une configuration telle que l'évolution des positions est difficile à interpréter. Selon les définitions retenues, on note un recul ou une évolution.

Les durées moyennes de sortie du chômage des huit départements que compte l'Île-de-France permettent de les positionner les uns par rapport aux autres. C'est dans l'Essonne, dont les durées brutes moyennes le conduisent à occuper la 17^{ème} place à l'échelle nationale, que la vitesse de retour à l'emploi est en moyenne la plus élevée. À l'inverse, c'est à Paris que cette vitesse est en moyenne la plus faible (le département se situe selon les configurations entre les 75^{ème} et 96^{ème} places). Les autres départements présentent des durées de chômage relativement homogènes, les situant dans les derniers rangs du classement. Cependant, si l'on s'intéresse aux sorties durables de ces mêmes départements, les positions relatives s'améliorent considérablement, les plaçant dans des situations davantage intermédiaires.

Tableau 2.5 – Positions des départements à l'échelle nationale

	Paris	Hauts- de- Seine	Seine- Saint- Denis	Val -de Marne	Seine et Marne	Val- d' Oise	Essonne	Yvelines
Durée brute, sortie de listes	96	87	77	72	66	79	17	78
Durée brute, reprise d'emploi	93	72	89	73	38	76	29	49
Durée nette, sortie de listes	91	78	84	66	64	79	24	74
Durée nette, reprise d'emploi	91	76	90	68	54	80	45	60
Sortie de chômage supérieure à 6 mois								
Durée brute, sortie de listes	93	53	55	32	29	45	9	35
Durée brute, reprise d'emploi	93	69	89	70	36	76	26	47
Durée nette, sortie de listes	75	51	63	33	26	47	10	41
Durée nette, reprise d'emploi	81	63	79	51	28	70	23	42

Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

Lecture : Paris est en 96^{ème} position dans le classement national des départements par ordre croissant de durée brute de chômage selon la convention "sorties des listes". Le tableau donne la position des départements selon la moyenne des espérances de durée du chômage selon les localités, exprimée en mois et selon les différentes conventions. Les espérances de durée de chômage ont été évaluées sur la base des taux de sortie estimés dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux.

Le TABLEAU 2.6 permet la comparaison entre les flux et stocks de chômage pour les différents départements qui composent la région. Bien qu'il n'existe pas une correspondance directe entre taux de chômage et durée du chômage, force est de constater que la hiérarchie est globalement respectée. Les départements les plus défavorables en matière de taux de chômage tendent à le rester lorsque l'on s'intéresse aux durées. C'est notamment le cas de Paris et de la Seine-Saint-Denis. De même, les Yvelines ou l'Essonne qui affichent de faibles durées de chômage se caractérisent aussi par un taux de chômage très modéré. Ces constats sont robustes

aux différentes définitions retenues ("sortie des listes" ou "reprise d'emploi").

Tableau 2.6 – Le chômage en Ile-de-France

Départements	Obs.	Taux de chô. 2ème trim. 2006	Durées brutes de chômage (en mois)			
			Sorties de listes	Reprises d'emploi	Sorties durables	Reprises durables
Paris	20	9,4	13,9	48,3	19	58,9
Seine et Marne	514	7,1	11,8	29,8	16,3	39,4
Yvelines	262	6,6	12	32,3	16	40,4
Essonne	196	6,6	10	26	14,2	34,2
Hauts-de-Seine	36	7,8	11,8	35,7	16,6	45,6
Seine-Saint-Denis	40	11,8	11,4	44,4	16,6	59,8
Val-de-Marne	47	8,2	11	35,1	15,6	47
Val-d'Oise	185	8,8	11,9	34,7	16,1	45,1
Ile-de-France	1300	8,5	11,7	40,1	16,9	53,3
France métropolitaine	36566	9	10,7	27,3	16,1	45,8

Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

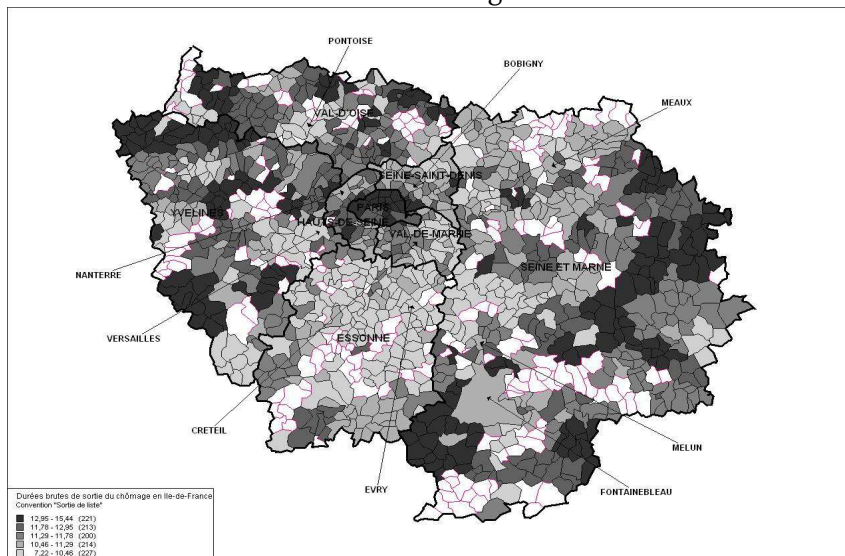
2.2.3 La géographie du retour à l'emploi en Ile-de-France

D'une localité à l'autre, les différences dans les chances de sortir du chômage sont très marquées en Ile-de-France. Si dans les 10% des localités les plus favorables, la durée de chômage n'excède pas 9,8 mois, elle dépasse 13,7 mois dans les 10% les moins favorables. La carte des durées de chômage témoigne ainsi de fortes différences des conditions du retour à l'emploi des chômeurs. Que l'on observe les "sorties des listes" ou les "reprises d'emploi déclarées", il n'est pas rare de constater que deux localités contigües ont des durées de chômage qui les situent dans des déciles opposés de la distribution des durées de chômage. Visuellement, on constate de nombreuses oppositions de couleur (FIGURE 2.5).

2.2.3.1 Les effets de territoire

Nous relevons aussi des zones cohérentes qui forment des territoires uniformément favorables ou uniformément défavorables au retour à l'emploi. La carte des durées brutes fait apparaître plusieurs aires géographiques caractérisées par une sortie rapide du chômage, pour d'autres par un lent retour à l'emploi. Nous pouvons tenter de recenser chacun de ces territoires en mobilisant les deux définitions des sorties du chômage de façon à repérer les massifs dont l'existence résiste au choix de l'une ou l'autre définition. Nous commençons par les zones favorables au retour à l'emploi (colorées en gris clair).

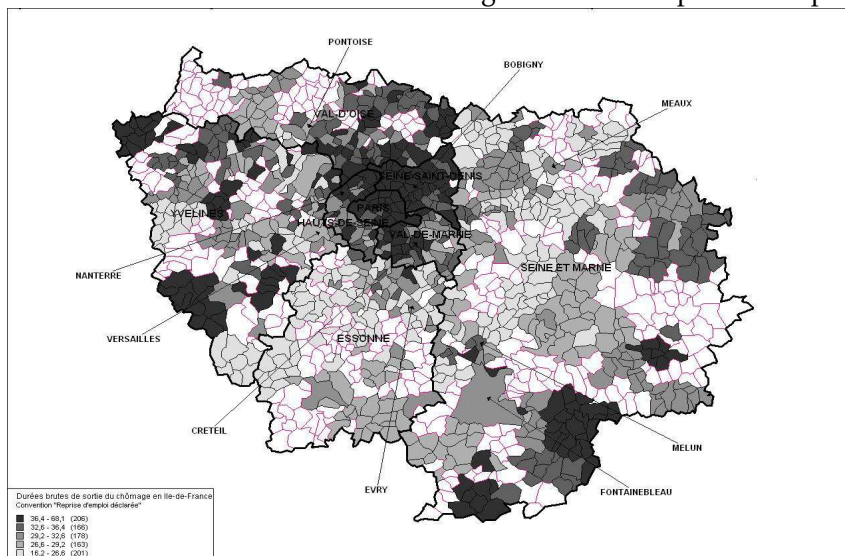
FIGURE 2.5 – Durées brutes de chômage avant une sortie des listes



Source : Estimations SOLSTICE, à partir du Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi 2001-2006.

Lecture : Les communes en gris clair sont celles où en moyenne l'on sort du chômage le plus vite. Les communes en noir sont celles où l'on sort le moins vite du chômage. Chaque quintile est figuré par une couleur. Les durées les plus longues sont représentées en gris foncé. Les durées les plus faibles sont représentées en gris clair.

FIGURE 2.6 – Durées brutes de chômage avant une reprise d'emploi



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Notes : La carte exprime la durée de chômage moyenne en mois pour chacune des communes de la région. Les communes en gris clair sont celles où en moyenne l'on sort du chômage le plus vite. Les communes en gris foncé sont celles où l'on sort le moins vite du chômage. Les durées ont été évaluées dans chaque localité à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux. La FIGURE 2.5 correspond à la définition la plus large des sorties du chômage, qui est celle des sorties des listes de Pôle Emploi. La FIGURE 2.6 correspond à des sorties où un motif de retour à l'emploi a été déclaré par le demandeur.

- Au sud de la région, on recense une large zone favorable au retour à l'emploi dans le département de l'Essonne. Ce massif couvre la quasi-totalité du nord du département et déborde légèrement sur les deux départements limitrophes à l'est et à l'ouest. Il s'étend de Chilly-Mazarin et Massy au nord jusqu'à Etrichy, Morigny-Champigny au sud-ouest et aux communes de Limours et Nandy respectivement à l'ouest et à l'est.
- Une autre zone de moindre superficie, à l'extrême sud des Yvelines, regroupe des localités avec de faibles durées de chômage telles qu'Ablis, Orsonville, Allainville etc.
- À l'ouest de Paris, toujours dans les Yvelines, un massif favorable au retour à l'emploi englobe les communes de Trappes, Guyancourt et Versailles.
- À l'est de Paris, en Seine-et-Marne, un massif regroupe les communes de Combs-la-ville, Savigny-le-temple ou encore Coubert. Il s'inscrit dans la continuité géographique du massif très favorable déjà recensé au sein du département de l'Essonne.
- Un dernier massif relativement favorable aux sorties du chômage se trouve au centre du Val d'Oise, autour de la commune de Cergy-Pontoise.

La région Ile-de-France comporte aussi un certain nombre de zones caractérisées par de longues durées de chômage, qui figurent en noir sur la carte des durées.

- Au sud-est de la Seine-et-Marne, un massif suit la vallée de l'Yonne autour de Montereau.
- À l'est de la Seine-et-Marne, entre les cantons de la Ferté-Gaucher et Villiers-Saint-Georges, un second massif défavorable peut être localisé où les durées de chômage dépassent treize mois.
- On recense un autre massif défavorable débordant sur deux départements. Celui-ci regroupe à la fois des communes des Yvelines et d'autres du département du Val-d'Oise. Il est limité, au Sud, par les communes de Guitrancourt, Mezy-sur-Seine (Yvelines) et, au Nord, par les communes de Saint-Gervais ou Nucourt (Val-d'Oise).
- Enfin, la ville de Paris se présente comme une zone uniformément défavorable à la sortie du chômage, avec des durées qui varient entre douze et quinze mois selon les arrondissements.

Globalement, la position de tous ces massifs produit d'importants contrastes entre les différents départements qui composent l'Ile-de-France. La logique générale de l'organisation des cartes de sortie du chômage en Ile-de-France est de nature circulaire. Au centre et dans la grande périphérie, les sorties du chômage sont plus rares que dans une zone intermédiaire de

moyenne périphérie à l'échelle régionale. Ainsi, Paris et la petite couronne se démarquent par la présence de nombreux massifs défavorables à la sortie du chômage et au retour à l'emploi. Puis, on observe une sorte de ceinture au-delà de la petite couronne où les durées moyennes de sorties du chômage sont relativement favorables. C'est très net dans le département de l'Essonne qui comprend une large zone favorable au retour à l'emploi où les durées moyennes de chômage sont souvent inférieures à dix mois, ce qui le distingue particulièrement des autres départements. Enfin, les localités les plus éloignées du centre se caractérisent généralement par des durées du chômage élevées.

L'usage de l'une ou l'autre des deux définitions, les "sorties de listes" ou les "reprises d'emploi déclarée" (FIGURE 2.5 et FIGURE 2.6) conduit à des résultats souvent équivalents, même si quelques exceptions sont notables. On peut ainsi recenser des zones défavorables aux sorties des listes du chômage qui sont pourtant favorables aux reprises d'emploi déclarées. Une interprétation est que dans ces communes les flux vers l'emploi sont relativement plus soutenus que les flux vers l'inactivité. En revanche, des zones apparaissent favorables aux sorties du chômage mais défavorables aux reprises d'emploi déclarées. C'est le cas de toute la Seine-Saint-Denis. L'interprétation inverse peut être donnée. Dans ce département, les flux vers l'inactivité sont relativement plus soutenus que ceux au sein de l'activité, entre chômage et emploi. C'est notamment le cas pour :

- Un massif situé à l'extrême sud-ouest de la Seine-et-Marne. Celui-ci regroupe un ensemble de communes telles que Barbizon, Larchant, Burcy, Rumont etc. Une commune unique se démarque de ce massif avec une durée inférieure à onze mois (La Chapelle-la-Reine).
- Un autre massif qui, lui, se situe sur le canton de Nangis, à l'est de la Seine-et-Marne. Les "sorties des listes" y sont rares mais les "reprises d'emploi déclarées" sont proches de la médiane. Inversement, des zones apparaissent favorables aux sorties du chômage mais défavorables aux reprises d'emploi déclarées. C'est le cas de toute la Seine-Saint-Denis. L'interprétation inverse peut être donnée. Dans ce département, les flux de l'activité à l'inactivité sont relativement plus soutenus que ceux au sein de l'activité, entre emploi et chômage.

2.2.3.2 Les effets de la composition socio-démographique

Les cartes de durées nettes indiquent ce qu'auraient été les performances des localités si les chômeurs avaient eu les caractéristiques socio-démographiques moyennes de leur région

(sexe, âge, nationalité, situation matrimoniale, nombre d'enfants, plus haut diplôme obtenu, handicap, type de contrat recherché, métier (code ROME), motif d'entrée en chômage, situation relativement au RMI). Elles mettent ainsi en évidence le rôle des caractéristiques des chômeurs dans les disparités locales.

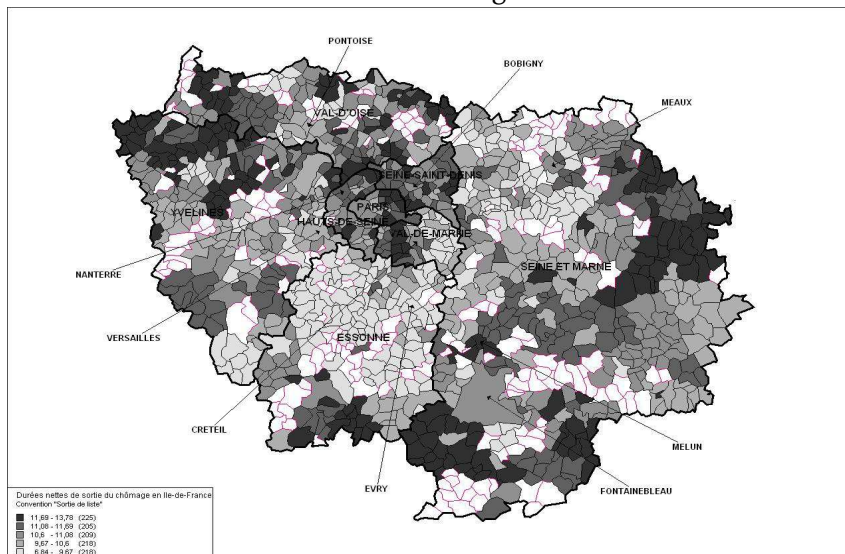
Lorsque l'on raisonne comme si tous les chômeurs avaient les mêmes caractéristiques, on ne diminue que faiblement la dispersion locale. Les 10% de localités les moins favorisées ont une durée de chômage de 12,6 mois et les 10% les plus favorisées ont une durée de 9,2 mois. L'écart relatif est de 37%, ce qui reste assez élevé (on était avec les durées brutes à 40%). Le constat est le même avec une autre mesure statistique de la dispersion des localités. Cela signifie que, globalement, les écarts entre localités ne s'expliquent pas par des différences de composition socio-économique. Cela est vrai avec la définition "sortie de listes" comme avec celle des "reprises d'emploi déclarées" (FIGURE 2.7 et FIGURE 2.9).

L'observation des cartes conduit à un autre constat, valable pour les deux définitions des sorties du chômage. Beaucoup de communes n'appartenant pas aux déciles extrêmes voient leur position se modifier du fait du passage des durées brutes aux durées nettes : les populations de ces localités possèdent donc des caractéristiques différentes de celles que l'on rencontre en moyenne dans la région. Si les caractéristiques individuelles des chômeurs n'expliquent pas globalement les écarts entre localités, elles peuvent jouer un rôle sensible localement en modifiant les positions relatives de nombreuses localités.

Par ailleurs, nous constatons que les effets de massifs observés avec les cartes de durées brutes se maintiennent avec celles de durées nettes. Sauf exception, les espaces les plus favorables ou les plus défavorables au retour à l'emploi ne le doivent donc pas à la structure des populations qui les composent. Ce constat confirme l'existence d'un effet de territoire indépendant des caractéristiques individuelles des chômeurs sur ces territoires.

La lecture de la FIGURE 2.8 et de la FIGURE 2.10 permet de vérifier et de mesurer l'impact de la composition de la main-d'œuvre locale sur le retour à l'emploi. Ces cartes représentent la différence entre durées brutes et durées nettes à un niveau communal, selon la définition "sortie de listes" et "reprise d'emploi déclarée". Rappelons que cette différence est un indicateur de l'effet de la composition socio-économique. Si l'indicateur obtenu est négatif pour une commune donnée, alors celle-ci bénéficie d'une main-d'œuvre dont la composition favorise la sortie du chômage (elle apparaît alors en gris clair). Inversement, un indicateur positif tend à montrer que la composition est défavorable à la sortie du chômage (la localité est colorée en

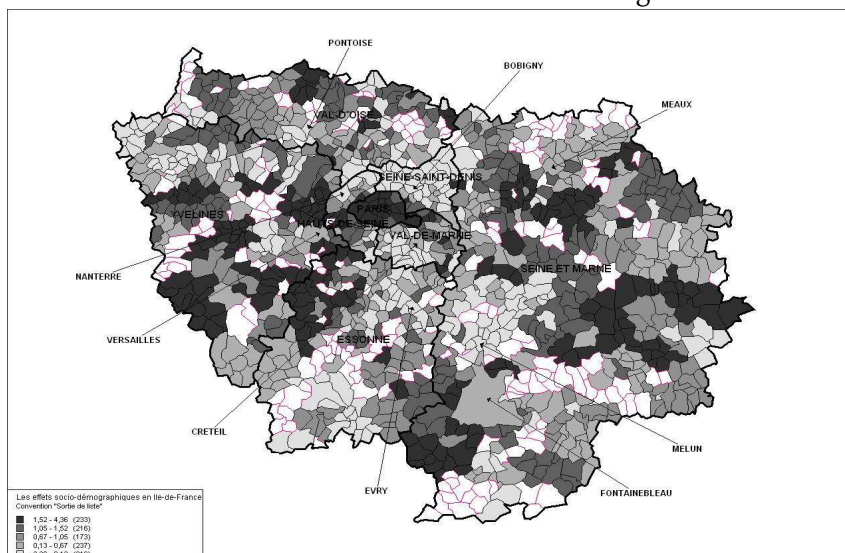
FIGURE 2.7 – Durées nettes de chômage avant une sortie de listes



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Notes : Pour les codes couleurs, cf. légende de la FIGURE 2.5. Les "durées nettes" sont établies en calculant les durées de chômage que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région.

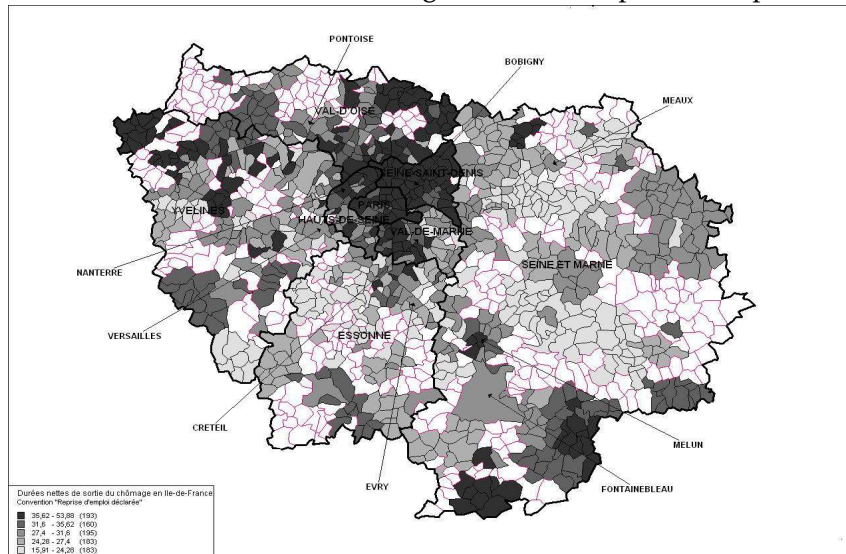
FIGURE 2.8 – Durées brutes moins nettes de chômage - Sortie de listes



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Lecture : La différence : durée brute – durée nette permet de vérifier si la composition de la main-d'œuvre est localement favorable ou défavorable au retour à l'emploi. Une différence positive signifie qu'elle est défavorable. Les localités les plus favorables figurent en gris clair.

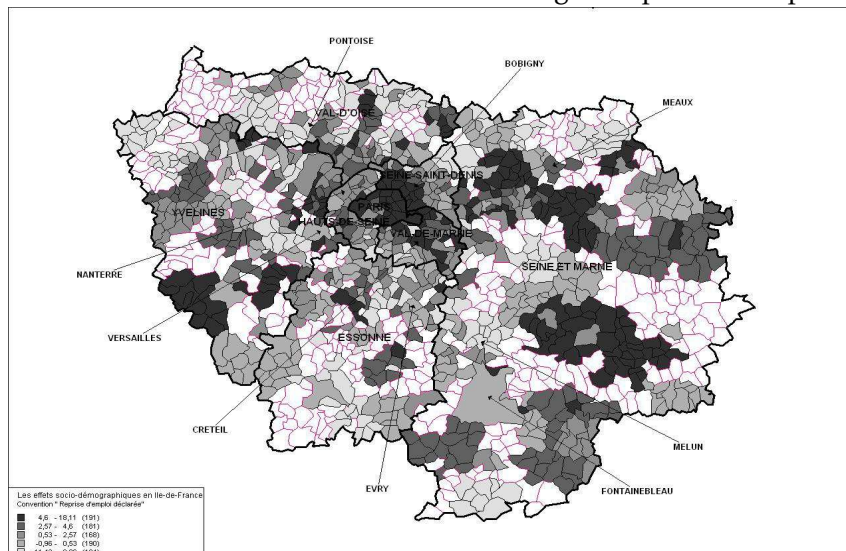
FIGURE 2.9 – Durées nettes de chômage avant une reprise d'emploi déclarée



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Notes : Pour les codes couleurs, cf. légende de la FIGURE 2.5. Les "durées nettes" sont établies en calculant les durées de chômage que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région.

FIGURE 2.10 – Durées brutes moins nettes de chômage - Reprises d'emplois déclarées



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Lecture : La différence : durée brute – durée nette permet de vérifier si la composition de la main-d'œuvre est localement favorable ou défavorable au retour à l'emploi. Une différence positive signifie qu'elle est défavorable. Les localités les plus favorables figurent en gris clair.

gris foncé).

Dans l'ensemble, quelle que soit la définition du chômage retenue, il apparaît que les aires géographiques où la main-d'œuvre est localement favorable (ou défavorable) au retour à l'emploi demeurent les mêmes. Pourtant, on recense certains massifs qui ont tendance à changer de position selon la définition privilégiée. Ce phénomène est particulièrement flagrant pour la Seine-Saint-Denis. Ce département a une composition locale favorable à la sortie du chômage concernant les sorties de listes. Lorsque l'on contrôle cet effet, en raisonnant en durée nette, ce département ne présente plus une durée du chômage faible avant la sortie des listes. Le constat de chances élevées de sortir des listes du chômage en Seine-Saint-Denis est donc entièrement lié à un effet de composition. Cet effet ne joue que pour les "sorties de listes". Pour les "reprises d'emploi déclarées", l'effet est inversé : cette fois-ci la composition des demandeurs d'emploi de Seine-Saint-Denis désavantage le département.

Nous constatons aussi des effets de composition pour l'Essonne et les Yvelines qui présentaient tous deux une zone dont la composition socio-démographique était défavorable pour les "sorties de liste", et qui ne présente plus d'effet de ce type pour les "reprises d'emploi déclarées". Ces cas montrent finalement que certaines populations, de par leurs caractéristiques, sortent plus facilement des listes qu'elles ne retrouvent un emploi.

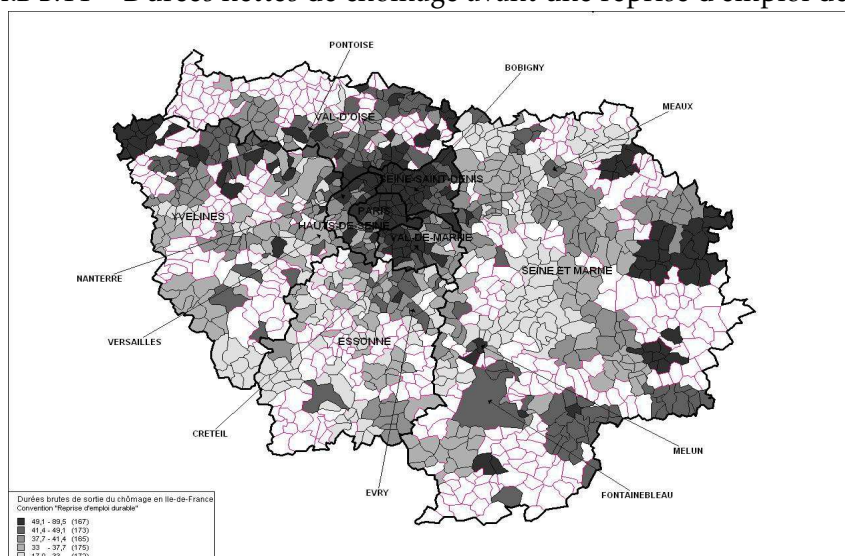
Enfin, une relative opposition s'opère au sein de la région Ile-de-France et semble résister aux changements de définitions opérés. Au nord-ouest de Paris, dans les départements du Val-d'Oise et dans une partie des Yvelines, la composition de la main-d'œuvre semble relativement favorable. En revanche, le sud et l'est de l'Ile-de-France présentent une population locale dont les caractéristiques sont un frein au retour à l'emploi. Les compositions défavorables sont donc surtout localisées en Seine-Saint-Denis et en Seine-et-Marne.

2.2.3.3 La prise en compte de la pérennité des sorties

Il est intéressant de se demander si tous ces constats sur l'ampleur des disparités locales et leur concentration dans l'espace sont modifiés lorsque l'on prend en compte la pérennité des sorties du chômage. La figure suivante (FIGURE 2.11) permet de répondre à ce type de question. On y observe les reprises d'emploi durables (au moins six mois). Notons que si l'on ne prend en compte que les reprises durables, la durée médiane du chômage est d'environ 50 mois, contre 37 mois en considérant toutes les reprises de plus d'un mois.

Dans l'ensemble, la prise en compte de la pérennité des sorties modifie peu les constats

FIGURE 2.11 – Durées nettes de chômage avant une reprise d'emploi déclarée



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Notes : Pour les codes couleurs, cf. légende de la FIGURE 2.5. Les sorties durables sont estimées en ne tenant pas compte des sorties de moins de six mois : on n'enregistre comme sorties du chômage que celles de plus de six mois. Les durées de chômage ont été évaluées dans chaque commune à l'aide d'estimations économétriques de modèles de Weibull à effets fixes locaux.

précédents. En effet, la plupart des massifs identifiés comme favorables ou défavorables le restent même lorsque l'on ne considère que les reprises pérennes. On peut noter cependant que de nombreuses communes se révèlent moins favorables dès lors que l'on tient compte de cette nouvelle définition. Ce recul en termes de performances correspond à des reprises d'emplois courtes, symptomatiques de contrats saisonniers et/ou précaires.

2.2.4 Analyse de la distribution spatiale du chômage

Les analyses cartographiques précédentes donnent l'impression d'une nette différenciation de la région par les durées de chômage. Afin d'avoir une confirmation statistique de ce résultat, nous calculons le coefficient d'autocorrélation I de Moran pour les durées de chômage. Le I de Moran peut être interprété comme le rapport de la covariance entre observations contiguës et de la variance totale observée de l'échantillon (Jayet, 1993). Il est donné par :

$$I = \frac{n}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \times \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (p_i - \bar{p})(p_j - \bar{p})}{\sum_i (p_i - \bar{p})^2} \quad (2.1)$$

où w_{ij} est un poids qui permet de rendre compte de la proximité géographique des unités spatiales i et j .

Par ailleurs, lorsque $I > E[I] = (n-1)^{-1}$ (respectivement $I < E[I]$), les valeurs prises par les

durées ne sont pas disposées aléatoirement mais sont proches (respectivement éloignées) pour deux unités spatiales voisines. Les unités spatiales géographiquement proches sont aussi statistiquement proches (respectivement éloignées) et nous concluons à la présence d'une autocorrélation spatiale positive (respectivement négative). Lorsque I est proche de $E[I]$, nous concluons à l'absence d'autocorrélation spatiale. Dans ce cas, nous ne pouvons établir aucun lien entre la proximité statistique et la proximité géographique des unités spatiales.

Dans les faits, le calcul de l'indice I de Moran est sensible à la définition de la matrice de poids spatiaux W (w_{ij}). Il existe effectivement plusieurs critères pour déterminer les unités spatiales qui seront considérées comme voisines : contiguïté (déplacements de type reine, fou ou roi), plus proches voisins, distance.

La forme générale pour une matrice de poids avec déplacement de type reine $W(q)$ est la suivante :

$$\begin{cases} w_{ij}^*(q) = 1 & \text{si les unités } i \text{ et } j \text{ sont contiguës à l'ordre } k \\ w_{ij}^*(q) = 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{et } w_{ij}(q) = w_{ij}^*(q) / \sum_j w_{ij}^*(q) \quad (2.2)$$

où $w_{ij}(q)$ est un élément de la matrice de poids standardisée¹². Si $k=1$, on a une matrice de contiguïté de type reine à l'ordre 1. Dans ce cas, deux unités spatiales sont voisines si elles ont un côté ou un sommet en commun. On peut généraliser cette notion. Dans ce cas, on dira que deux unités i et j sont contiguës à l'ordre k , si k est le nombre minimal de frontières à traverser pour aller de i à j .

La forme générale pour une matrice de poids de type "plus proche(s) voisin" à l'ordre k est la suivante :

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } i = j, \forall k \\ w_{ij}^*(k) = 1 & \text{si } d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad \text{et } w_{ij}(k) = w_{ij}^*(k) / \sum_j w_{ij}^*(k) \quad (2.3)$$

où $w_{ij}(k)$ est un élément de la matrice de poids standardisée et $d_i(k)$ est un seuil critique de distance pour chaque unité i . Plus précisément, $d_i(k)$ représente la distance en nombre d'unités

12. Les matrices de contiguïté ou les matrices de poids généralisées sont souvent standardisées de telle sorte que la somme de chaque ligne est égale à 1. Les poids sont alors compris entre 0 et 1 et cette opération rend les paramètres spatiaux dans les processus spatiaux comparables entre les modèles (Le Gallo, 2002).

voisines. Par exemple, retenir les plus proches voisins à l'ordre 3 signifie que chaque unité i aura exactement trois voisins et que ceux-ci ont les distances les plus petites.

De manière similaire, la forme générale pour une matrice de distance est la suivante :

$$\begin{cases} w_{ij}^*(\bar{d}) = 0 & \text{si } i = j, \forall \bar{d} \\ w_{ij}^*(\bar{d}) = 1 & \text{si } d_{ij} \leq \bar{d} \\ w_{ij}^*(\bar{d}) = 0 & \text{si } d_{ij} > \bar{d} \end{cases} \quad \text{et } w_{ij}(\bar{d}) = w_{ij}^*(\bar{d}) / \sum_j w_{ij}^*(\bar{d}) \quad (2.4)$$

où $w_{ij}(\bar{d})$ est un élément de la matrice de poids standardisée et \bar{d} est un seuil critique de distance au-delà duquel nous considérons qu'il n'y a plus d'interactions.

Nous présentons dans le TABLEAU 2.7 le I de Moran pour les durées brutes et les durées nettes ("sortie de listes" et "reprises d'emplois déclarées") avec différentes définitions pour la matrice de poids.

Tableau 2.7 – Autocorrélation spatiale globale des durées de chômage

Durées nettes - sortie de listes			
Matrice W	I de Moran	Écart-type	p-valeur
Reine 1	0,6482	0,0199	0,001
Reine 2	0,4854	0,0131	0,001
Distance (< 5 km)	0,6007	0,0161	0,001
Durées nettes - reprise d'emploi			
Matrice W	I de Moran	Écart-type	p-valeur
Reine 1	0,7346	0,0231	0,001
Reine 2	0,6094	0,0168	0,001
Distance (< 5 km)	0,6571	0,0149	0,001

Source : Estimations SOLSTICE et recensement de la population (1999).

Notes : Pour les durées nettes - sortie de listes, $E[I] = -0,0012$. Pour les durées nettes - reprise d'emploi, $E[I] = -0,0011$.

Quelle que soit la définition qui est retenue, nous observons de l'autocorrélation spatiale significative en ce qui concerne les durées de chômage en région Ile-de-France. Cette statistique semble confirmer ce que laissait apercevoir les cartes. Des communes proches géographiquement sont également proches en termes de durées moyennes de chômage. Néanmoins, cette mesure est incomplète car la statistique de Moran globale ne dit rien sur la localisation des massifs de communes aux durées similaires.

Pour étudier l'association spatiale des durées de chômage, on calcule la statistique d'auto-corrélation locale LISA I_i (Anselin, 1995). Elle est définie par :

$$\frac{\sum_j w_{ij}(z_i - \bar{z})(z_j - \bar{z})}{\sum_i (z_i - \bar{z})^2} \quad (2.5)$$

avec z_i et z_j les durées de chômage dans les unités spatiales i et j , telles que i et j sont voisines selon la matrice de poids w_{ij} . \bar{z} représente la durée moyenne des observations. Cette statistique permet d'étudier le regroupement spatial significatif de valeurs similaires ou dissimilaires autour de chaque unité spatiale.

Cinq types d'association spatiale peuvent être identifiés :

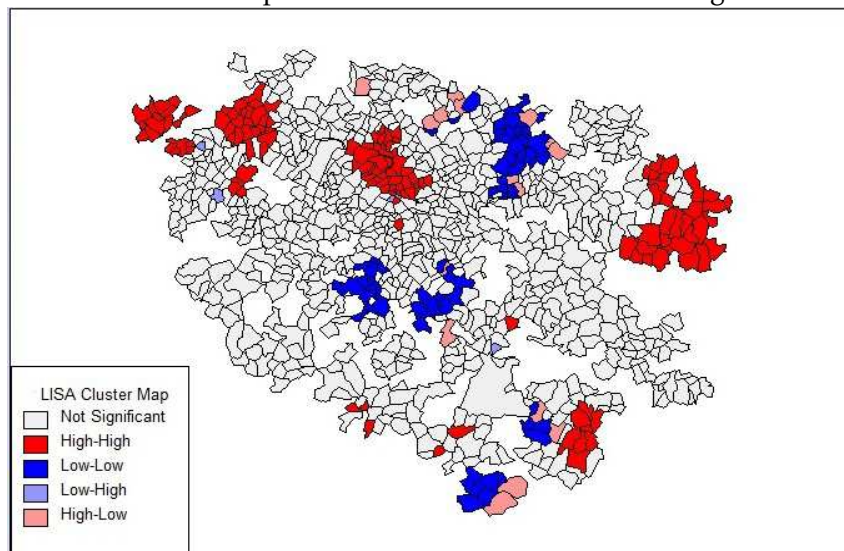
- High-High : autocorrélation spatiale positive. Unités spatiales avec des durées de chômage élevées entourées d'unités spatiales avec des durées de chômage élevées.
- Low-Low : autocorrélation spatiale positive. Unités spatiales avec des durées de chômage faibles entourées d'unités spatiales avec des durées de chômage faibles.
- Low-High : autocorrélation spatiale négative. Unités spatiales avec des durées de chômage faibles entourées d'unités spatiales avec des durées de chômage élevées.
- High-Low : autocorrélation spatiale négative. Unités spatiales avec des durées de chômage élevées entourées d'unités spatiales avec des durées de chômage faibles.
- Autres : association spatiale statistiquement non significative (à 1%).

La FIGURE 2.12 et la FIGURE 2.13 permettent de représenter ces cinq types d'association spatiale pour les durées de chômage en région Ile-de-France. Que cela soit pour les "sorties de listes" ou les "reprises d'emplois déclarées", on observe globalement les mêmes phénomènes. Le nord-est de Paris (certains arrondissements et une partie de la Seine-Saint-Denis) est caractérisé par une autocorrélation spatiale positive. Des groupes de communes affichent effectivement des durées élevées (High-High), ce qui est conforme à nos analyses qui visaient à repérer les massifs de communes aux durées similaires. Nous observons également le même type de phénomène pour un certain nombre de communes les plus éloignées du centre (en Seine et Marne, dans une partie des Yvelines et du Val-d'Oise).

L'étude de l'association spatiale révèle également de l'autocorrélation spatiale positive pour des communes avec de faibles durées de chômage (Low-Low). On observe une concentration de ce type de communes à proximité de la petite couronne au sud de Paris ou plus à l'est. Ces groupes de communes aux durées faibles sont plus importants avec la définition "reprise

d'emploi déclarée" qu'avec celle de "sortie de listes". Les "reprises d'emploi" laissent également apparaître des communes aux durées faibles, en Seine et Marne, à proximité de la ville nouvelle de Marne-la-Vallée ou au nord de Fontainebleau.

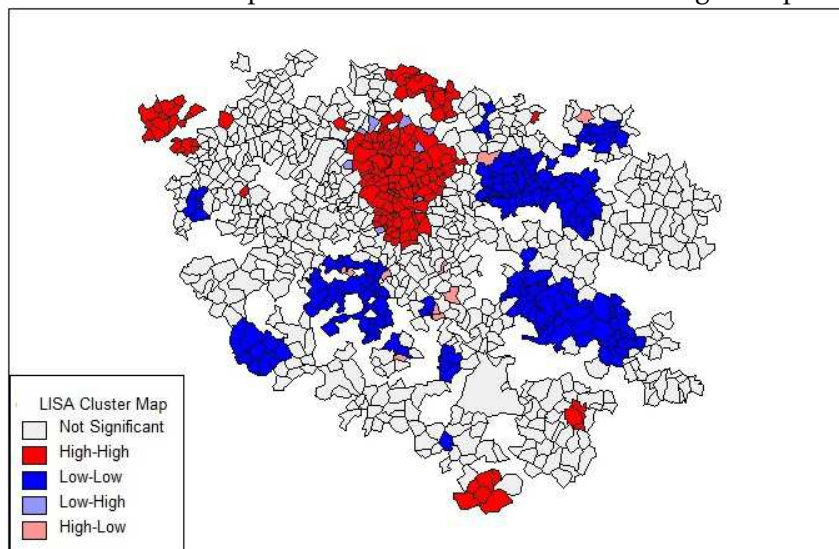
FIGURE 2.12 – Association spatiale des durées nettes de chômage - Sortie de listes



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Notes : Association spatiale significative au seuil de 1%. Les zones restées blanches sont les communes pour lesquelles nous n'avons pas pu calculer la durée de chômage.

FIGURE 2.13 – Association spatiale des durées nettes de chômage - Reprise d'emploi



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Notes : Association spatiale significative au seuil de 1%. Les zones restées blanches sont les communes pour lesquelles nous n'avons pas pu calculer la durée de chômage.

Enfin, dans les deux cas, les communes aux durées de chômage radicalement différentes

des communes voisines sont très peu nombreuses. Dans l'ensemble, il s'agit de communes aux durées de chômage élevées mais entourées d'autres communes aux durées de chômage plus faibles (High-Low). Celles-ci sont davantage observées dans la carte relative à la première définition. Elles sont surtout localisées au nord de Paris, dans le département du Val-d'Oise.

Dans cette section nous avons cherché à montrer plus spécifiquement les phénomènes décrits dans la SECTION 2.1 concernant les vingt deux régions françaises. Comme le suggérait cette première section, nous retrouvons à l'échelle de la région Ile-de-France de fortes disparités inter-communales mais aussi départementales. Pour autant nous avons aussi pu observer un certain nombre de régularités dans les chances de sortie du chômage qui forment ainsi des "massifs" de communes plus ou moins favorables à la sortie du chômage. Ces phénomènes se maintiennent même lorsque nous prenons soin de contrôler de la composition socio-économique de la commune. Les disparités observées dans les sorties du chômage ne s'expliquent vraisemblablement pas que par des différences dans les caractéristiques individuelles des chômeurs. Dans ce cas, il est fort probable qu'il existe un effet propre du territoire.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons cherché à montrer que le problème de chômage se définissait également à l'échelle local. Lorsque l'on parle de l'augmentation ou de la baisse du chômage en France, on ne prête que très rarement attention à son évolution à l'échelle régionale. Or, même l'échelle de la région peut se révéler insuffisante tant les disparités entre départements et même entre localités peuvent être fortes. L'analyse et la mise en évidence de ces disparités locales de durées du chômage, effectuées dans ce chapitre, suggèrent que la dimension territoriale est un élément important à considérer. Cette apparente diversité ne masque pas totalement non plus l'existence de zones homogènes en ce qui concerne les problèmes de chômage. Ces zones ne présentent pas toujours de correspondances avec les limites administratives connues.

Par ailleurs, dans ce chapitre nous avons montré que les disparités observées entre communes n'étaient pas nécessairement dues à des différences dans la composition socio-économique des demandeurs d'emplois présents localement. Il ressort que la plupart des phénomènes déjà observés concernant les disparités des durées brutes de chômage se maintiennent lorsque l'on s'intéresse aux durées nettes de chômage. Le fait de fixer les caractéristiques socio-économiques de la main d'œuvre d'une commune à son niveau régional moyen n'a que peu d'effets sur les

écarts de situation rencontrés. Il semble bien qu'outre la prise en compte des caractéristiques individuelles dans le retour à l'emploi, il importe de considérer la dimension spatiale et l'importance du territoire.

Dans la première section, nous avons montré que les disparités et régularités spatiales de sortie du chômage sont des phénomènes communs à chacune des régions de France métropolitaine. Toutefois, certaines régions sont plus homogènes que d'autres en termes de durées du chômage. Inversement, d'autres sont caractérisées par des inégalités plus fortes qu'ailleurs. L'analyse sur les régions met en exergue un certain nombre d'effets communs à certaines régions, parmi lesquels : l'effet "frontière" (quand les localités tirent profit de la proximité avec un pays frontalier), l'effet "spécialisation de l'emploi" (quand les localités sont confrontées à certaines activités économiques en déclin), l'effet "durabilité de l'emploi" (lorsque les reprises d'emplois dans certaines localités correspondent surtout à des emplois saisonniers) et l'effet "capitale régionale" (lorsqu'il y a attractivité des métropoles régionales sur la main d'œuvre qualifiée).

La seconde section est focalisée sur la région la plus contrastée de France : la région Ile-de-France. Les différences entre les départements sont elles aussi importantes. Sur les huit départements, Paris et l'Essonne présentent des profils extrêmes. Pour autant, en Ile-de-France comme ailleurs, il existe des régularités dans les disparités spatiales des sorties du chômage. On relève une opposition dans la composition des demandeurs d'emploi entre l'est et le nord, d'un côté, l'ouest et le sud de l'autre. On relève également une logique circulaire où le centre et la grande périphérie présentent de faibles taux de retour à l'emploi alors que dans la périphérie intermédiaire les taux de sortie sont élevés. La durée locale du chômage dessine ainsi une courbe en U en fonction de la distance au centre de Paris. Nos analyses cartographiques révèlent également la présence de "massifs" de communes dont les durées de chômage sont très proches. Or, leurs contours ne semblent pas coïncider avec les contours de zonages déjà existants.

Annexe CHAPITRE 2

ANNEXE 1.1. ESTIMATION DES TAUX DE SORTIE DU CHÔMAGE

Spécification

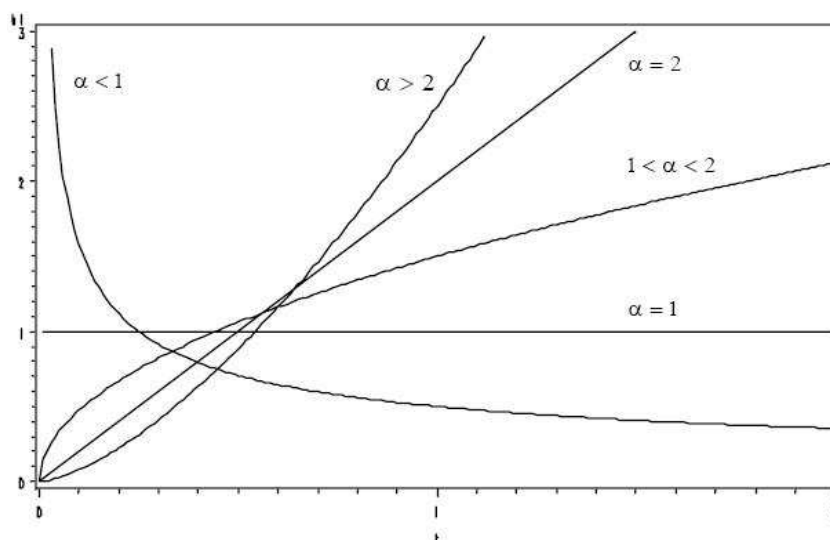
Pour estimer les différents taux de sortie du chômage, nous utilisons un modèle de Weibull. Ce choix résulte de la nécessité d'avoir un modèle suffisamment souple, tout en étant applicable à des bases de données de plusieurs millions d'observations. Le paramètre essentiel du modèle de Weibull est la fonction de hasard, qui donne le taux de sortie instantané du chômage. On la définit de la manière suivante :

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(X_i b)$$

où h_0 est le hasard de base, qui ne dépend que du temps et X_i l'ensemble des variables explicatives pour l'individu i . Dans le cas du modèle de Weibull, la fonction de hasard prend la forme spécifique suivante :

$$h_0(t) = \alpha t^{\alpha-1}, \quad \alpha > 0$$

Selon la valeur de α , le hasard de base peut être croissant ou décroissant. Le cas particulier $\alpha = 1$ correspond au modèle exponentiel, qui se caractérise par l'absence de relation entre la durée passée au chômage et le taux de sortie instantané du chômage. Une valeur de α inférieure à l'unité signifie que le taux de sortie instantané du chômage décroît avec la durée passée au chômage.



Pour nos estimations, nous utilisons deux autres quantités. La première est la fonction de survie, qui donne la probabilité que la durée du chômage soit inférieure à un seuil donné :

$$S_i(t) = \exp(-\exp(X_i b) t^\alpha)$$

Cette fonction sert à calculer les taux bruts et les taux nets, qui donnent la probabilité de sortir du chômage avant t mois pour un individu de caractéristiques X_i . On peut également préférer exprimer la rapidité du retour à l'emploi en utilisant l'espérance de nombre de mois passés au chômage à partir de la date d'inscription, qui est égale à :

$$E(T) = \exp(X_i b / \alpha) \gamma (1 + 1/\alpha)$$

Estimation

Pour estimer ce modèle, on utilise la méthode du maximum de vraisemblance. Ici, il faut tenir compte du fait qu'une partie des durées ne sont pas observées jusqu'à leur terme. On parle d'observations censurées. Il existe deux sources principales de censure dans notre étude : d'une part, les personnes qui étaient encore au chômage à la date d'arrêt du fichier ; d'autre part, les personnes qui sont sorties du fichier pour un autre motif que le retour à l'emploi.

La durée complète est notée t_i , la durée au-delà de laquelle la donnée est censurée est notée \bar{t}_i , et la durée que nous observons est égale à :

$$y_i = \min(t_i, \bar{t}_i)$$

La densité d'observation d'une durée complète y_i est donnée par :

$$f(y_i) = h(y_i) \cdot S(y_i)$$

et la probabilité d'observer une durée censurée est donnée par $S(y_i)$. En notant c_i une variable indicatrice égale à 1 si la donnée est censurée et 0 sinon, la densité d'observation d'une durée quelconque y_i est définie par :

$$L_i = f(y_i)^{1-c_i} \cdot S(y_i)^{c_i} = (h(y_i)S(y_i))^{1-c_i} = h(y_i)^{1-c_i} S(y_i)$$

La log vraisemblance de l'échantillon est donc égale à la quantité suivante dans le cas général :

$$l = \sum_{i=1}^N \ln L_i = \sum_{i=1}^N (1 - c_i) \ln h(y_i) + \ln S(y_i)$$

Pour le modèle de Weibull, on obtient :

$$l = \sum_{i=1}^N (1 - c_i) (X_i b + \ln \alpha + (\alpha - 1) \ln y_i) - \exp(X_i b) y_i^\alpha$$

Les paramètres (α, b) sont obtenus en maximisant cette fonction.

Taux bruts et taux nets

Les taux bruts sont des taux de sortie calculés en tenant compte des problèmes de censure des données. Pour cela on estime un modèle qui ne contient que les indicatrices communales. Soient d_j les indicatrices communales ($j = 1, \dots, J$), on estime le modèle défini par la fonction de survie :

$$S_i(t) = \exp \left\{ -\exp \left(\sum_{j=1}^J \gamma_{0,j} d_{j,i} \right) t^{\alpha_0} \right\}$$

Ce modèle est équivalent à postuler un taux de sortie spécifique à chaque localité j . Les taux bruts s'obtiennent donc par la formule :

$$\hat{S}_j^B(t) = \exp \left\{ -\exp(\hat{\gamma}_{0,j} d_{j,i}) t^{\hat{\alpha}_0} \right\} \quad j = 1, \dots, J.$$

Pour calculer les taux nets, on commence à estimer le modèle avec les variables explicatives individuelles (X_{1i}, \dots, X_{Ki}) et les indicatrices de localité (D_{1i}, \dots, D_{ji}) , puis on fixe les variables

individuelles au niveau de la moyenne nationale $(\bar{X}_1, \dots, \bar{X}_K)$ pour ne conserver que les différences qui viennent des localités. Le modèle estimé est donc :

$$S_i(t) = \exp \left\{ -\exp \left(\sum_{j=1}^J \gamma_{1,j} + \sum_{k=1}^K X_{ki} \beta_k \right) t^{\alpha_1} \right\}$$

On remarque que les coefficients des indicatrices communales sont différents dans un modèle avec variables explicatives. On calcule ensuite le taux net de sortie au niveau de la commune comme :

$$\hat{S}_j^N(t) = \exp \left\{ -\exp \left(\gamma_{1,j} + \sum_{k=1}^K \bar{X}_{ki} \hat{\beta}_k \right) t^{\hat{\alpha}_1} \right\}$$

En utilisant la même méthode, on peut estimer des durées moyennes de chômage brutes, en utilisant $(\hat{\alpha}_0, \hat{\gamma}_0)$, et des durées nettes, en utilisant $(\hat{\alpha}_1, \hat{\gamma}_1, \hat{\beta}_1)$

Deuxième partie

Mettre en évidence un effet du contexte local sur l'emploi

Introduction de la deuxième partie

Le rôle du contexte local a fait l'objet de nombreux travaux outre-Atlantique et même au sein des pays européens. Le terme de contexte local est large et comprend ce qui a trait aux problèmes d'effets de quartier ou aux problèmes de distance physique aux emplois. Le CHAPITRE 1 avait pour objectif de présenter les différents mécanismes propres à chacun et de dresser une revue des travaux existants. L'objectif de cette deuxième partie est d'apporter notre contribution à la littérature existante. Nous proposons des travaux qui se veulent originaux et qui ont pour ambition de mettre en évidence les effets de quartier sur l'accès à l'emploi (au sens de trouver un emploi). Nous voulons vérifier si la situation des individus sur le marché du travail peut effectivement s'expliquer par un effet du lieu de résidence, *toutes choses égales par ailleurs*. Nous cherchons à démontrer que les performances et trajectoires individuelles ne s'expliquent pas uniquement par les caractéristiques socio-économiques et que le territoire a une influence propre.

Dans le premier chapitre (CHAPITRE 3) l'accent est mis sur le rôle des effets de quartiers sur la carrière des individus. Il s'agit de voir s'il existe un effet de vivre dans un quartier "défavorisé" sur un indicateur de résultat donné. La principale difficulté reste de trouver une définition de ce que l'on appelle un quartier "défavorisé". Pour nous, ce type de quartier est un quartier qui est caractérisé par une concentration de populations jugées fragiles sur le marché du travail. Cela peut être un quartier qui agglomère des populations à faibles revenus, des chômeurs, des personnes peu ou pas diplômées, des actifs de catégories socio-professionnelles les plus basses, etc. Cela peut aussi être un quartier qui concentre des logements sociaux, puisque l'on sait que ce type de logement est principalement attribué aux personnes à faibles revenus. Il est également possible de retenir une définition plus adéquate et moins controversée : un quartier "défavorisé" serait un quartier qui abrite une Zone Urbaine Sensible (ZUS). Nous verrons que, par construction, ces territoires concentrent des populations aux caractéristiques défavorables.

Parmi les objectifs affichés de ce chapitre, nous analysons l'effet de résider dans un quartier "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi pour un échantillon d'hommes uniquement qui résident en Ile-de-France. Deux définitions d'un quartier "défavorisé" sont retenues : une définition subjective qui consiste à catégoriser un quartier comme "défavorisé" dès lors qu'il réunit un certain nombre de caractéristiques défavorables ; une définition plus objective qui consiste à retenir comme quartier de ce type, les quartiers qui abritent une ou plusieurs ZUS.

Nous accordons également une attention particulière au problème du biais d'endogénéité par des méthodes économétriques appropriées ou en raisonnant sur un échantillon d'individus qui résident dans des logements HLM (en supposant que le choix de localisation est quasi-exogène car l'individu a une influence très relative). Nous trouvons un effet du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi après avoir contrôlé d'un certain nombre de caractéristiques individuelles observables.

Par la suite, nous essayons d'approfondir la question des effets de quartier en regardant leur impact sur le processus de recherche d'emploi. L'analyse est effectuée sur un échantillon de demandeurs d'emplois issus de trois régions différentes : l'Ile-de-France, le Nord-Pas-de-Calais et la Provence-Alpes-Côte-d'Azur¹³. Nous innovons par rapport à l'approche précédente de trois façons. En premier lieu, nous ne raisonnons plus à l'échelle du quartier mais à l'échelle de la commune de résidence. Observer un effet de quartier, en travaillant sur ce découpage géographique plus large, tend à montrer l'importance de ne pas se restreindre à l'entourage immédiat des individus lorsque l'on considère le rôle du contexte local. En second lieu, la "qualité" d'une commune est définie successivement par son taux de chômage, sa part de personnes non diplômées et son potentiel fiscal. Ce choix permet de voir si les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi dépendent d'une caractéristique socio-économique en particulier ou si cela importe peu. Enfin, l'analyse est effectuée sur plus longue période. Nous suivons des demandeurs d'emplois inscrits à l'ANPE en 1995 et ce, jusqu'en 1998. Nous regardons si la commune de résidence a un effet sur la durée nécessaire avant de retrouver un emploi ou sur la durée nécessaire avant de retrouver un emploi à durée indéterminée. Nous trouvons dans tous les cas un effet de la commune de résidence sur l'accès à l'emploi. Cet effet est plus fort lorsque l'on contrôle de l'endogénéité du lieu de résidence que lorsque l'on ne la contrôle pas. Sans contrôle de ce biais, on surestime une partie de l'effet du contexte local.

Le second chapitre (CHAPITRE 4) est à distinguer du précédent à la fois par son approche et par la méthodologie qui est mise en place. Nous nous intéressons à un mécanisme particulier propre aux effets de quartier : le problème de discrimination territoriale. Nous partons d'un échantillon de jeunes sortant du système scolaire et regardons l'effet de vivre dans un quartier stigmatisé (en ZUS) sur le sentiment de discrimination à l'embauche ressenti et imputable à son lieu de résidence. Nous regardons également cet effet sur différents indicateurs de réus-

13. Cette restriction tient au fait que l'enquête Trajectoire des Demandeurs d'Emplois de la DARES n'a été effectuée que sur des demandeurs d'emplois de ces trois régions.

site sur le marché du travail, comme le fait d'avoir trouvé un emploi trois ans plus tard ou le fait d'avoir trouvé un emploi à temps plein. Lorsque nous analysons l'effet de vivre dans un quartier étiqueté ZUS sur l'accès à l'emploi, nous ne mesurons que très imparfaitement le rôle de la discrimination territoriale puisque se mêlent également les effets de pairs, les effets de réseau, etc. C'est pourquoi, nous restreignons notre analyse à un échantillon d'individus issus de quartiers évalués comme défavorisés (selon un indicateur synthétique de différentes caractéristiques socio-économiques repris du CHAPITRE 3) mais dont certains portent l'étiquette ZUS. Nous comparons l'accès à l'emploi d'individus similaires sur leurs caractéristiques observables et vivant dans des quartiers défavorisés, mais dont la seule différence tient au fait que certains de ces quartiers renvoient un signal négatif. L'effet résiduel observé, qui ne s'explique vraisemblablement ni par les caractéristiques individuelles et ni par la composition du quartier, peut être attribué à un processus de discrimination territoriale.

Une autre manière de vérifier la discrimination en fonction de l'adresse de résidence consiste à recourir à une expérience contrôlée qui correspond à une procédure de *testing*. Nous créons des individus fictifs qui sont similaires en tous points en ce qui concerne leurs compétences et qualifications. Le seul élément qui les distingue est le fait que certains candidats vivent soit dans une commune réputée comme "favorisée", soit dans une commune réputée comme "défavorisée" ou soit dans une commune réputée comme "défavorisée" mais qui a en plus été sujette à des émeutes. Cette dernière envoie donc un signal beaucoup plus négatif que la simple commune défavorisée, qui elle-même envoie un signal plus négatif que la commune favorisée. L'effet du lieu de résidence ne peut s'expliquer ici par de simples effets de pairs ou de réseau puisque les individus sont fictifs. Ils ne peuvent donc être affectés par leur entourage. L'effet du lieu de résidence ne peut s'expliquer que par un choix des employeurs, qui est lui-même guidé par la perception qu'ils ont du candidat au vu des caractéristiques qu'il affiche. Nous trouvons un effet du lieu de résidence sur l'accès à un entretien d'embauche uniquement pour les femmes. Deux raisons expliquent ce constat. D'abord, nous nous sommes placés sur une profession en tension (les informaticiens) pour laquelle il est difficile de trouver de la discrimination puisque les employeurs sont très demandeurs. Ensuite, les femmes sont hautement qualifiées et le fait qu'elles résident dans des communes défavorisées sont deux éléments qui entrent en contradiction pour les employeurs. Ce profil atypique peut interpeller et donc susciter de la méfiance lors de la phase de recrutement.

Chapitre 3

Les effets de quartier jouent-ils sur la recherche d'emploi ?

Sommaire

Introduction	134
3.1 Effets de quartier et accès à l'emploi : une analyse de la causalité	138
3.1.1 L'approche méthodologique	140
3.1.2 Faits stylisés sur l'agglomération parisienne	152
3.1.3 Résultats des modèles	155
3.2 Caractéristiques du lieu de résidence et recherche d'emploi	171
3.2.1 Données, indicateurs et stratégie économétrique	171
3.2.2 Statistiques descriptives	178
3.2.3 Résultats	182
Conclusion	196
Annexe CHAPITRE 3	198

Introduction ¹

Dans le CHAPITRE 1, nous avons cherché à montrer comment les effets de quartier pouvaient influencer sur les trajectoires individuelles. Rappelons que les effets de quartier sont entendus, ici, comme : les effets que produisent le quartier de résidence sur le comportement et les choix d'un individu donné. Ces effets suggèrent, entre autres, que les individus qui nous entourent, les personnes avec qui l'on se socialise - nos voisins, nos collègues, nos camarades de classe etc. - ont un rôle dans les choix de carrières et les trajectoires professionnelles, que le processus soit subit consciemment ou non. Dans ce chapitre, nous voulons vérifier et/ou démontrer empiriquement l'existence d'effets de quartier en France.

Globalement, les travaux qui cherchent à vérifier l'impact potentiel de ces effets de quartier sur les trajectoires professionnelles font partie intégrante de recherches qui tentent d'établir un lien entre la structure spatiale des villes et les disparités territoriales observées sur le marché du travail. Comme l'a déjà montré le premier chapitre, ces recherches ont fait l'objet d'un grand nombre d'applications aux États-Unis et dans de nombreux pays nord-européens, mais en France celles-ci demeurent encore peu nombreuses (telles que : Goux et Maurin, 2005, 2007 ; Dujardin et Goffette-Nagot, 2007 ; Gobillon et Selod, 2007 ; Gobillon *et al.*, 2011 etc.). Bien que la structure urbaine soit très différente dans la plupart de ces pays, il apparaît qu'ils sont confrontés à au moins une difficulté semblable : la concentration de travailleurs peu qualifiés et de minorités dans certains quartiers. Contrairement aux États-Unis, les pays européens sont davantage concernés par des problèmes de ségrégation sur la base de caractéristiques socio-économiques que sur la base de caractéristiques ethniques. Dans les deux cas, les niveaux de ségrégation sont plus modérés en Europe qu'aux États-Unis.

Si l'organisation urbaine des villes et les performances sur le marché du travail ne semblent pas être sans lien, les auteurs en économie spatiale et urbaine ont des avis divergents quant au sens de la causalité. Pour certains, les individus se trient spontanément dans l'espace en fonction de caractéristiques économiques qui leurs sont propres ou en fonction de leur capacité à payer le prix du foncier. Il n'est ainsi pas surprenant de voir une importante concentration d'un même type de population - des chômeurs, par exemple - dans certains quartiers ou certaines villes. Différents mécanismes peuvent être à l'origine du choix des individus de s'isoler

1. Ce chapitre est composé de deux travaux différents. Le premier : "Analysis of neighborhood effects and work behavior : Evidence from Paris" qui est à paraître dans *Housing Studies* (2012). Le deuxième s'intitule "Caractéristiques communales et retour à l'emploi : une analyse empirique" est co-écrit avec Oana Calavrezo et paru dans la *Revue d'Economie Régionale et Urbaine* (n°1, 2010).

les uns des autres ou du choix de se regrouper : premièrement, des individus ayant des préférences hétérogènes pour la fourniture d'un bien public vont "voter avec leurs pieds" et vont se regrouper en collectivités locales homogènes. Ils privilégient cette stratégie afin d'optimiser leur consommation de biens publics financés par les impôts locaux (Tiebout, 1956). Des préférences pour les aménités locales telles que les jardins publics, espaces verts, activités culturelles et sportives peuvent être à l'origine de regroupements d'individus aux préférences et caractéristiques socio-économiques semblables. Ce qui peut conduire à une véritable ségrégation résidentielle. Deuxièmement, le choix de localisation des individus peut aussi s'effectuer en fonction de préférences en termes de composition sociale et/ou ethnique du quartier. Les individus vont délaisser certaines localisations lorsque la composition socio-ethnique de celles-ci y dépasse un seuil de basculement (Galster, 1990). Il peut exister aussi des phénomènes de communautarisme. C'est typiquement le cas lorsque des individus d'une origine donnée désirent vivre avec des personnes de même origine (Selod et Zenou, 2001). Cependant, la causalité peut aussi être inversée : une forte concentration de chômeurs dans certains quartiers de la ville pourrait très bien résulter d'un processus de ségrégation résidentielle et/ou d'un problème de déconnexion physique entre le lieu de résidence et les centres d'emplois (Kain, 1968 ; Davis et Huff, 1972).

Dans ce chapitre, nous nous intéressons au phénomène inverse puisque notre objectif est de vérifier si l'organisation urbaine agit sur la carrière professionnelle des individus. Plus précisément nous voulons vérifier si le fait de résider dans un quartier "défavorisé" a des répercussions en termes d'accès à l'emploi ou de qualité de l'emploi retrouvé, après un épisode de chômage.

Les travaux empiriques qui cherchent à analyser les effets de quartier sur les comportements des individus sont confrontés à une difficulté majeure : l'existence d'un potentiel biais d'endogénéité : lorsque des caractéristiques inobservables influent sur le choix du lieu de résidence et influent simultanément sur l'accès à l'emploi. Si les individus tendent à se trier spatialement en fonction de caractéristiques inobservables dans certains quartiers de la ville, il devient difficile d'établir une causalité entre la localisation résidentielle et les performances individuelles. La non-considération d'un tel phénomène, lorsque nous estimons les effets de quartier sur l'accès à l'emploi, conduit inévitablement à donner des résultats biaisés.

Dans la littérature, les précédentes recherches empiriques ont développé différentes méthodologies afin de contrôler ce biais d'endogénéité. On peut citer les approches basées sur des stratégies économétriques. Certains travaux ont recours aux techniques de variables instru-

mentales pour intégrer la localisation résidentielle comme variable endogène (voir par exemple Evans *et al.*, 1992 ; Cutler et Glaeser, 1997 ; Liebman *et al.*, 2004 ; Galster *et al.*, 2007 ; Dujardin et Goffette-Nagot, 2007 ; Dujardin et Goffette-Nagot, 2009). La première équation modélise le processus par lequel les individus se trient spatialement dans différents types de quartiers (ou communes) et la seconde équation analyse la relation entre le lieu de résidence et un indicateur de résultat donné. D'autres utilisent des modèles basés sur des données longitudinales. Le recours à des modèles à effets fixes permet de contrôler pour les caractéristiques inobservables qui affectent le choix du voisinage et les performances individuelles (Weinberg *et al.*, 2004). On peut également citer des approches qui s'appuient sur des expériences naturelles, quasi-naturelles ou qui essaient de s'en approcher. En effet, une approche assez répandue consiste à se concentrer sur ces situations quasi-naturelles qui assignent aléatoirement des individus dans des localisations aux caractéristiques différentes, telles que le Programme Gautreaux ou le programme Moving To Opportunity (Katz *et al.*, 2001 ; Oreopoulos, 2003 ; Kling *et al.*, 2005)². D'autres approches consistent à travailler sur un sous-échantillon de jeunes individus vivant chez leurs parents, puisque le choix de localisation des parents peut être vu comme exogène aux performances sur le marché du travail de ces jeunes (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990). Cette approche n'est pas exempte de défauts puisque l'exogénéité de la localisation résidentielle ne tient que si la localisation résidentielle des parents est elle-même exogène, ce qui est difficile à prouver.

La première partie de cette thèse (et en particulier le CHAPITRE 1) a montré que deux types d'explications sont souvent avancés pour expliquer l'existence d'un effet spécifique du lieu de résidence. Le premier type d'explication est relatif aux effets de quartier (qui sont souvent des effets de voisinage) tandis que le second souligne le rôle joué par la déconnexion physique entre le lieu de résidence et les opportunités d'emplois. Dans cette section, notre intérêt se porte essentiellement sur le premier mécanisme. La littérature concernant les effets potentiels du quartier sur la réussite et le comportement des individus demeure assez récente. L'article de Wilson en 1987 s'impose en précurseur. Selon Wilson, les choix, les valeurs partagées dans les quartiers conduisent à une concentration de caractéristiques positives et/ou négatives. Lesquelles vont, en retour, affecter fortement les aspirations, attitudes et motivations de ceux qui évoluent dans ces quartiers. A partir de cette analyse, de nombreux travaux dans les sciences

2. Cette dernière méthodologie est difficilement applicable dans le cas français puisque de tels programmes n'ont encore jamais été mis en place.

sociales ont essayé de mettre au jour les mécanismes et facteurs qui lient le contexte local et la trajectoire scolaire des enfants ou performances sur le marché du travail.

Nous rappelons les principaux mécanismes par lesquels le quartier peut jouer sur la situation d'emploi. Les théories de la contagion avancent l'idée selon laquelle vivre dans un quartier défavorisé peut être un frein à la réussite scolaire et plus largement à l'acquisition de capital humain. Les travaux de Crane (1991) ou Benabou (1993) montrent notamment que la propension d'un individu à adopter un comportement est fortement corrélée à la proportion de personnes affichant déjà ce même comportement. Pour les théories de la socialisation, les adultes d'un voisinage ont une influence sur les enfants qui y résident et qu'ils côtoient. Les membres du voisinage vont exercer un contrôle social en aidant notamment les enfants à intérioriser les normes sociales. Ils agissent comme des modèles. Si bien que côtoyer des personnes ne symbolisant pas une certaine réussite scolaire ou sociale, ne motive pas ou peu un enfant à accroître ses propres chances de réussite durant son adolescence ou dans la vie professionnelle. Vivre dans un quartier défavorisé est également susceptible de réduire la probabilité d'obtenir un emploi en raison du comportement discriminatoire de certains employeurs. Un autre mécanisme est basé sur le fait qu'un individu qui réside dans un quartier défavorisé sera confronté à un réseau social de faible qualité. Cela peut constituer un frein à l'accès à l'emploi pour les individus les plus fragiles car c'est un moyen de recherche qu'ils privilégient (Holzer, 1988).

Nous cherchons à mettre en avant l'effet de vivre dans un quartier "défavorisé" sur la réussite individuelle. La réussite est mesurée par la probabilité d'accéder à l'emploi (Section 3.1), la durée nécessaire avant de retrouver un emploi ou encore la qualité de cet emploi retrouvé (Section 3.2). Quelle que soit la causalité que nous cherchons à établir, un soin particulier est porté à la prise en compte de ce potentiel problème d'endogénéité qui, sinon, biaiserait les résultats de nos analyses (en majorant ou minorant les effets trouvés).

La première section s'intéresse aux effets potentiels de résider dans un quartier "défavorisé" sur l'accès à l'emploi. Notre intérêt se porte sur les conséquences induites par les effets de quartier. Nous mobilisons le recensement de la population de 1999 réalisé par l'INSEE, pour Paris et ses trois départements limitrophes, afin d'estimer différents modèles qui prennent en compte l'endogénéité du lieu de résidence. Nous mettons en place des modèles *probit* avec variables instrumentales ou des modèles de type *probit* bivarié qui incluent la localisation résidentielle comme variable endogène. Nous avons également recours à des régressions *probit* sur un sous-échantillon d'individus vivant dans des logements sociaux avec l'idée que, pour cette

population, le choix de localisation est moins endogène. Nous montrons que vivre dans les quartiers les plus défavorisés, en termes de composition locale, diminue la probabilité d'être en emploi.

La seconde section s'inscrit dans la continuité de la première puisque nous analysons l'effet de vivre dans une commune "défavorisée" sur le retour à l'emploi. Nous retenons trois mesures qui permettent d'identifier ces communes : le taux de chômage, la part des non-diplômés et le potentiel fiscal. Deux dimensions du retour à l'emploi nous intéressent : la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature : CDD ou CDI, temps plein ou non) et la durée avant de trouver un CDI. Là encore, évaluer l'impact du lieu de résidence soulève un problème d'endogénéité du lieu de résidence. Nous considérons ce problème dans nos estimations sur un échantillon d'environ 6 500 individus obtenu principalement à partir de l'enquête Trajectoires des demandeurs d'emploi de la DARES. Nous montrons que plus la commune de résidence est "défavorisée", plus la durée nécessaire avant de trouver un emploi sera longue.

3.1 Effets de quartier et accès à l'emploi : une analyse de la causalité

Le comportement sur le marché du travail est-il affecté par le quartier dans lequel l'individu se situe ? C'est à cette question que cherche à répondre cette section. Notre objectif est de tester si oui ou non les effets de quartier ou de voisinage sont déterminants dans l'accès à l'emploi. On se concentre ici sur une zone géographique spécifique : l'agglomération parisienne, représentée par Paris et ses trois départements limitrophes (Hauts-de-Seine, Seine-Saint-Denis et Val-de-Marne). Le choix de retenir cette agglomération est intéressant à plusieurs égards. Elle présente une structure très contrastée puisque de larges parties du territoire sont caractérisées par une composition favorable de la population (en termes de caractéristiques socio-économiques) comme les Hauts-de-Seine ou certains arrondissements parisiens, alors qu'un département comme la Seine-Saint-Denis est caractérisé par une composition plus défavorable. Dans ces conditions, la question de l'impact du lieu de résidence prend tout son sens puisqu'un individu est sujet à une réalité très différente selon le territoire de référence. Ce choix garantit également que les individus de notre échantillon disposent tous d'une relativement bonne accessibilité aux emplois. En effet, les trois départements limitrophes affichent une importante densité d'emplois (Guillain et Le Gallo, 2009)

Un autre intérêt de cette agglomération tient au fait que la ségrégation, contrairement à ses

homologues américaines où elle repose principalement sur l'origine des individus, est davantage fondée sur leurs catégories socio-professionnelles. Cette ségrégation sociale est surtout le fait des classes les plus aisées, qui tendent à se rapprocher géographiquement. On parle moins de ségrégation pour les classes les moins aisées car la région a vu apparaître, ces dernières années, un rapprochement entre les classes moyennes et ces classes les moins aisées à l'origine de l'éclosion d'une importante proportion de quartiers mixtes (Préteceille, 2006). Il n'en demeure pas moins que certains quartiers sont encore caractérisés par une concentration de populations aux caractéristiques socio-économiques très défavorables.

Nous utilisons le concept de ségrégation par opposition à celui de mixité sociale. C'est-à-dire que la ségrégation résulte d'un processus d'homogénéisation au sein des territoires. Nous avançons qu'une aire est ségréguée dès lors que différentes catégories de la population n'y vivent pas ensemble. Nous nous concentrons ici sur les quartiers qui concentrent les populations les plus fragiles (ouvriers, minorités ethniques, peu diplômés etc.). Nous définissons un tel quartier comme "défavorisé".

Dans cette section, nous nous concentrons sur l'effet du lieu de résidence sur la probabilité d'être en emploi. Nous cherchons à savoir si la composition locale d'un quartier, d'un voisinage peut être un frein à la sortie du chômage. Pour répondre à cette question, il importe de prendre en compte le biais qui résulte de l'endogénéité du lieu de résidence.

Nous avons recours à deux méthodologies distinctes : un *probit* avec variables instrumentales et un *probit bivarié* dans lesquels nous modélisons le fait de vivre dans un quartier particulier et le fait d'être en emploi. Nous utilisons le nombre d'enfants comme instrument pour expliquer le choix du lieu de résidence sans que cela ait d'effets directs sur le statut d'emploi³. Nous développons une autre stratégie qui consiste à se concentrer sur les individus vivant dans des logements sociaux avec l'hypothèse sous-jacente selon laquelle le choix de localisation est plus aléatoire.

La section est structurée de la manière suivante : Premièrement, nous décrivons les données et l'approche méthodologique retenue. Deuxièmement, nous présentons quelques faits stylisés sur la structure spatiale de l'agglomération. Troisièmement, nous présentons les résultats concernant la relation potentielle entre les effets de quartier et la probabilité d'être en emploi.

3. Nous justifions notre choix dans la section suivante.

3.1.1 L'approche méthodologique

Pour vérifier l'effet de résider dans un quartier "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi, nous devons contrôler des caractéristiques observables qui expliquent les performances d'un individu sur le marché du travail. Celles-ci sont relatives à l'expérience individuelle, au niveau d'éducation, au statut d'occupation, la nationalité etc. Ainsi, nous sommes à même d'évaluer l'effet d'être localisé dans un voisinage aux caractéristiques défavorables sur la probabilité d'être en emploi, *toutes choses égales par ailleurs*. Analyser ces effets de quartier soulève le problème du choix de localisation susceptible d'être endogène. Économétriquement, nous observons une corrélation entre l'une des variables explicatives et les termes d'erreurs du modèle. Nous présentons les différentes méthodes retenues pour définir un quartier comme "défavorisé", puis nous présentons les stratégies qui nous permettent de contrôler d'une éventuelle endogénéité du lieu de résidence.

3.1.1.1 Données et variables

Nous nous concentrons sur la ville de Paris et ses trois départements limitrophes : la Seine-Saint-Denis, le Val-de-Marne et les Hauts-de-Seine. Cet ensemble représente une surface de 761km² et plus de 6 100 000 habitants (la ville de Paris représente à elle seule 2 100 000 habitants pour une surface de 105km²).

Les données

Nous mobilisons des données du recensement de la population produit par l'INSEE et datant de 1999. Le recensement contient des informations à l'échelle du quartier mais aussi de l'individu. Si les données concernant les quartiers sont exhaustives, celles pour les individus représentent un échantillon au 1/20ème de la population totale. Notre *proxy* du voisinage est le code IRIS. Un IRIS peut être une commune ou une subdivision d'une commune si cette dernière a plus de 10 000 habitants. Cela représente des subdivisions spatiales homogènes en termes de logements et de populations avec, en moyenne, 2 300-2 400 habitants.

La base de données à l'échelle du quartier inclut un ensemble riche d'informations sur les 2 596 IRIS qui composent notre échantillon d'études. Elle offre des informations sur les logements, les individus et les ménages résidents. Elle permet de savoir les types de logements présents dans le quartier, la taille des immeubles et leur époque d'achèvement. Elle apporte des informations sur les caractéristiques de l'habitat collectif, les résidences principales, les

résidences secondaires etc. Concernant les individus, elle apporte un certain nombre d'informations socio-économiques ou démographiques. Elle permet de connaître la composition d'un quartier par âge, sexe, nationalité et niveau de diplôme. Elle permet aussi de recenser la population totale, la population active, la population inactive ou le nombre de chômeurs. Elle renseigne enfin sur la population active par catégorie socio-professionnelle et par secteur d'activité. Enfin, les informations au niveau du ménage sont relatives à sa composition ou encore au statut d'occupation du logement.

La base de données à l'échelle de l'individu apporte un éclairage sur un ensemble de caractéristiques propre à chacun des individus interrogés. On y trouve de nombreuses variables relatives à la localisation géographique, aux caractéristiques du logement, à la composition du ménage, à la famille mais aussi et surtout relatives à l'individu de référence (l'individu enquêté). Elle permet de connaître son état civil, sa situation familiale, le niveau d'études, le lieu d'étude ou encore la résidence antérieure. En outre, elle apporte des renseignements sur le travail de l'individu (type et statut d'emploi, conditions de travail), la profession, la catégorie socio-professionnelle, le lieu du travail et le mode de transport privilégié pour s'y rendre.

Nous restreignons notre analyse aux ménages vivant en couple et précisément aux chefs de ménages. Comme dans Dujardin et Goffette-Nagot (2009), nous ne retenons pas les femmes car en plus d'expliquer la situation en emploi, il faudrait expliquer la décision de participer au marché du travail. Finalement, nous retenons les individus en âge de travailler (entre 16 et 64 ans) qui résident dans l'agglomération parisienne telle qu'elle a été définie. L'échantillon final contient 46 460 chefs de ménages.

Les variables

La base de données à l'échelle du quartier est utilisée pour caractériser le lieu de résidence propre à chacun des individus de notre base à l'échelle de l'individu. A partir des informations disponibles nous construisons les différentes variables suivantes : la part des individus sans diplôme, la part des individus diplômés du supérieur ou plus, la part des ouvriers dans la population active, la part des cadres, la part d'individus de nationalité étrangère ou encore la part de familles nombreuses. Elles sont utilisées ultérieurement pour décrire la "qualité du quartier" de chaque individu de notre échantillon principal.

Du recensement général de la population à l'échelle de l'individu, nous retenons une sélection de variables qui nous paraissent pertinentes pour expliquer la probabilité d'être en emploi pour un individu donné. Ces variables renseignent sur les caractéristiques socio-économiques

telles que : le genre, l'âge, la nationalité (français et autres), le statut marital, le nombre d'enfants, la catégorie socio-professionnelle, le niveau de qualification, le statut résidentiel, la possession ou non d'un véhicule. Nous retenons également des variables relatives aux caractéristiques de l'épouse : nationalité et niveau de diplôme.

A ce stade il importe de rappeler que, puisque nous travaillons sur des données transversales, nous ne pouvons vérifier l'effet de résider dans un quartier "défavorisé" sur le long terme. Nous mesurons plutôt la relation potentielle entre les caractéristiques du voisinage et une mesure contemporaine de la réussite sur le marché du travail. Il s'agit là de la première limite de ce travail, puisque certains des mécanismes décrits apparaissent plus pertinents lorsque l'on raisonne sur des individus qui sont voisins depuis plusieurs années (notamment les théories des modèles sociaux). Cette limite est néanmoins contre-balancée par le fait que le processus de discrimination territoriale et la théorie du réseau social sont davantage vérifiés sur le court terme.

3.1.1.2 Définition d'un quartier "défavorisé"

Comme nous cherchons à estimer l'effet de vivre dans un quartier qui a été défini comme "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi⁴, nous avons besoin de trouver une mesure pertinente des caractéristiques du quartier. Nous retenons deux mesures différentes qui sont présentées successivement :

La "qualité" du quartier mesurée par un indicateur composite

Notre première définition est basée sur l'agrégation de différentes caractéristiques socio-économiques. L'idée est alors de développer un classement de quartiers selon diverses caractéristiques socio-économiques telles que : la part des individus sans diplôme, la part des individus diplômés du supérieur ou plus, la part des ouvriers, la part des cadres dans la population active, la part d'individus de nationalité étrangère ou encore la part de familles nombreuses.

Pour combiner ces différentes caractéristiques, nous avons recours à une Analyse en Composantes Principales (ACP). Cette méthode a pour objectif de décrire un ensemble de variables par de nouvelles variables en nombre réduit. Ces nouvelles variables sont des combinaisons linéaires des variables originales, et portent le nom de Composantes Principales (CP). En géné-

4. Inversement, il serait également possible d'évaluer l'effet de vivre dans un quartier "favorisé" sur la probabilité d'être en emploi. Cependant, il semble que les performances sur le marché du travail soient mieux expliquées par des mesures de quartiers "désavantagés" (Andersson *et al.*, 2007).

ral, la réduction du nombre de variables utilisées pour décrire un ensemble de données provoque une perte d'information. L'ACP procède de façon à ce que cette perte d'information soit la plus faible possible, selon un sens précis et naturel que l'on donnera au mot "information". L'ACP peut donc être vue comme une technique de réduction de dimensionalité.

Nous utilisons l'ACP avec l'objectif de trouver des facteurs non corrélés qui résument les indicateurs cités précédemment. Nous ne retenons que le premier facteur qui représente près de 70% de la variance de nos variables initiales. Un indicateur composite est ensuite construit à partir des coordonnées des quartiers sur ce premier axe factoriel. Ce indicateur peut être compris comme un indicateur synthétique de la "qualité" du quartier. En effet, cet axe oppose les quartiers avec des caractéristiques socio-économiques favorables (cadres et individus avec un diplôme du supérieur ou plus) aux quartiers avec des caractéristiques plus défavorables (individus sans diplômes et ouvriers) et aux quartiers avec de fortes proportions de familles nombreuses et d'individus de nationalité étrangère (voir ANNEXE 3.1). Dit autrement, les quartier les plus "désavantagés" (ou défavorisés) sont ceux avec la valeur la plus élevée, alors que les plus favorables sont ceux avec les plus faibles valeurs⁵.

Une telle méthode est utile dans le sens où elle permet de voir l'importance de chacune de ces caractéristiques dans notre définition d'un quartier "défavorisé". L'indicateur final permet de dire que l'unité spatiale de référence est désavantagée en raison d'une part importante d'individus sans diplôme, d'une part importante d'ouvriers ou de l'importance des familles nombreuses, mais il ne permet pas d'évaluer l'impact précis de chacune de ces caractéristiques. Introduire ces différentes variables dans une régression, sans créer de mesure synthétique, peut poser problème car ces caractéristiques sont souvent très proches les unes des autres. Il y a alors clairement un problème de co-linéarité qui peut potentiellement biaiser les estimations.

la "qualité" du quartier mesurée par la présence de Zones Urbaines Sensibles

Dans un deuxième temps, nous retenons une définition plus "stricte" d'un quartier "défavorisé". Nous partons du principe qu'un quartier qui présente une ou plusieurs ZUS (Zone Urbaine Sensible) est défini comme désavantagé ou "défavorisé". Selon l'INSEE, les ZUS sont des territoires infra-urbains définis par les pouvoirs publics pour être la cible prioritaire de la politique de la ville, en fonction des considérations locales liées aux difficultés que connaissent les habitants de ces territoires. En région Ile-de-France, plus d'un habitant sur huit réside dans ces zones. En 1999, le recensement de la population dénombre 1 332 000 individus vivant dans

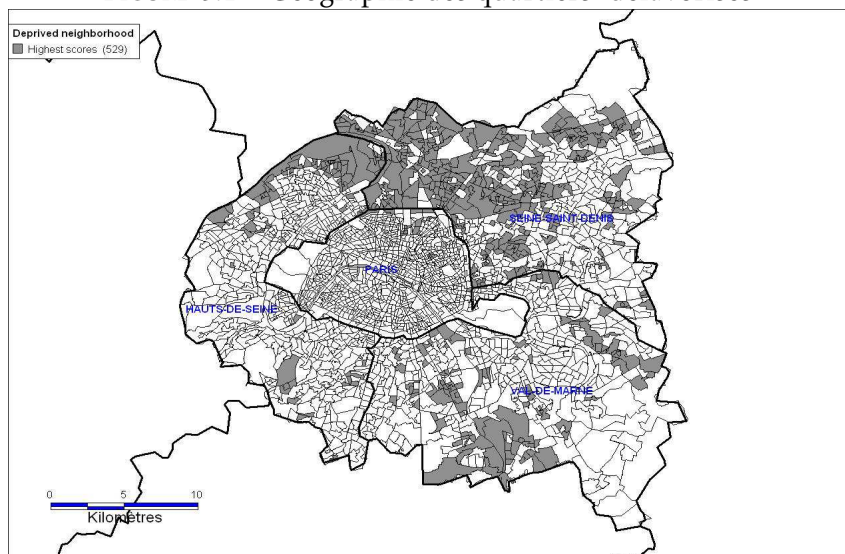
5. Les coordonnées sur ce premier axe varient de -4 pour les plus favorables à +11 pour les "plus défavorisés".

les 157 ZUS de la région. Parmi celles-ci, 84 sont situées à Paris et dans ses trois départements limitrophes. La FIGURE 3.2 donne un aperçu des disparités entre les départements.

Par l'intermédiaire de cet indicateur, nous prenons également en compte différents effets tels que les "effets de pairs", les problèmes de la mauvaise qualité des "réseaux sociaux" et surtout les problèmes potentiels de stigmatisation de certains quartiers. En effet, les Zones Urbaines Sensibles renvoient souvent des signaux négatifs. Les employeurs peuvent donc être réticents à embaucher des individus vivant dans de tels quartiers. Pour cette raison, nous parlons du postulat selon lequel un individu vivant dans un quartier "défavorisé" ne sera pas seulement un individu vivant dans une Zone Urbaine Sensible mais plutôt un individu vivant dans le quartier où cette Zone est localisée⁶. Quelle que soit la définition retenue, il apparaît que les résidents de ces quartiers "défavorisés" présentent des caractéristiques qui diffèrent de celles des autres quartiers (voir ANNEXE 3.3 pour plus de détails).

Représentation cartographique des quartiers "défavorisés"

FIGURE 3.1 – Géographie des quartiers "défavorisés"



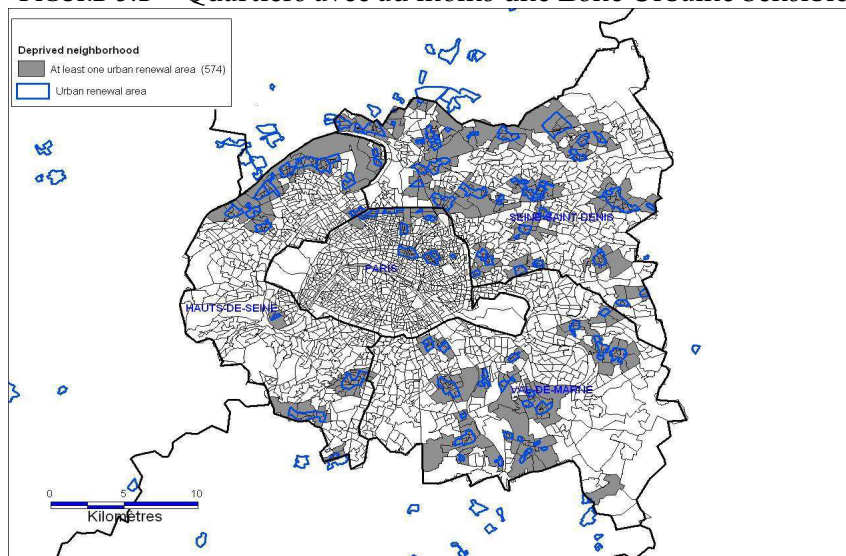
Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

Notes : Le quartier est défini comme "défavorisé" s'il appartient aux 20% des quartiers avec le score le plus élevé.

Bien que nous utilisons deux définitions, la FIGURE 3.1 et la FIGURE 3.2 montrent que la géographie des quartiers "défavorisés" est relativement stable. Les deux définitions montrent une importante proportion de ce type de quartiers en Seine-Saint-Denis, dans le nord-est des

6. Un individu sera identifié comme un individu vivant dans un quartier "défavorisé" s'il habite dans une ZUS, ainsi que s'il n'habite pas dans une ZUS mais qu'une ZUS se trouve être localisée dans son quartier. On suppose implicitement que l'effet de signal déborde des frontières administratives de la ZUS. Ce qui n'est pas invraisemblable.

FIGURE 3.2 – Quartiers avec au moins une Zone Urbaine Sensible



Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

Notes : Le quartier est défini comme "défavorisé" s'il inclut au moins une Zone Urbaine Sensible.

Hauts-de-Seine, dans le sud du Val-de-Marne et dans certains arrondissements parisiens. Bien que ces quartiers soient relativement concentrés sous notre première définition, ils semblent davantage dispersés sous la seconde. Les disparités spatiales avec la seconde définition sont dues à la géographie des Zones Urbaines Sensibles. On en dénombre 36 rien que pour la Seine-Saint-Denis, alors que l'on en dénombre respectivement 16 et 23 dans le Val-de-Marne et les Hauts-de-Seine. Paris ne dénombre que 9 Zones Urbaines Sensibles.

Nous testons notre modèle empirique sur ces deux définitions de quartiers "défavorisés" afin de vérifier la stabilité et la robustesse de nos résultats.

3.1.1.3 Méthodes économétriques et modèles

L'endogénéité des variables explicatives, due à une corrélation avec les termes d'erreurs d'une régression, peut causer un biais dans l'estimation des coefficients. Afin de corriger ce biais, nous retenons deux approches distinctes. D'abord, nous avons recours à des modèles avec variables instrumentales qui incluent la localisation résidentielle comme variable endogène. Ensuite, nous nous focalisons sur les individus vivant dans un logement social avec l'idée que, dans ce cas, le choix de localisation est plus aléatoire. Cette particularité nous permet d'établir un lien entre le système français et des quasi-expériences qui assignent aléatoirement

des individus dans des localisations aux caractéristiques différentes⁷.

Évaluer l'effet de vivre dans un quartier "défavorisé" lorsque la variable endogène est continue

Nous estimons d'abord le fait de vivre dans un quartier "défavorisé" sur l'accès à l'emploi avec l'indicateur continu issu de notre ACP. Nous rappelons que les coordonnées sur l'axe permettent de synthétiser la "qualité du quartier". Plus la valeur est faible, plus le quartier est évalué comme "favorisé". Plus elle est élevée, plus il est évalué comme "défavorisé". Dans le modèle que nous souhaitons estimer, notre principale variable explicative (la "qualité" du lieu de résidence) est caractérisée par une variable continue, tandis que la variable à expliquer (être en emploi) est dichotomique. Nous sommes dans le cas d'un modèle *probit* avec une variable continue qui est suspectée d'être endogène.

Nous considérons le modèle linéaire à variable latente suivant, dans lequel Y_1^* est la variable dépendante dans l'équation structurelle et Y_2 est un régresseur endogène dans cette équation. La variable Y_1^* est latente et n'est pas directement observée. En revanche, la variable binaire Y_1 est observée, avec $Y_1 = 1$ si $Y_1^* > 0$, et $Y_1 = 0$ si $Y_1^* \leq 0$.

Le modèle s'écrit de la manière suivante :

$$Y_1^* = \alpha + \theta Y_2 + \beta I_1 + \gamma S_1 + \eta E_1 + \mu_1 \quad (3.1)$$

$$Y_2 = \alpha + \beta I_2 + \gamma S_2 + \eta E_2 + \phi Z_2 + \nu_2 \quad (3.2)$$

– Définition des variables⁸ :

I_i = vecteur de variables exogènes incluant quelques caractéristiques individuelles telles que l'âge, la nationalité, le niveau d'éducation, le statut d'occupation précédent, le statut résidentiel (propriétaire ou locataire).

S_i = caractéristiques de l'épouse (nationalité et niveau d'éducation).

E_i = indicatrices de zones d'emplois.

μ_i, ν_i = termes d'erreurs.

Z_i = variables instrumentales.

7. On pense notamment au programme Gautreaux ou au programme Moving to Opportunity aux États-Unis (voir Katz *et al.*, 2001 ; Kling *et al.*, 2005 pour plus de détails).

8. L'ANNEXE 3.3 affiche la liste exhaustive des variables mobilisées dans nos estimations et fournit également quelques statistiques descriptives.

Nous supposons que μ_1 et v_2 ont 0 pour moyenne et ont une distribution normale bivariée. La première équation est l'équation dite "structurelle" et la seconde est l'équation dite de première étape (ou la forme réduite pour Y_2). Cette dernière est utile comme source d'identification des instruments. Elle permet de vérifier la validité des instruments et la qualité prédictive de la forme réduite. Elle explique la variation de la variable endogène à partir de variables strictement exogènes en incluant des variables instrumentales qui sont ensuite exclues de la forme structurelle. Ces variables dites d'exclusion sont essentielles pour identifier les paramètres de l'équation structurelle.

Lorsque l'on estime un modèle *probit* avec une variable explicative continue endogène, l'approche la plus appropriée est celle en deux étapes développée par Rivers et Vuong (1988). Premièrement, nous utilisons une régression de type *Moindres Carrés Ordinaires* pour expliquer le fait de vivre dans un quartier plus ou moins "défavorisé" (variable Y_2) à partir des variables exogènes plus la variable instrumentale (Z_i). Nous gardons les résidus de cette équation. Deuxièmement, nous utilisons un modèle *probit* pour expliquer la probabilité d'être en emploi (variable Y_1) à partir des variables exogènes plus les résidus de la première équation. Bien que l'approche décrite par Rivers et Vuong (1988) pour estimer un modèle à deux étapes donne des estimations robustes, elle requiert néanmoins d'importants ajustements pour obtenir les bons écart-types. Pour cette raison, plutôt qu'utiliser cette procédure en deux étapes, nous estimons par la méthode du maximum de vraisemblance la partie continue et la partie dichotomique du modèle. Ce qui permet d'obtenir les bons écart-types (voir Wooldridge, 2002 pour plus de détails).

Pour remédier au problème d'endogénéité, produisant une corrélation entre la variable explicative (la "qualité" du quartier de résidence) et le terme d'erreur, nous devons identifier un ou plusieurs instruments pour cette variable. Ces instruments doivent satisfaire deux conditions : ils doivent être corrélés à la variable explicative mais pas avec le terme d'erreur. La présence d'enfant(s) est souvent utilisée comme variable instrumentale dans les travaux qui évaluent l'effet de vivre dans un logement social sur les performances sur le marché du travail (voir par exemple Currie et Yelowitz, 2000 ou Dujardin et Goffette-Nagot, 2009). L'idée sous-jacente est que cela ne doit pas influencer sur la probabilité pour un individu d'être en emploi mais plutôt sur sa localisation résidentielle. On l'utilise donc comme restriction d'exclusion.

S'il est facilement envisageable que le nombre d'enfants joue un rôle important dans le choix de la localisation résidentielle, l'impact sur la probabilité d'être en emploi reste moins

évident. Avoir des enfants peut être une raison pour rester chez soi plutôt que de travailler, mais c'est plus souvent le cas pour les femmes or, dans cette section, nous travaillons exclusivement sur un échantillon d'hommes. De plus, avoir des enfants est susceptible de jouer sur la probabilité de vivre dans un quartier "défavorisé" car, traditionnellement, ce type de quartier concentre des familles nombreuses. Cela peut notamment s'expliquer par le fait que les prix du logement y sont moins importants. Il est ainsi plus facile de trouver une résidence plus grande et plus appropriée pour l'ensemble de la famille.

A notre connaissance, il n'existe pas de tests qui permettent de tester la validité des instruments dans le cas d'un *probit* avec variables instrumentales. Nous cherchons donc à voir l'influence du nombre d'enfants sur le choix du lieu de résidence et sur la probabilité d'être en emploi afin de vérifier le bien-fondé du choix de nos instruments. Les estimations en ANNEXE 3.2 montrent que le nombre d'enfants est lié au quartier de résidence mais reste globalement sans lien sur la probabilité d'être en emploi. C'est la principale condition que doivent remplir nos instruments pour être considérés comme valides.

Évaluer l'effet de vivre dans un quartier "défavorisé" lorsque la variable endogène est dichotomique

Dans le cas où l'on regarde l'effet de vivre en ZUS sur l'accès à l'emploi, la variable endogène est cette fois dichotomique. Nous devons considérer deux équations différentes. Notre principale équation explique la probabilité d'être employé, alors que la seconde explique la probabilité de vivre dans un quartier "défavorisé". Nos variables observées Y_1 et Y_2 qui correspondent respectivement au fait de vivre dans un quartier "défavorisé" et au fait d'être en emploi, sont définies par :

$$Y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_1^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.3)$$

$$Y_2 = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_2^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.4)$$

Y_1^* et Y_2^* sont des variables latentes qui influencent la probabilité de vivre dans un quartier défini comme "défavorisé" (les quartiers qui abritent une ZUS ou plus) et la probabilité d'être en emploi. Nous considérons le modèle *probit bivarié* suivant :

$$\begin{cases} Y_1^* = \alpha + \beta_i I_i + \gamma_i S_i + \eta_i E_i + \phi Z_i + v_i \\ Y_2^* = \alpha + \theta_i Y_1 + \beta_i I_i + \gamma_i S_i + \eta_i E_i + \mu_i \end{cases} \quad (3.5)$$

Les résidus de ces deux équations sont supposés suivre une loi normale bivariée de moyenne 0 et dont la matrice de covariance, après normalisation à 1 des éléments diagonaux, s'écrit :

$$\begin{pmatrix} v_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} \rightarrow \mathcal{N}(0; \Sigma), \text{ o } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_{12} \\ \rho_{12} & 1 \end{pmatrix} \quad (3.6)$$

Dans le cas où les variables sont dichotomiques, une procédure en deux étapes pour corriger l'endogénéité est parfois utilisée (Greene, 1998 ; Freedman et Sekhon, 2010). La méthode est similaire aux doubles moindres carrés (2MCO). Par exemple, dans notre cas, une équation pour la probabilité de vivre dans un quartier "défavorisé" est estimée. Les résultats de cette équation sont utilisés dans l'équation pour la probabilité d'être employé. L'estimation de l'équation Y_1^* est réalisée avec un modèle *probit*. Les valeurs prédites de cette première équation sont introduites avec les autres variables exogènes du modèle. Une deuxième estimation de type *probit* est réalisée pour Y_2^* avec les variables I_i , S_i , E_i et les valeurs prédites de l'équation Y_1^* . Même si cette procédure produit des estimateurs consistants sous certaines conditions, elle est potentiellement inefficace dans la mesure où elle ne prend pas en compte la possible corrélation entre les termes d'erreurs (μ_i , v_i) dans les deux équations. Une autre méthode, plus facile à mettre en place et plus efficace, consiste à estimer le modèle complet par la méthode du maximum de vraisemblance. Ce modèle est ainsi appelé *probit bivarié* ou *biprobit*. C'est l'approche qui est retenue ici ⁹.

Nous considérons un modèle *probit* à deux équations dans lequel nous supposons que les termes d'erreurs sont corrélés et que la variable dépendante binaire de la première équation (Y_1^*) est un régresseur endogène dans la seconde équation (Y_2^*). Le *probit bivarié* nous permet d'estimer les effets des variables explicatives et d'identifier si les résidus des deux équations sont corrélés ou non. Si tel n'est pas le cas, alors le *probit bivarié* est inapproprié et il est préférable d'estimer séparément les deux équations, avec Y_1^* introduite simplement comme covariable dans la seconde équation Y_2^* . Dans le *probit bivarié*, si les deux variables sont conjointement déterminées, il suffit d'introduire chacune parmi les variables explicatives de l'autre équation (ou, dans notre cas, l'une des deux) et de procéder comme s'il n'y avait pas de pro-

9. Les deux méthodes présentent toutefois des résultats très proches.

blème de simultanéité (Greene, 1998).

Les variables explicatives introduites dans le modèle sont les mêmes que celles utilisées dans le modèle décrit antérieurement. Elles incluent : des caractéristiques individuelles telles que l'âge, la nationalité, le niveau d'éducation, la catégorie socio-professionnelle du dernier emploi occupé et le statut résidentiel (propriétaire ou locataire); des caractéristiques propres à l'épouse (nationalité et niveau d'éducation) ainsi que des indicatrices afin de prendre en compte l'hétérogénéité inobservée entre les différentes zones d'emplois. Comme pour la méthode précédente, l'analyse est effectuée sur un échantillon de 46 460 ménages résidant dans l'agglomération parisienne.

Afin de permettre l'identification du *probit bivarié*, il est nécessaire de disposer d'une variable supplémentaire qui explique la probabilité de vivre dans un quartier "défavorisé" mais qui n'a pas d'incidence sur la probabilité d'être en emploi (condition déjà explicitée dans la description du *probit* avec variables instrumentales). Cette variable instrumentale garantit l'identification du modèle et permet d'estimer les coefficients de corrélation (Maddala, 1983). Cependant, Wilde (2000) a montré que la restriction d'exclusion sur les variables explicatives exogènes n'est pas nécessaire afin d'identifier les modèles *probit* à plusieurs équations où une variable dichotomique est endogène. L'existence d'une variable exogène dont la variation est importante serait suffisante pour contourner les problèmes d'identification dans ces modèles *probit* à équations multiples. Bien que l'introduction d'une variable instrumentale ne soit pas nécessaire pour l'identification, nous faisons le choix d'en retenir une afin d'obtenir des résultats plus robustes. Pour la probabilité de vivre dans un quartier en ZUS, l'instrument qui est retenu (Z_i) est le même que dans le cadre du *probit* avec variable instrumentales : le nombre d'enfants dans le ménage¹⁰.

Se restreindre à un échantillon d'individus qui résident dans des logements sociaux

Afin de tester la robustesse de nos résultats, nous avons aussi recours à une régression de type *probit* sur l'échantillon d'individus résidant dans un logement social. L'idée est très similaire à la stratégie développée par Goux et Maurin (2005, 2007) quand ils évaluent l'effet de vivre dans un quartier désavantagé sur la réussite scolaire ou Gobillon et Selod (2007) quand ils analysent les déterminants locaux du chômage en région parisienne.

10. Dans le cas du biprobit, il n'existe pas non plus de tests qui permettent de tester la validité des instruments. Nous renvoyons donc vers l'ANNEXE 3.2 où les estimations montrent que le nombre d'enfants n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'être en emploi. La première colonne des résultats du *biprobit* (TABLEAU 3.2) montre, en revanche, que le nombre d'enfants influe sur la probabilité d'habiter en ZUS.

En France, les familles ayant un revenu inférieur à un certain seuil peuvent postuler pour un tel logement à loyer modéré. Comme ce seuil est relativement élevé, le nombre de familles qui demandent ce type de logement est très important. Le nombre de familles qui attendent une réponse positive excède très largement le nombre de logements disponibles, si bien que la file d'attente peut être très longue. Par exemple, en 2005 le taux d'attribution s'élève seulement à 7,45% en Ile-de-France (soit 66 929 attributions). En 2004 ce taux était de 8%. Il diminue d'environ 1/2 point tous les ans depuis 2001. Les familles ont un contrôle limité sur la date d'obtention du logement mais également sur son emplacement. L'attribution de logements pour les familles sur liste d'attente est complexe. Elle dépend notamment du type de ménage, de la taille du ménage, de son revenu etc. Dans ces conditions, nous pouvons avancer que la localisation du ménage est quasi-exogène car leur contrôle sur la localisation est relativement limité et les difficultés à obtenir un logement que le ménage prend souvent le premier qui est proposé.

Cette stratégie n'est pas exempte d'un certain nombre de critiques. D'abord, certains individus peuvent attendre des propositions qui sont en accord avec leurs souhaits. Un problème d'endogénéité subsiste si les individus avec des caractéristiques inobservables favorables à l'emploi refusent des offres de logements sociaux dans des quartiers qui sont défavorables à la recherche d'emploi.

Ensuite, la demande de logements reste encore fortement localisée. Selon un rapport de l'Observatoire du Logement social de 2006-2007, les demandes transitent principalement par les filières mairie (90%) et préfecture (76%)¹¹. Or, ce procédé garantit que la localisation sera très proche de la commune d'origine ou à défaut dans le département. Néanmoins, lorsque le demandeur remplit un formulaire de demande, il peut proposer différentes localisations souhaitées (5 maximum). Pour accroître ses chances d'accéder à un logement, il a donc intérêt à multiplier les choix. Sans compter qu'il peut également choisir l'option d'élargir sa demande aux autres communes de l'agglomération.

Par conséquent, si l'attribution de logements sociaux n'est pas un processus complètement aléatoire, puisque les individus peuvent orienter leurs choix, il apparaît qu'ils ont quand même un contrôle limité par rapport à ceux qui recherchent des logements privés. Ils peuvent exprimer leurs préférences pour différentes communes mais n'ont qu'un rôle très limité dans la

11. En effet, la très grande majorité des dossiers déposés dans une mairie sont ensuite transmis aux préfectures. A noter que les demandes peuvent aussi se faire directement auprès des organismes HLM ou par le biais du 1% logement.

localisation finale. Malgré les critiques, le choix de localisation est considéré comme plus exogène pour cet échantillon d'individus que pour les locataires privés ou les propriétaires.

Il existe différents types de logements sociaux, parmi lesquels : les logements (publics ou privés) de type HLM (habitation à loyer modéré), les logements construits et gérés par un organisme public ou privé et les logements subventionnés ou conventionnés, construits et parfois gérés par des entreprises privées. Par la suite nous utilisons le terme "logements HLM" comme *proxy* des logements sociaux en Ile-de-France.

Nous considérons le modèle *probit* suivant : Si nous notons Y_i^* la variable latente influençant la probabilité d'être en emploi, nous pouvons écrire :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (3.7)$$

Nous considérons alors le modèle *probit* suivant :

$$Y_i^* = \alpha + \theta_i D_i + \beta_i I_i + \gamma_i S_i + \eta_i E_i + \mu_i \quad (3.8)$$

où D_i indique si l'individu habite dans un quartier "défavorisé" ou non. Cette variable est soit une variable continue (lorsque nous retenons l'indicateur issu de l'ACP), soit une variable dichotomique (lorsque nous retenons la présence d'une ZUS). I_i , S_i et E_i sont les mêmes vecteurs de variables utilisés dans les modèles précédents (les caractéristiques individuelles et les caractéristiques de l'épouse). Les résidus suivent une loi normale standard. Les paramètres θ_i , β_i , γ_i et η_i du modèle sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance sur un sous-échantillon de 12 485 chefs de ménages vivant dans un logement HLM.

3.1.2 Faits stylisés sur l'agglomération parisienne

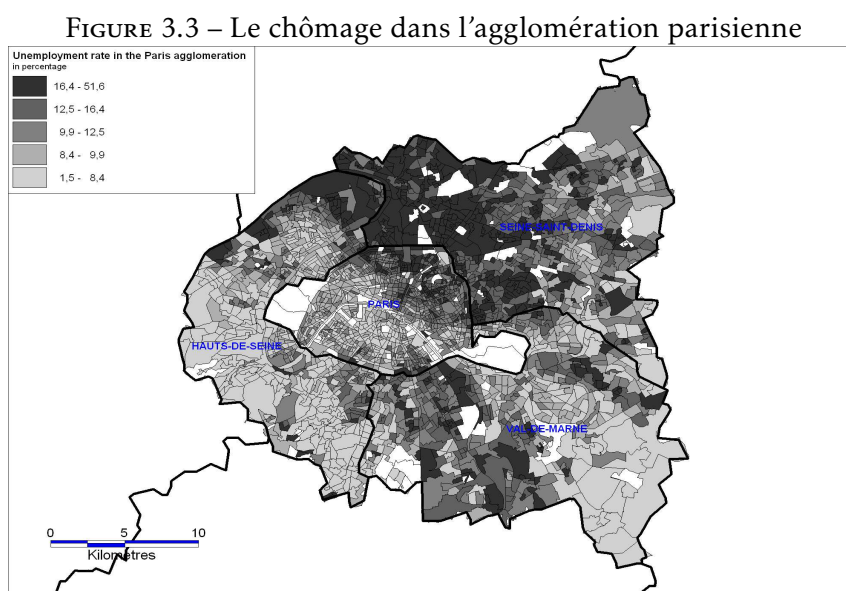
Dans cette section, nous présentons quelques statistiques descriptives pour l'agglomération parisienne obtenues à partir du recensement de la population de 1999.

3.1.2.1 Disparités de chômage

Notre intérêt pour l'agglomération parisienne est justifié par le fait qu'elle montre une organisation spatiale contrastée. Certains quartiers de l'agglomération montrent des concentrations

de populations fragiles, alors que d'autres sont davantage caractérisés par une concentration de populations plus aisées. Afin de montrer ce phénomène, le pourcentage de chômeurs dans chaque quartier est représenté dans la FIGURE 3.3). Il ressort que les plus hauts taux de chômage sont concentrés dans les quartiers de Seine-Saint-Denis (en moyenne 17%), alors que les taux de chômage les plus faibles sont surtout localisés dans les quartiers des Hauts-de-Seine (10,3%). La ville de Paris est elle-même très contrastée. Le nord-est concentre des quartiers où le taux de chômage est élevé, alors que les autres quartiers sont plus hétérogènes. Bien que nous observons de larges territoires où le taux de chômage est uniformément favorable ou uniformément défavorable, nous observons également de fortes disparités locales. C'est le cas à Paris et dans certaines parties des Hauts-de-Seine et du Val-de-Marne.

La géographie du chômage à Paris et dans sa périphérie pourrait s'expliquer par des effets de quartier ou une déconnexion physique entre le domicile et le lieu de travail (hypothèse de *Spatial Mismatch*). Pour autant, cette dernière hypothèse ne devrait avoir qu'un faible pouvoir explicatif car Paris et ses trois départements limitrophes affichent une importante densité d'emplois (Guillain et Le Gallo, 2009). Nous postulons que cette hypothèse ne devrait pas être déterminante dans l'explication des disparités de taux de chômage.



Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

3.1.2.2 Les logements HLM dans l'agglomération parisienne

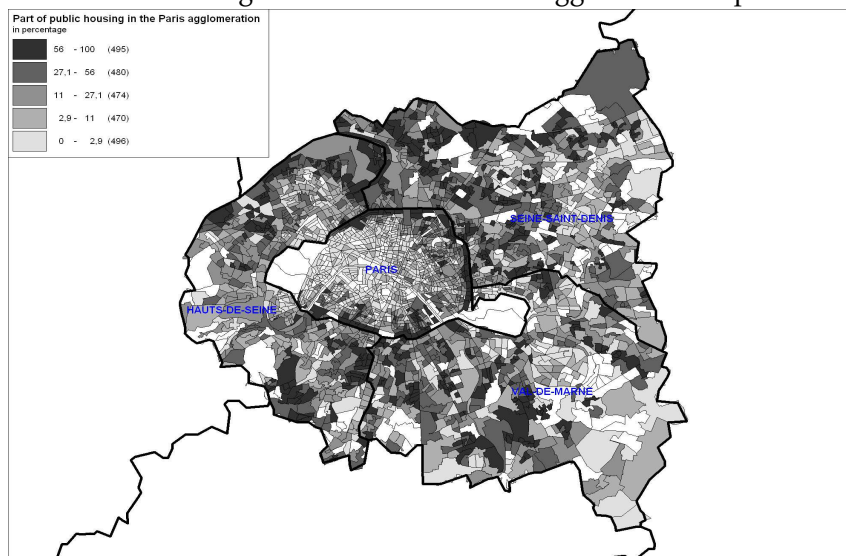
En France, une grande partie du stock de logements sociaux a été construite durant les années soixante et la décennie suivante. La politique de création logements sociaux est présentée comme un moyen de réduire la pauvreté et son objectif initial est de permettre aux individus dont les revenus sont insuffisants d'avoir un logement décent. Un autre objectif est d'améliorer les conditions de vie de certains habitants puisque la majorité des logements sociaux a été traditionnellement construite dans les banlieues des villes afin de bénéficier des commodités et installations.

Malgré ces objectifs, le logement social en France est confronté à quelques limites. Parce qu'il tend à concentrer les individus aux faibles revenus ou parce qu'il souffre parfois d'un réseau de transport insuffisamment développé dans certaines zones, il est souvent vu comme une cause potentielle de ségrégation et de trappe à pauvreté urbaine. De plus, la concentration de populations fragiles est susceptible de donner une mauvaise image de ces quartiers et de leurs habitants, rendant ainsi difficile l'accès à l'emploi et favorisant l'exclusion.

Dans l'agglomération parisienne, les logements HLM représentent 24,8% du total des résidences principales. Ce résultat masque également de profondes disparités entre les différents départements (voir FIGURE 3.4). Ce secteur ne représente que 16,6% des résidences principales à Paris, mais il représente près du double en Seine-Saint-Denis et dans le Val-de-Marne (respectivement 35,8% et 29,1%). Nous observons, pour un certain nombre de quartiers formant une ceinture autour de Paris et pour d'autres localisés en Seine-Saint-Denis, une proportion de logements HLM qui dépasse les 50%. Le centre de Paris affiche, quant à lui, les proportions les plus faibles avec un pourcentage n'excédant pas les 3% dans certains quartiers. Contrairement à la géographie du chômage, celle des logements HLM est plus dispersée. Les quartiers où la part de logements sociaux est importante ne sont pas nécessairement ceux avec le taux de chômage le plus élevé. Nous n'observons pas une forte corrélation (positive ou négative) entre les deux variables. Si les administrateurs de logements sociaux ne les attribuent pas de manière aléatoire, il est clair que leurs critères de sélection diffèrent de ceux des familles si ces dernières avaient la possibilité de choisir leur lieu de résidence.

Dans l'ensemble, les individus qui résident dans des logements HLM ont des caractéristiques socio-économiques différentes des autres (ANNEXE 3.3). Les individus de nationalité étrangère ou nés dans un département d'Outre-Mer sont davantage représentés dans ce type de

FIGURE 3.4 – Les logements sociaux dans l'agglomération parisienne



Source : INSEE, Recensement de la population, 1999.

logement que dans les autres (41,1% contre 33,5%). Ils ont aussi un niveau d'éducation moins élevé que la moyenne (60,3% de peu diplômés contre 41,7%) et sont souvent issus de catégorie socio-professionnelles telles que "employés" ou "ouvriers".

3.1.3 Résultats des modèles

Nous avons d'abord recours aux modèles *probit* avec variables instrumentales et *probit bivarié*, afin de prendre en compte l'endogénéité de la localisation résidentielle, pour estimer les effets de quartier sur l'emploi (TABLEAU 3.1, TABLEAU 3.2 et TABLEAU 3.3). Dans un second temps, nous avons recours à de simples modèles *probit* sur un échantillon d'individus résidant dans un logement HLM (TABLEAU 3.4, TABLEAU 3.5 et TABLEAU 3.6).

3.1.3.1 L'effet de résider dans un quartier "défavorisé" sur l'emploi pour l'échantillon global

Dans le premier tableau (TABLEAU 3.1), nous nous intéressons aux effets de vivre dans un quartier plus ou moins "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi. Lorsque l'on regarde l'effet des caractéristiques individuelles, nous observons d'abord un rôle de l'âge. Plus l'individu est âgé plus il a de chances d'être en emploi. Cet effet peut refléter le rôle positif de l'expérience professionnelle dans l'accès à l'emploi.

Concernant le statut résidentiel, il est surprenant d'observer que le moins favorable est le statut de locataire privé. Être propriétaire ou locataire HLM augmente les chances d'accéder

à l'emploi. Ce résultat peut être surprenant car ces deux catégories sont moins mobiles sur le marché du travail que les locataires privés, ce qui pourrait en soi constituer un frein à la recherche d'emploi. Ces observations vont à l'encontre de l'hypothèse d'Oswald (1996, 1999) qui avance un lien positif entre le chômage et le statut de propriétaire. Toutefois, Coulson et Fisher (2002), sur donnée américaines, et Van Leuvensteijn et Koning (2004), sur données néerlandaises, montrent également un rôle favorable du statut de propriétaire sur l'emploi, par rapport au simple statut de locataire. Sur données françaises, Brunet et Lesueur (2003) montrent un effet positif du statut de propriétaire sur la durée de chômage. Cette apparente contradiction peut s'expliquer par le fait que, à l'inverse de leur travail, nous ne prenons pas en compte la causalité inverse dans notre estimation (les propriétaires le sont peut être parce qu'ils sont en emploi).

Nous observons également que les individus de nationalité étrangère sont ceux qui ont le moins de chances d'être en emploi. L'origine peut parfois être source de discrimination de la part de certains employeurs. Ce qui diminuerait la probabilité d'être en emploi. C'est ce que montrent les travaux de Duguet *et al.* (2011, 2012), lorsqu'ils regardent les chances d'accès à l'emploi pour des individus d'origine française ou marocaine. Néanmoins, dans sa construction actuelle, l'indicateur ne permet pas de dire quelles origines ou nationalités sont les plus pénalisées. Or, Domingues Dos Santos (2005) a montré que l'origine pouvait créer des effets différenciés sur l'accès à l'emploi. Certaines nationalités ont des spécificités communautaires qui les avantagent sur le marché du travail (c'est le cas des Portugais, par exemple).

Le statut d'occupation montre que les travailleurs indépendants, les cadres et les employés sont les catégories socio-professionnelles les plus favorables en termes d'accès à l'emploi. Ce résultat peut s'expliquer par la forte proportion d'emplois de cadres à Paris et par le fait que les emplois d'employés sont aussi nombreux à Paris et dans la périphérie immédiate.

Les caractéristiques de l'épouse introduites dans la régressions ne montrent pas d'effets significatifs. Seule une caractéristique relative à son niveau de diplôme affiche un effet positif. Lorsque la conjointe de l'individu de référence est diplômée du supérieur, celui-ci a plus de chances d'accéder à l'emploi. Il est probable que l'individu bénéficie du réseau social de sa conjointe, ce qui constitue pour lui un outil supplémentaire mobilisable dans ses démarches de recherche d'emploi et augmente ses chances de succès. L'effet observé redonne une importance relative aux "liens forts" mis en avant par Granovetter (1973).

Le fait de disposer du permis joue positivement sur la probabilité d'être en emploi. En ren-

dant possible une amélioration de sa mobilité, l'individu élargit son horizon de recherche pour les emplois. Ce résultat rejoint un certain nombre de travaux sur données américaines dans lesquels il est montré que la possibilité d'utiliser une voiture pour les déplacements augmente les chances d'être en emploi (Ong, 2002 ; Gurley et Bruce, 2005). Dans les faits, on aurait pu s'attendre à ce que le fait de posséder le permis n'ait pas d'effet significatif sur l'accès à l'emploi dans une agglomération où le système de transport est relativement bien développé, comme l'a montré Kawabata (2003).

Enfin, la variable "coordonnées sur le 1er axe" est utilisée pour représenter la "qualité" du quartier de l'individu de référence. Plus la valeur pour cette variable est élevée et plus le quartier est évalué comme "défavorisé". Les résultats de l'estimation montrent que, *toutes choses égales par ailleurs*, plus le quartier est "défavorisé" plus les chances d'accéder à un emploi diminuent. Nous retrouvons un résultat globalement conforme à ce qui est observé dans la littérature. Ce résultat rejoint notamment ceux de Galster (2007a) sur données américaines, de Dujardin et Goffette-Nagot (2007) ou Gobillon et Selod (2007) sur données françaises, de Dujardin *et al.* (2008) sur données Belges.

Cet effet négatif s'explique vraisemblablement par des effets de quartier. Nous regroupons dans ce terme tout ce qui est relatifs aux effets de pairs, au rôle du réseau social ou à la discrimination territoriale. Puisque la variable introduite est une variable continue, nous pouvons nous demander si les effets produits le sont de manière linéaire ou non (Galster, 2008). Nous testons cette idée dans une section ultérieure.

Le TABLEAU 3.2 présente les coefficients estimés pour le *probit bivarié*, qui explique la probabilité d'être en emploi lorsque l'on prend en compte une potentielle localisation dans un quartier incluant une ou plusieurs ZUS. Nous rappelons que le modèle économétrique mobilisé ici est différent car la variable qui définit si le quartier est "défavorisé" ou non est désormais dichotomique. Nous présentons d'abord les résultats de la première équation : la probabilité de résider dans un quartier avec une ou plusieurs ZUS. Nous présentons ensuite les résultats de la seconde équation qui explique la probabilité d'être en emploi.

Les caractéristiques individuelles apparaissent comme déterminantes pour expliquer la probabilité de vivre dans un quartier "défavorisé". Les individus de nationalité étrangère ou les français nés dans un département d'Outre-Mer ont plus de chances de vivre dans un quartier "défavorisé".

Le niveau d'éducation mais aussi le statut professionnel exercent un rôle important dans la

Tableau 3.1 – Probabilité d'être en emploi - Modèle *probit* avec variables instrumentales

Variables	Coefficients	Écart-types
Constante	0,095	0,178
Coordonnées sur le 1er axe	-0,147**	0,067
Caractéristiques individuelles		
Age	0,039**	0,007
Age ²	-0,000***	0,000
Permis de conduire	0,387***	0,037
<i>Statut résidentiel</i>		
Propriétaire	0,217***	0,023
Locataire HLM	0,213**	0,103
Autres locataires	Réf.	
<i>Nationalité</i>		
Français né en France	Réf.	
Français né en Outre-Mer	0,103	0,071
Nationalité étrangère	-0,280***	0,038
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	0,043	0,031
Baccalauréat	Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	0,022	0,027
<i>Statut d'occupation</i>		
Travailleur indépendant	0,342***	0,045
Cadre	0,331***	0,044
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	0,135***	0,029
Ouvrier	-0,037	0,036
Caractéristiques de l'épouse		
<i>Nationalité</i>		
Française née en France	Réf.	
Française née en Outre-Mer	0,063	0,070
Nationalité étrangère	-0,008	0,027
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	0,055*	0,031
Baccalauréat	Réf.	
Diplômée du secondaire (au plus)	0,072**	0,026
Zones d'emplois		
	Oui	
ρ_{12}	0,194*	
log likelihood	-102 966,2	
Nombre d'observations	46 460	

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Notes : L'estimation est effectuée à partir de la commande *ivprobit* sous Stata. Nous ne présentons que les résultats de la seconde étape. La première étape consiste à régresser la variable "coordonnées sur le 1er axe" sur toutes les variables explicatives exogènes plus les variables instrumentales : le nombre d'enfants dans le ménage (voir ANNEXE 3.2).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

probabilité de vivre dans un quartier "défavorisé". Les individus les plus éduqués sont moins désavantagés que ceux n'ayant qu'un faible niveau d'éducation. Un statut d'occupation de "travailleur indépendant" et de "cadre" est plus favorable que celui d' "employé" ou d' "ouvrier". Les effets observés suggèrent l'existence d'une stratification de l'espace urbain. Le fonctionnement concurrentiel du marché foncier est à l'origine de ségrégation dans les villes, tout au moins selon le critère de la richesse (Selod, 2005).

Les caractéristiques de l'épouse influencent également le choix du lieu de résidence. Les variables jouent le même rôle que pour celles renseignant sur le chef de ménage. *Toutes choses égales par ailleurs*, la nationalité et le niveau d'éducation de l'épouse peuvent impacter négativement sur la probabilité de vivre dans un quartier "défavorisé". Ces résultats montrent que les individus tendent à se rassembler en fonction de leurs caractéristiques socio-économiques. Dans notre cas, il apparaît que les individus avec des caractéristiques défavorables en termes d'éducation, de statut d'occupation etc. ont plus de chances de vivre dans un quartier défini comme défavorisé. Ces constats sont également en accord avec le modèle de Selod et Zenou (2001) qui montre que la ségrégation spatiale peut découler de comportements de communautarisme ou du fait que certains désirent vivre avec des personnes de même origine, pour des raisons de solidarité ethnique par exemple.

La seconde colonne donne les effets des différentes caractéristiques sur la probabilité d'être en emploi. Nos résultats sont standards au regard des déterminants individuels du statut d'emploi et sont assez semblables à ceux obtenus avec le modèle précédent. Les individus diplômés du supérieur sont davantage susceptibles d'avoir un emploi. nous trouvons que les individus qui étaient précédemment "travailleur indépendant" ou "cadre" sont moins au chômage que les autres. Être propriétaire apparaît comme favorable alors que le fait d'être locataire HLM n'as plus d'effet significatif sur la probabilité d'être en emploi. Ce résultat est plus en adéquation avec des travaux français qui étudient l'effet de résider dans un logement social sur l'emploi. C'est notamment ce que trouvent Dujardin et Goffette-Nagot (2007, 2009) sur l'agglomération lyonnaise.

Les caractéristiques de l'épouse ont une influence sur la probabilité d'être en emploi. Avoir une épouse avec un diplôme universitaire augmente la probabilité de trouver un emploi. Cet effet positif peut être justifié par le fait que la personne de référence va bénéficier du réseau et des compétences de son épouse. A l'inverse, la nationalité de l'épouse semble avoir un effet négatif sur la probabilité d'être en emploi.

Tableau 3.2 – Résultats du modèle probit bivarié

Variabes	Zone Urbaine Sensible	Écart-types	En emploi	Écart-types
Constante	-1,283***	0,148	0,316**	0,153
Zone Urbaine Sensible			-0,283**	0,156
Caractéristiques individuelles				
Age	-0,003	0,007	0,036***	0,007
Age ²	-0,000	0,000	-0,000***	0,000
Permis de conduire	-0,156***	0,020	0,427***	0,023
<i>Statut résidentiel</i>				
Propriétaire	0,083***	0,019	0,199***	0,023
Locataire HLM	0,461***	0,019	0,035	0,030
Autres locataires	Réf.		Réf.	
<i>Nationalité</i>				
Français né en France	Réf.		Réf.	
Français né en Outre-Mer	0,240***	0,051	0,072	0,068
Nationalité étrangère	0,154***	0,019	-0,324***	0,023
<i>Niveau d'éducation</i>				
Diplôme universitaire	-0,013	0,024	0,072**	0,028
Baccalauréat	Réf.		Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	0,046**	0,021	0,004	0,025
<i>Catégorie socio-pro.</i>				
Travailleur indépendant	-0,084**	0,029	0,375***	0,037
Cadre	-0,183***	0,023	0,383***	0,028
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Employé	0,077***	0,024	0,134***	0,029
Ouvrier	0,113***	0,022	-0,077**	0,026
Caractéristiques de l'épouse				
<i>Nationalité</i>				
Française née en France	Réf.		Réf.	
Française née en Outre-Mer	0,101**	0,053	0,043	0,069
Nationalité étrangère	0,105***	0,019	-0,031	0,023
<i>Niveau d'éducation</i>				
Diplôme universitaire	-0,095***	0,021	0,084***	0,026
Baccalauréat	Réf.		Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	0,057**	0,020	0,052**	0,024
Zones d'emplois				
	Oui		Oui	
Pas d'enfant	-0,001	0,021		
Un enfant	0,013	0,019		
Deux enfants	Réf.			
Trois enfants	0,084***	0,025		
Quatre enfants et plus	0,244***	0,033		
ρ_{12}	0,119*			
log likelihood	-33 671,77			
LR test	1,564			
Nombre d'observations	46 460			

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Avoir le permis de conduire est favorable à l'accès à l'emploi car cela procure une meilleure mobilité ou une meilleure accessibilité aux centres d'emplois.

Finalement, nous trouvons ici aussi que vivre dans un quartier où est localisée une ZUS est défavorable en termes de probabilité d'emploi. Malgré que nous changions de définition d'un quartier "défavorisé" et que cette variable soit désormais dichotomique, nous trouvons tout de même un effet négatif de résider dans ce type de quartier sur la probabilité d'être en emploi. Ce résultat va dans le sens de ceux trouvés par Choffel et Delattre (2003) et Gobillon *et al.* (2010) lorsqu'ils analysent le fait de résider en ZUS sur la durée de chômage.

Lorsque nous nous intéressons aux coefficients pour les deux définitions (TABLEAU 3.3), nous observons que l'effet défavorable est plus fort pour la seconde définition. Vivre dans un quartier où est localisée une Zone Urbaine Sensible apparaît plus défavorable, en termes de probabilité d'emploi, que de vivre dans un quartier qui est défini comme plus ou moins "défavorisé" (selon notre méthode). Les coefficients pour ces deux variables sont relativement élevés et montrent que les caractéristiques individuelles ne sont pas les seuls déterminants de cet indicateur de réussite sur le marché du travail. Pour autant, la comparaison de ces deux définitions n'est pas évidente. La variable "coordonnées sur l'axe" montre que le fait d'être situé dans un quartier de plus en plus "défavorisé" tend à diminuer la probabilité d'être en emploi. La définition "Zone Urbaine Sensible" montre l'effet négatif de vivre dans les quartiers identifiés comme étant les plus "défavorisés". Cette définition ne prend donc pas en considération tous les quartiers, mais uniquement un échantillon pour lesquels la situation socio-économique est particulièrement défavorable.

Les propriétés du *probit* avec variables instrumentales ou du *probit bivarié* font que les coefficients estimés ne sont pas directement interprétables. Puisque nous raisonnons sur un modèle de probabilité, l'échelle des coefficients obtenus est une source d'erreur de mesure de l'effet d'une variable sur la variable dépendante. Comme nous ne pouvons que commenter les signes et les valeurs relatives de ces coefficients, il est intéressant de calculer les effets marginaux¹² afin de quantifier l'effet de vivre dans un quartier "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi.

Les effets marginaux pour la variable "coordonnées sur l'axe" révèlent qu'une augmentation d'une unité de valeur, sur l'axe issu de notre ACP, diminue de 0,6% les chances d'être en emploi.

12. L'effet marginal d'une variable indépendante x est la dérivée partielle, par rapport à x , d'une fonction de prédiction $f(x)$.

Les effets marginaux pour la variable "Zone Urbaine Sensible" montrent que le fait de résider dans un quartier avec une Zone Urbaine Sensible diminue la probabilité d'être en emploi de 2,1%. Là encore, il est difficile de statuer sur les écarts trouvés en termes d'effets marginaux entre les deux définitions. Outre le fait que l'une des variables soit continue et l'autre dichotomique, il apparaît également que les deux ne capturent pas la même réalité. Les quartiers en Zones Urbaines Sensibles souffrent potentiellement des effets négatifs de la discrimination territoriale. En France, les contours de ces territoires sont bien connus alors que ce n'est pas le cas pour notre autre définition qui est basée sur une construction plus subjective. Les quartiers que nous identifions comme les plus "défavorisés" par ce biais, ne sont peut être pas affectés par ce problème de discrimination territoriale. Nos deux indicateurs reflètent bien, dans ce cas, deux réalités différentes.

Toutefois, l'effet marginal du fait d'habiter en ZUS sur la probabilité d'être en emploi est plus important que celui trouvé par Dujardin et Goffette-Nagot (2007) dans leur analyse du fait de résider dans un quartier "défavorisé" sur la probabilité d'être au chômage. Les auteurs trouvent que résider dans les 35% des quartiers les plus défavorisés augmente de 1,5% la probabilité d'être au chômage. Bien que la probabilité d'être en emploi ne soit pas véritablement l'inverse de la probabilité d'être au chômage, nous observons que l'effet est plus fort important dans notre cas.

Le coefficient ρ_{12} est le coefficient de corrélation entre les résidus de chacun des deux modèles *probit*. Il est statistiquement et significativement différent de 0 au seuil de 10%. Il confirme le fait que la localisation résidentielle est endogène à la probabilité d'être en emploi et par la même occasion légitime le recours aux méthodes qui contrôlent ce biais. Le signe est assez inattendu car il révèle une corrélation positive. Ce qui revient à dire que les individus qui ont une probabilité plus forte d'être en emploi que celle expliquée par leurs caractéristiques observables sont plus enclins à vivre dans un quartier dit "défavorisé".

3.1.3.2 L'effet de résider dans un quartier "défavorisé" sur l'emploi pour les individus vivant en HLM

Le TABLEAU 3.4 et le TABLEAU 3.5 présentent les résultats des modèles de type *probit* estimés pour expliquer la probabilité d'être en emploi pour un échantillon d'individus vivant en HLM. Comme nous l'avons précisé antérieurement, nous contrôlons de l'endogénéité du choix de localisation en restreignant notre analyse aux individus vivant dans un HLM, en présumant

Tableau 3.3 – Résultats des deux définitions et effets marginaux

Méthodes	IV Probit	Biprobit
Définitions	Coordonnées sur le 1er axe	Zone Urbaine Sensible
Coefficients	-0,147** (0,067)	-0,283*** (0,156)
ρ_{12}	0,194*	0,119*
Log Likelihood	-102 966,2	-33 671,77
Effets marginaux	-0,006** (0,003)	-0,021*** (0,010)
Observations	46 460	

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Notes : Les écart-types sont représentés entre parenthèses. Les effets des autres caractéristiques sont présentés dans les deux tableaux précédents (TABLEAU 3.1 et TABLEAU 3.2). Les effets marginaux sont obtenus avec la commande *mfx compute* appliquée après la commande *ivprobit* ou *biprobit* sur *Stata*.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

qu'ils n'ont pas l'opportunité de choisir leur lieu de résidence.

Nous ne présentons que les résultats pour la première des deux définitions car les effets des caractéristiques individuelles restent globalement les mêmes entre les deux modèles. Les résultats sont conformes au modèle précédent. Nous trouvons un effet négatif de certaines caractéristiques socio-économiques telles que la nationalité étrangère ou de faibles niveaux d'éducation. Ces effets sont comparables à ceux trouvés précédemment. Si les individus qui étaient cadres ou travailleurs indépendants sont plus souvent en emploi que les ouvriers ou les employés, nous ne trouvons pas d'effet négatif pour la catégorie des employés, comme dans le *probit bivarié*. Avoir le permis de conduire est encore favorable à la probabilité d'être en emploi.

Notre principale variable explicative, qui est la localisation dans un quartier plus ou moins "défavorisé" ou la localisation dans un quartier avec au moins une Zone Urbaine Sensible, révèle un effet négatif sur la probabilité d'être en emploi. Les effets estimés dans le cas apparaissent moins fort que dans le cas de l'échantillon global. Avec cette stratégie alternative, nous trouvons un effet plus important avec notre première définition d'un quartier "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi qu'avec la seconde.

Finalement, nos résultats montrent que la probabilité d'être en emploi diminue avec une localisation dans un quartier "défavorisé". Bien que nous contrôlons des caractéristiques socio-économiques des individus, nous observons un effet négatif de la localisation résidentielle. Ce constat confirme l'hypothèse selon laquelle la localisation résidentielle peut affecter le comportement de recherche d'emploi *via* de potentiels effets de pairs (Crane, 1991 ; Benabou, 1993), le réseau social (Holzer, 1987, 1988) et la discrimination territoriale. Bien qu'il soit difficile de dire lequel de ces mécanismes prévaut.

Tableau 3.4 – Probabilité d'être en emploi pour les individus en HLM - Modèle *probit*

Variabes	Coefficients	Écarts-types
Constante	0,226	0,282
Coordonnées sur le 1er axe	-0,025***	0,008
Caractéristiques individuelles		
Age	0,039**	0,013
Age ²	-0,000***	0,000
Permis de conduire	0,485***	0,035
<i>Nationalité</i>		
Français né en France	Réf.	
Français né en Outre-Mer	0,157*	0,093
Nationalité étrangère	-0,385***	0,039
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	0,002	0,054
Baccalauréat	Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	-0,078*	0,044
<i>Statut d'occupation</i>		
Travailleur indépendant	0,171**	0,077
Cadre	0,216***	0,064
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	0,112**	0,049
Ouvrier	-0,117**	0,043
Caractéristiques de l'épouse		
<i>Nationalité</i>		
Française née en France	Réf.	
Française née en Outre-Mer	-0,038	0,092
Nationalité étrangère	-0,061	0,039
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	0,134**	0,050
Baccalauréat	Réf.	
Diplômée du secondaire (au plus)	0,056	0,040
Zones d'emplois		
Oui		
Pseudo R²	0,075	
Likelihood ratio	715,07	
Nombre d'observations	12 485	

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Tableau 3.5 – Résultats des deux définitions et effets marginaux pour les individus en HLM

Définitions	Coordonnées sur le 1er axe	Zone Urbaine Sensible
Coefficients	-0,025*** (0,008)	-0,010*** (0,033)
Pseudo-R2	0,075	0,075
Likelihood ratio	715,07	713,32
Effets marginaux	-0,005*** (0,001)	-0,019*** (0,006)
Observations	12 485	

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Notes : Les écart-types sont représentés entre parenthèses. Les effets des autres caractéristiques sont présentés dans le tableau précédent (TABLEAU 3.4). Les effets marginaux sont obtenus avec la commande *mfx compute*.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Afin d'interpréter et discuter les résultats, nous calculons les effets marginaux pour la variable "vivre dans un quartier défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi (TABLEAU 3.5). Il ressort qu'une augmentation d'une unité de valeur, sur l'axe issu de notre ACP, diminue de 0,5% les chances d'être en emploi. Les effets marginaux pour la variable "Zone Urbaine Sensible" montrent que le fait de résider dans un quartier avec une Zone Urbaine Sensible diminue la probabilité d'être en emploi de 1%. Les effets marginaux pour les individus vivant en HLM ne sont pas comparables à ceux obtenus dans la section précédente car l'échantillon n'est pas le même. Cependant, il apparaît que les caractéristiques des individus vivant dans des logements HLM sont, en moyenne, moins favorables que celles des individus dans l'échantillon de référence (ANNEXE 3.3). Dans le cas du logement social, la composition du voisinage pour ceux qui vivent dans un quartier "défavorisé" est relativement proche de la composition de ceux qui ne vivent pas dans un tel quartier. Les différences entre les deux types de quartiers ne sont pas assez prononcées pour dévoiler un effet. Les effets plus importants observés pour l'échantillon de référence peuvent résulter d'un écart important entre la "qualité" des quartiers définis comme défavorisés et les autres.

3.1.3.3 Tester la non-linéarité des effets de voisinage

La section précédente a montré que vivre dans un quartier "défavorisé" est susceptible d'être défavorable en termes de performances sur le marché du travail. On peut raisonnablement se demander si cette relation est linéaire ou non. La plupart des mécanismes théoriques mobilisés pour décrire les effets de voisinage peuvent agir de manière non-linéaire ou seulement au-delà d'un certain seuil. Selon Galster (2008), il y a potentiellement différents mécanismes qui peuvent produire une relation non-linéaire entre les caractéristiques du voisinage et les performances de l'individu (voir CHAPITRE 1).

Les groupes sociaux exercent une pression sur les comportements et attitudes des individus, mais cette pression à se conformer peut ne devenir effective que lorsque le groupe atteint une densité critique dans la zone de référence. Lorsque c'est le cas, la capacité du groupe à pousser les autres à se conformer augmente probablement de manière non-linéaire. Ce phénomène est également vérifié avec les modèles de contagion qui sont applicables lorsque les quartiers ont atteint des niveaux critiques d'incidence des problèmes sociaux. Dès lors qu'ils excèdent un certain seuil, le processus croît de manière exponentielle. Le problème de stigmatisation d'un quartier peut également répondre à cette logique d'effet de seuil. C'est seulement lorsqu'une zone a une masse critique d'un groupe donné ou quand les problèmes sociaux dépassent un niveau critique qu'elle peut être vue comme une zone stigmatisée.

Pour tester la non-linéarité, nous nous concentrons sur notre premier indicateur de quartier "défavorisé". Puisque nous sommes toujours dans le cas où l'une des variables explicatives est endogène et continue, nous conservons le modèle *probit* avec variables instrumentales. Les instruments sont les mêmes que ceux utilisés dans les modèles précédents. Pour le sous-échantillon d'individus vivant en HLM, nous ne retenons pas de technique mobilisant l'utilisation de variables instrumentales car nous contrôlons de l'endogénéité justement par le fait qu'ils vivent dans ce type de logement.

Le TABLEAU 3.6 présente les résultats de nos différents modèles. Nous ne montrons pas les effets des caractéristiques individuelles car elles représentent des variables de contrôle. Le modèle 1 est composé du même groupe de variables que dans la section précédente. Le modèle 2 ajoute un terme quadratique et le modèle 3 ajoute un terme cubique pour tester la non-linéarité des effets.¹³.

Nos estimations montrent que la probabilité d'être en emploi diminue conjointement avec la "qualité" du quartier. Les modèles 2 et 3 (pour les deux stratégies) confirment que la relation est linéaire. Lorsque nous introduisons un terme quadratique ou cubique, nous ne trouvons pas d'effet statistiquement significatif. Ces résultats sont plutôt inattendus car la littérature avance généralement que les effets de voisinage ont un impact plus important sur la probabilité d'emploi pour ceux localisés dans les quartiers les plus défavorisés.

Ces résultats vont à l'encontre d'un certain nombre de travaux sur données américaines. Par exemple, Weinberg *et al.* (2004) introduisent également des termes quadratiques dans leurs

13. Notre méthodologie est la suivante : nous mettons d'abord en place une régression pour expliquer le fait de vivre dans un quartier plus ou moins "défavorisé" avec nos variables instrumentales. Puis, les valeurs prédites de cette première équation sont simplement élevées au carré et au cube et introduites dans la seconde équation.

Tableau 3.6 – Les effets de voisinage sur la probabilité d'être en emploi - indicateur continu pour la définition des quartiers défavorisés

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3	
<i>probit avec variables instrumentales</i>						
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Coord. sur le 1er axe	-0,147**	0,067	-0,140**	0,067	-0,158**	0,067
<i>Coordonnées</i> ²			-0,001	0,003		
<i>Coordonnées</i> ³					0,001	0,001
Pseudo-R2	0,095		0,095		0,095	
Observations	46 460		46 460		46 460	
<i>probit (échantillon HLM)</i>						
	Coeff.	Ecart-type	Coeff.	Ecart-type	Coeff.	Ecart-type
Coord. sur le 1er axe	-0,025**	0,008	-0,026**	0,011	-0,028**	0,010
<i>Coordonnées</i> ²			0,001	0,002		
<i>Coordonnées</i> ³					0,001	0,001
Pseudo-R2	0,075		0,075		0,075	
Observations	12 485		12 485		12 485	

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Nous ne présentons pas les effets des caractéristiques individuelles car ce sont les mêmes que dans les modèles précédents.

estimations et montrent notamment que les interactions sociales dans les quartiers produisent des effets plus forts pour ceux dont la "qualité" évaluée est la plus faible. De même, Galster *et al.* (2008) montrent, sur données suédoises, des effets non-linéaires du pourcentage des voisins à faibles revenus sur les gains ultérieurs des individus. A notre connaissance, des analyses de la non-linéarité des effets de quartier n'ont pas encore été développées en France et ne nous permettent donc pas de comparer nos résultats avec d'autres existants.

La linéarité des effets de voisinage observée peut s'expliquer par le fait que nous ne démêlons pas les effets *endogènes*, *exogènes* et *corrélés* alors que la non-linéarité des effets de quartiers tient surtout pour les effets *endogènes*. Par exemple, dans la littérature, il a été montré que les théories de la socialisation collective ou les modèles de contagion (qui représentent ces effets *endogènes*) sont effectifs au-delà d'un certain seuil (Galster, 2008). Dans notre cas, la variable utilisée pour contrôler de l'impact du quartier capture ces différents effets, mais pas seulement. Il est probable que nous capturons également certains effets *corrélés* et *exogènes* pour lesquels la non-linéarité n'est pas nécessairement évidente. Ne pas démêler ces différents types d'effets peut être une explication de cette apparente linéarité.

Si notre indicateur capture différents mécanismes avec certains qui agissent de manière linéaire et d'autres de manière non linéaire et si ces premiers impactent plus fortement que les

seconds, alors nos résultats peuvent ne pas révéler d'effets non-linéaires. La non-linéarité peut aussi être plus évidente dans le cas où nous examinons l'effet d'une seule caractéristique du voisinage, comme le revenu. Dans notre cas, l'indicateur mobilisé est une combinaison de plusieurs caractéristiques. Si vivre dans un quartier avec quelques caractéristiques défavorables présente des effets linéaires sur la probabilité d'être en emploi, des effets non-linéaires peuvent subsister pour certaines caractéristiques prises isolément.

3.1.3.4 Tester l'existence d'effets de seuil

Nous montrons que les effets de voisinage, tels que nous les avons définis, agissent de manière linéaire. Il peut être pertinent de vérifier si ces effets se produisent au delà d'un certain seuil ou non. Les effets négatifs ne se produiraient qu'au delà d'une "qualité" évaluée particulièrement mauvaise dans les quartiers, par exemple. Pour valider ou invalider cette hypothèse, nous partons de notre indicateur continu : "coordonnées sur le 1er axe" et nous définissons comme "défavorisés" tous les quartiers qui sont au delà de tel ou tel décile de la distribution. Nous mettons en place des modélisations de type *biprobit* pour regarder successivement les effets de vivre dans les 20%, les 30%, les 40% et les 50% des quartiers évalués comme étant les plus "défavorisés". Le fait de transformer notre variable endogène continue en variable dichotomique impose de recourir de nouveau à ce type de modélisation. La méthodologie reste la même que celle décrite précédemment. Les résultats des différentes estimations sont exposés dans le tableau suivant (TABLEAU 3.7).

Tableau 3.7 – Effet de vivre dans un quartier "défavorisé" sur l'accès à l'emploi - Tests de différents seuils

Variable	Vivre dans un quartier "défavorisé"			
	seuil de 20%	seuil de 30%	seuil de 40%	seuil de 50%
Coefficients	-0,341*** (0,102)	-0,329*** (0,114)	-0,210* (0,125)	-0,055 (0,106)
ρ_{12}	0,126**	0,130**	0,059	-0,026
Log Likelihood	-27 777,80	-31 226,90	-32 708,78	-33 316,70
Effets marginaux	-0,056** (0,020)	-0,052*** (0,020)	-0,031* (0,019)	-0,008 (0,015)
Observations	46 460			

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Notes : Les écart-types sont représentés entre parenthèses. Le tableau synthétise les résultats de l'équation principale du *probit bivarié*. Les effets marginaux sont obtenus avec la commande *mfx compute* sous *Stata*.

Lecture : L'effet marginal de -0,056 obtenu signifie que le fait de vivre dans les 20% des quartiers évalués comme les plus défavorisés (sur la base de notre indicateur) diminue la probabilité d'être en emploi de 5,6%.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

En comparant les résultats obtenus pour les différents seuils qui permettent de définir un quartier "défavorisé", nous observons une diminution de l'effet du lieu de résidence. Plus la

définition d'un quartier "défavorisé" est large et moins l'effet sur l'accès à l'emploi est important. Nous passons d'un effet marginal de -0,056 pour le seuil des 20% à un effet marginal de -0,031 pour le seuil de 40%. L'effet s'atténue avec le seuil retenu car le fait de raisonner sur davantage de quartiers tend à améliorer la composition socio-économique globale des quartiers dits "défavorisés". Nous pouvons également constater que le fait de raisonner sur un trop grand nombre de quartiers rend les effets observés non significatifs. C'est le cas pour le seuil de 50% puisque, dans ce cas, cela revient à dire qu'un quartier sur deux est évalué comme "défavorisé". Nous observons également que ρ_{12} n'est plus significatif pour les seuils de 40% et 50%. Dans un tel cas, la méthode de correction pour l'endogénéité du lieu de résidence n'apparaît plus appropriée.

Ces différentes estimations vont dans le sens d'une confirmation de l'existence d'un effet de seuil. C'est seulement pour les quartiers identifiés comme les plus "défavorisés", entre 30% et 40% de l'ensemble des quartiers, que l'effet négatif se produit. Au delà, le lieu de résidence n'a pas d'impact sur l'accès à l'emploi. Nous avons également vérifié l'impact de résider dans un quartier dit "favorisé" sur l'accès à l'emploi. Nous nous sommes concentrés sur les quartiers situés sur l'autre extrémité de l'axe issu de l'ACP. Quel que soit le seuil retenu, que celui-ci soit large (50%) ou restreint (20%), nous n'observons pas d'effet du lieu de résidence sur l'emploi.

Galster (2002) ou Galster *et al.* (2007) développent des stratégies similaires et analysent l'importance des effets de quartier pour différents seuils de pauvreté. Ils montrent notamment que les effets de quartier agissent sur les comportements (mesurés par l'abandon scolaire ou la durée des épisodes de pauvreté) à partir du moment où le taux de pauvreté du quartier excède 20%. Ils montrent également que les conséquences de vivre dans un quartier où le taux de pauvreté est élevé sont particulièrement importantes sur l'éducation ou les gains ultérieurs, lorsque celui-ci appartient aux déciles les plus élevés. Bien que les approches ne soient pas fondamentalement les mêmes, nos résultats ou ceux des travaux cités tendent à montrer que les externalités négatives ne se manifestent que dans les quartiers où la situation est particulièrement défavorable.

Le but de cette section était d'examiner si la probabilité d'être en emploi (pour les hommes) pouvait être influencée par la localisation dans un quartier "défavorisé". Nous nous sommes concentrés sur l'agglomération parisienne afin de mettre au jour les liens potentiels entre la composition du voisinage et la probabilité d'être en emploi. Nos résultats montrent que la situation d'emploi ne dépend pas seulement de l'expérience des individus ou de leurs compé-

tences mais également de la localisation résidentielle. Nous montrons ainsi que, *toutes choses égales par ailleurs*, vivre dans un quartier "défavorisé", caractérisé par une faible qualité socio-économique de l'environnement ou par la présence d'une ou plusieurs Zones Urbaines Sensibles, diminue la probabilité d'être en emploi. De plus, nos résultats suggèrent l'existence d'une relation linéaire et d'un effet de seuil entre les effets de voisinage et les performances des individus sur le marché du travail.

En termes de politiques publiques, cela signifie que la localisation résidentielle est un important déterminant des performances sur le marché du travail. L'existence d'un effet de seuil suggère qu'il est important de concentrer les efforts sur un certain nombre de quartiers identifiés comme prioritaires plutôt que d'agir de manière diffuse sur l'ensemble des quartiers. Dans ces conditions, et si nous croyons en une relation linéaire, une recommandation pertinente pourrait être de développer et promouvoir la mixité sociale. Pourtant, les bienfaits de la mixité sociale sont discutables dès lors que l'on accorde du crédit aux théories de la compétition. La présence de différents groupes qui sont en concurrence pour l'accès à des ressources locales ou un succès socio-économique peut être une source de conflit social ou de nuisances pour les populations du voisinage les plus fragiles (Galster, 2008). De telles théories ne vont pas à l'encontre des principaux résultats de ce travail et de la nécessité de focaliser les politiques publiques sur les quartiers les plus défavorisés, mais elles ne plaident pas non plus pour la nécessité de la mixité sociale.

Dans la prochaine section, nous nous intéressons toujours aux caractéristiques du lieu de résidence mais cette fois en lien avec le processus de recherche d'emploi et les conséquences induites sur la carrière professionnelle des individus.

3.2 Caractéristiques du lieu de résidence et recherche d'emploi

Cette section s'inscrit dans la continuité de la précédente. Nous cherchons à voir quels peuvent être les effets de vivre dans une commune "défavorisée" sur le processus de retour à l'emploi. Nous entendons par commune "défavorisée", une commune dont certaines caractéristiques socio-économiques sont défavorables. Nous mobilisons trois indicateurs différents qui permettent d'avoir une mesure variée du phénomène : le taux de chômage, la part des actifs non-diplômés et le potentiel fiscal de la commune.

Pour vérifier l'effet de ces trois caractéristiques communales sur la durée du retour à l'emploi, nous combinons quatre sources de données : l'enquête "Trajectoires des demandeurs d'emploi", les recensements de la population de 1990 et 1999, les "Revenus Fiscaux des Ménages" de 1996 et l'inventaire communal de 1998. L'appariement de ces sources de données constitue un appareillage statistique original et riche. Nous travaillons sur un échantillon contenant 6 543 individus. Tout comme dans la section précédente, nous supposons que le lieu de résidence est endogène. Nous parlons, dans ce cas, d'endogénéité des variables communales (car le lieu de résidence est défini à l'échelle de la commune). Il est très probable que les individus aient des caractéristiques inobservables qui affectent à la fois le choix de localisation résidentielle et les performances sur le marché du travail. Pour contrôler ce biais, nous mettons en place deux types de modèles : des estimations par la méthode des *doublets moindres carrés ordinaires* et des modèles de durée avec variables instrumentales.

Cette section s'organise de la façon suivante. D'abord, nous présentons les données, les principales variables et la méthodologie économétrique. Puis, nous présentons quelques statistiques descriptives sur l'échantillon. Nous discutons finalement les résultats de nos différents modèles.

3.2.1 Données, indicateurs et stratégie économétrique

Dans cette section, nous cherchons à vérifier l'impact des caractéristiques communales sur le retour à l'emploi des individus y résidant. Nous nous intéressons à trois attributs communaux qui décrivent le degré de "désavantage" d'une commune : le taux de chômage, la part des actifs non-diplômés et le potentiel fiscal. En ce qui concerne le retour à l'emploi, nous utilisons deux variables différentes : la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature) et la durée avant de trouver un contrat à durée indéterminée (CDI). Cette restriction est utilisée

comme indicateur de la qualité de l'emploi retrouvé.

3.2.1.1 Les données

L'enquête TDE de la DARES

Dans un premier temps, nous utilisons l'enquête "Trajectoires des demandeurs d'emploi" (TDE), produite par la DARES et qui couvre la période 1995-1998¹⁴. Cette enquête décrit les trajectoires des individus qui s'inscrivent à l'ANPE entre le 1er avril 1995 et le 30 juin 1995. Tous les individus sont donc au chômage en début de trajectoire. Les individus habitent dans l'une des trois régions suivantes : Nord-Pas-de-Calais, Ile-de-France ou Provence-Alpes-Côte-D'Azur et sont nés entre 1940 et 1979. Ils sont à la recherche d'un emploi à temps plein ou à temps partiel, qui n'est pas nécessairement un CDI. Les individus sont interrogés trois fois (de façon rétrospective), chaque interrogation correspondant à une vague de l'enquête. Chaque vague correspond approximativement à une période d'un an. D'une vague à l'autre, tous les individus ne répondent pas : il existe un problème d'attrition, puisque les individus n'ont pas nécessairement des trajectoires de même longueur.

La DARES a constitué, à partir des différentes vagues de l'enquête, un fichier synthétique correspondant à un résumé de la trajectoire des individus. Chaque trajectoire est divisée en séquences décrivant la situation de l'individu sur le marché du travail (en emploi, au chômage, en inactivité, etc.). Notre analyse est menée à partir de ce fichier synthétique. Il contient initialement 8 125 individus. Cette enquête nous permet de construire les deux indicateurs de retour à l'emploi (la durée avant de trouver un emploi -quelle que soit sa nature- et la durée avant de trouver un CDI). Nous retenons également des informations concernant les caractéristiques individuelles, les caractéristiques du ménage dans lequel l'individu réside, les caractéristiques du dernier emploi avant d'être inscrit à l'ANPE et la situation avant l'inscription à l'ANPE.

Les recensements de la population de 1990 et 1999

Dans un deuxième temps, nous utilisons les recensements de la population de 1990 et de 1999 produits par l'INSEE. Le recensement fournit des statistiques sur le nombre de logements, le nombre d'habitants ainsi que sur leurs caractéristiques (âge, activité, qualifications, profession exercée, conditions de logement, modes de transport, déplacements quotidiens, etc.). Cette base de donnée est à l'échelle de la commune. A partir de cette base, nous construisons deux des indicateurs communaux et plus précisément : le taux de chômage et la part des actifs

14. Pour certains individus la période est prolongée jusqu'en 1999.

non-diplômés de la commune. Ils sont construits pour l'année 1990 qui a été préférée à 1999 (qui sont les deux années disponibles pour le Recensement de la Population), car cette année est ultérieure à la période de l'enquête utilisée.

Les revenus fiscaux des ménages de 1996

Dans un troisième temps, nous utilisons les "Revenus Fiscaux des Ménages" de 1996. Cette base est produite par la Direction Générale des Impôts (DGI) et contient des informations sur les foyers fiscaux et les revenus imposables en 1996¹⁵. Le revenu net imposable est agrégé au niveau de chaque commune. Cette information nous permet de construire notre troisième attribut communal : le potentiel fiscal.

L'inventaire communal de 1998

Nous utilisons également l'inventaire communal de 1998. Il a été réalisé conjointement par l'INSEE et le Service Central des Enquêtes et Études Statistiques (SCEES) du Ministère de l'Agriculture et de la Forêt auprès de toutes les mairies de France, DOM compris. L'inventaire communal propose un bilan du cadre de vie locale. Il repère les commerces, les services et les équipements mis à la disposition des populations dans leur environnement immédiat. La variété des sujets abordés permet une vue d'ensemble : commerces, services, santé, action sociale, sports et loisirs, culture, enseignement, lieu de culte, infrastructure, équipement hôtelier et activité touristique. A partir de cette base, nous construisons des indicatrices de présence de certaines aménités (présence de parcs, musées, piscines, etc.) qui nous sont utiles lors de la mise en place de la stratégie économétrique.

Dans l'enquête TDE, tous les individus doivent commencer leur trajectoire par une séquence de chômage. Nous écartons donc de l'analyse les individus qui commencent leur trajectoire par d'autres séquences. Nous écartons également de l'analyse les observations avec des valeurs manquantes pour certaines variables explicatives (commune de résidence, catégories socio-professionnelles des parents, avoir le permis de conduire, ne pas avoir accès à un moyen de transport -tel qu'une ligne de bus ou une gare- ou encore être propriétaire, etc.)¹⁶. Après net-

15. Un foyer fiscal est un ensemble de personnes identifié par un contribuable qui est imposable à l'impôt sur le revenu pour ses propres revenus, ceux de son conjoint ainsi que ceux des personnes à sa charge. Le revenu net imposable est défini comme le revenu brut global du foyer fiscal auquel ont été retranchées les charges déductibles et les abattements spéciaux.

16. Pour certaines variables (le type de contrat du dernier emploi, la taille et le secteur d'activité de l'entreprise du dernier emploi, etc.), comme le nombre de valeurs manquantes est trop important, nous construisons une catégorie "ne sait pas" afin de ne pas perdre un nombre trop important d'observations. Sans ces observations, nos résultats ne sont pas affectés.

toyage, nous apparions les quatre sources de données par rapport à la commune dans laquelle réside l'individu. L'appariement de ces sources de données constitue un appareillage statistique original pour étudier l'effet des caractéristiques communales sur la rapidité du retour à l'emploi.

3.2.1.2 Les principaux indicateurs

Les variables à expliquer

Afin de mesurer le retour à l'emploi, nous construisons d'abord deux variables : la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature : CDI, CDD, temps partiel etc.) (*DUREMPL*) et la durée avant de trouver un CDI qui est un indicateur de la qualité de l'emploi retrouvé (*DURCDI*). Le deuxième indicateur est plus restrictif que le premier. Ces variables sont calculées par l'agrégation des durées des séquences antérieures à la première séquence d'emploi (quelle que soit sa nature) ou antérieures à la séquence d'un emploi en CDI. Dans la stratégie économétrique, ces deux variables représentent les deux principales variables à expliquer.

Les variables d'intérêt

Les variables explicatives d'intérêt sont données par trois caractéristiques communales. Elles ont été choisies pour représenter le degré de "désavantage" d'une commune. Elles permettent de mettre en évidence les effets de quartier dans le processus de retour à l'emploi. Premièrement, le taux de chômage de la commune (*TXCHOM*) se définit comme le rapport entre le nombre de chômeurs et la population active totale de la commune. Cet indicateur est calculé à partir du recensement de la population de 1990. Deuxièmement, la part des actifs non-diplômés (*NONDIPL*) se définit comme le ratio entre le nombre de personnes actives sans diplôme et la population active totale de la commune. Cet indicateur est également calculé pour 1990. Enfin, nous utilisons le logarithme du potentiel fiscal de la commune (*LOG_POTFISC*). Il est calculé comme le logarithme du ratio entre le revenu fiscal total des individus qui habitent dans la commune en 1996 et la moyenne de la population de la commune calculée sur 1990 et 1999. Nous calculons la moyenne de la population sur ces deux périodes car nous ne disposons pas de l'année 1996, qui correspond à l'année disponible pour les revenus fiscaux. L'indicateur obtenu est transformé en *log* pour pouvoir comparer avec les autres variables qui sont des taux.

Les variables de contrôle

Nous retenons les variables explicatives de contrôle suivantes : caractéristiques de l'indi-

vidu (sexe, âge, lieu de naissance, niveau de formation, situation matrimoniale, nombre d'enfants, etc.), caractéristiques du ménage où l'individu réside (nombre de personnes composant le ménage), indicateur de mobilité (avoir le permis de conduire), caractéristiques du dernier emploi (catégorie socio-professionnelle occupée dans le dernier emploi, type de contrat, etc.) et caractéristiques de la commune où l'individu réside (n'avoir accès à aucun moyen de transport, présence de monuments, parcs, piscine, etc.).

3.2.1.3 La stratégie économétrique

Le fait d'habiter dans une commune qui est caractérisée par certains attributs (taux de chômage, part des actifs non-diplômés ou logarithme du potentiel fiscal) n'est pas le fruit du hasard. Il y a un processus non aléatoire du choix du lieu de résidence. Pour cette raison, introduire directement les caractéristiques communales dans l'estimation des durées conduirait à des résultats biaisés puisqu'il y a un problème d'endogénéité du lieu de résidence. Pour résoudre ce problème, nous proposons une double démarche économétrique.

Dans un premier temps, nous ignorons le problème de censure à droite des variables de durées et nous mettons en place des estimations de type *doubles moindres carrés ordinaires* (2MCO) sur les logarithmes des durées. L'estimation des modèles de durées par les *moindres carrés ordinaires* est licite si les observations ne sont pas soumises à des phénomènes de censure (voir par exemple, Lollivier, 1997). Autrement dit, des estimations par MCO sur le logarithme de la durée sont identiques à l'implémentation de modèles de durée en l'absence de la censure. L'apport principal de cette première démarche réside dans le fait qu'elle nous permet de tester d'une manière "classique" l'endogénéité des caractéristiques communales et également d'étudier si le modèle retenu permet de bien contrôler cette endogénéité (grâce aux tests de validité des instruments). Ces tests ne sont pas "standardisés" dans le cas des modèles de durée. Il faut tenir compte du fait que, dans ce premier cas, nous ignorons le problème de censure. Nous montrons que l'effet des caractéristiques communales sur le retour à l'emploi reste le même.

Dans un deuxième temps, nous prenons en compte l'existence de la censure à droite associée aux durées avant de retrouver un emploi, c'est-à-dire que nous estimons des modèles de durée paramétriques. Ce procédé en tant que tel ne résout pas le problème d'endogénéité exposé précédemment. Pour le traiter dans nos modèles de durées, nous adoptons une méthode d'estimation en deux étapes découlant de la méthode des variables instrumentales (Heckman et Robb, 1985).

L'estimation par doubles moindres carrés ordinaires

Nos variables expliquées sont les logarithmes des durées : $LOG_DUREMPL$ (le logarithme de la durée avant de trouver un emploi peu importe sa nature) et LOG_DURCDI (le logarithme avant de trouver un emploi en CDI). Comme ces variables ainsi que les variables communales sont continues, pour contrôler de l'endogénéité, nous effectuons une estimation de type *doubles moindres carrés ordinaires* (2MCO). Nous pouvons écrire l'équation finale de l'estimation de la manière suivante :

$$LOG_DUR_i = \alpha_2 + \widehat{COM}_i \beta_2 + X_i \gamma_2 + W_i \delta_2 + \mu_i \quad (3.9)$$

où LOG_DUR représente le logarithme de l'une des deux variables de durée ($LOG_DUR \in \{LOG_DUREMPL, LOG_DURCDI\}$), et où COM représentent les attributs communaux ($COM \in \{TXCHOM, NONDIPL, LOG_POTFISC\}$). X et W représentent, eux, des vecteurs de variables explicatives de contrôle et μ_i est le terme d'erreur qui suit une loi normale. Le vecteur X contient les variables explicatives suivantes : sexe, âge, lieu de naissance, catégories socio-professionnelles des parents, niveau d'études, situation matrimoniale, nombre d'enfants, nombre d'individus dans le ménage, être propriétaire, avoir le permis de conduire, catégorie socio-professionnelle du dernier emploi et bénéficiaire des allocations de chômage. Le vecteur W regroupe les variables explicatives suivantes : type d'épisode avant l'inscription à l'ANPE, raisons de perte du dernier emploi, type de contrat du dernier emploi, type du dernier emploi (temps plein/partiel), taille et secteur d'activité de l'entreprise du dernier emploi.

Pour chaque variable communale, \widehat{COM} représente la valeur prédite avec une estimation de type *moindres carrés ordinaires* (MCO) en utilisant le vecteur de variables X et un vecteur de variables Z décrivant les aménités de la commune (n'avoir accès à aucun moyen de transport, présence de monuments, parcs, gendarmerie, piscine, cinéma, centre socioculturel, médecin généraliste, collège) et v_i est le terme d'erreur qui suit une loi normale. Cette équation peut être formalisée de la manière suivante :

$$COM_i = \alpha_1 + X_i \beta_1 + Z_i \delta_1 + v_i \quad (3.10)$$

Les variables de présence d'aménités (le vecteur Z) sont les variables instrumentales qui permettent de contrôler de l'éventuel biais d'endogénéité. Elles ont été choisies car dans la littérature, la présence des aménités est souvent considérée comme un déterminant important

du choix résidentiel des individus (Tiebout, 1956 ; Brueckner *et al.*, 1999). Ces variables doivent expliquer le choix d'habiter dans une commune caractérisée par un des trois attributs retenus mais ne doivent pas être corrélées avec le terme d'erreur de l'équation de retour à l'emploi. Nous montrons que statistiquement elles représentent de bons instruments.

L'estimation des modèles de durées paramétriques

Dans ce cas, nous prenons en compte la censure à droite des variables de durée. Comme les trajectoires individuelles ont des longueurs différentes (on note la longueur de la trajectoire $DURTOT$), nous construisons les deux indicatrices de censure suivantes :

$$CENS_{EMPL} = \begin{cases} 1 & \text{si } DUREMPL = DURTOT \\ 0 & \text{si } DUREMPL < DURTOT \end{cases} \quad (3.11)$$

$$CENS_{CDI} = \begin{cases} 1 & \text{si } DURCDI = DURTOT \\ 0 & \text{si } DURCDI < DURTOT \end{cases} \quad (3.12)$$

La deuxième démarche est également une démarche en deux étapes, inspirée par Heckman et Robb (1985). Cette méthode est suffisamment flexible pour corriger les biais de censure et d'endogénéité sans imposer pour autant de contrainte particulière sur le taux de hasard. Une méthodologie similaire a été utilisée précédemment dans des travaux sur le retour à l'emploi (cf. par exemple, Brunet et Lesueur, 2004 ; Brunet *et al.*, 2007). Le problème d'endogénéité nous invite à effectuer, de manière identique que dans la section précédente, une première estimation pour expliquer le choix de résider dans une commune donnée (équation 3.10). Nous utilisons les mêmes variables explicatives et les mêmes instruments que dans le cas précédent. Par la suite, nous introduisons le terme de correction du biais d'endogénéité (\widehat{COM}) dans les régressions des durées de retour à l'emploi. La deuxième étape est donnée par la mise en place d'un modèle de durée paramétrique avec la loi log-normale, adaptée à nos données. Nous pouvons formaliser cette étape de la manière suivante :

$$DUR_i = \alpha_3 + \widehat{COM}_i \beta_3 + X_i \gamma_3 + W_i \delta_3 + \omega_i \quad (3.13)$$

avec ($DUR \in \{DUREMPL, DURCDI\}$) et les vecteurs X et W qui contiennent les mêmes variables que celles précisées précédemment.

3.2.2 Statistiques descriptives

3.2.2.1 Quelques faits stylisés

Nous travaillons sur un échantillon contenant 6 543 individus qui proviennent à part égale de trois régions : Ile-de-France, Nord-Pas-de-Calais et Provence-Alpes-Côte-D'azur. Il ressort également de nos données que 51% des enquêtés sont des femmes et les moins de 35 ans représentent plus des deux tiers de l'échantillon. Près de 40% des individus ont un niveau d'éducation équivalent à l'enseignement technique court et 17% sont titulaires d'un diplôme de l'enseignement supérieur. Concernant la catégorie socio-professionnelle, on observe une surreprésentation des catégories "ouvrier" et "employé" (respectivement 34,9% et 31,4%). La durée moyenne qu'il faut à un individu pour trouver un emploi (quel que soit le type de contrat) est proche de 13 mois. En revanche, un individu passe, en moyenne, une durée de 22 mois avant de trouver un emploi à durée indéterminée.

Concernant les caractéristiques communales, l'échantillon se situe sur des communes relativement défavorisées puisque le taux de chômage y est de plus de 14%, avec toutefois des disparités entre les différentes régions (8,7% pour l'Ile-de-France contre 17,7% pour le Nord-Pas-de-Calais). En comparaison, en 1990, le taux de chômage à l'échelle de la métropole s'élève à 9,2%. La part des personnes non-diplômées, qui s'élève à 28,1%, est relativement importante (contre 29,5% pour l'ensemble du territoire). Là encore, le Nord-Pas-de-Calais affiche les plus mauvaises performances (32,6% contre 24,9% pour l'Ile-de-France et 26,6% pour PACA). La hiérarchie s'avère également respectée pour ce qui est du potentiel fiscal relatif aux différentes communes : celles de la région parisienne sont globalement les plus riches.

3.2.2.2 Commune de résidence et recherche d'emploi

A ce stade, nous souhaitons présenter d'une façon descriptive comment les caractéristiques communales peuvent affecter la recherche d'emploi. Nous calculons des taux de survie à l'aide des estimateurs non-paramétriques *Kaplan-Meier*. Ces estimateurs prennent en compte des données censurées à droite (voir Lollivier, 1997 pour une description complète de cet estimateur). Dans notre cas, nous calculons la probabilité instantanée de trouver un emploi. Ces estimateurs mettent en évidence, de manière descriptive, les effets d'habiter dans une commune "défavorisée" sur le retour à l'emploi des individus. Nous comparons la survie dans l'état de non-emploi entre des individus issus de communes dites "défavorisées" et des individus de

Tableau 3.8 – Caractéristiques des individus vivant dans un quartier défavorisé et les autres

Variable	(%)
Homme	51,76
Classes d'âge	
16-25 ans	34,6
26-34 ans	33,31
35-49 ans	27,17
Au moins 50 ans	4,92
Né en France	81,3
Niveau de formation	
Études primaires	9,17
1er cycle enseign. gén. ét prim.	12,67
2ème cycle enseign. gén.	8,33
Enseign. tech. ou prof. court	40,72
Enseign. tech. ou prof. long	8,56
Enseign. sup.	17,08
Situation matrimoniale	
En couple	56,51
Célibataire	36,22
Antérieurement en couple	7,17
Nombre d'enfants	
Pas d'enfants	25
1 enfant	26,56
2 enfants	23,36
Au moins 3 enfants	25,08
Propriétaire de sa résidence	23,17
Avoir le permis de conduire	75,58
Avoir des allocations chômage	53,91
Bénéficiaire du RMI	7,95
Situation avant l'inscription à l'ANPE	
En emploi	57,04
En formation	6,11
En stage	12,74
Au chômage	6,2
En inactivité	13,78
Autre	4,78
Catégorie socio-pro du dernier emploi	
Ouvrier	34,99
Employé	31,45
Profession intermédiaire	9,23
Cadre, profession libérale	4,14
Type du contrat du dernier emploi	
CDI	38,33
CDD	22,88
Intérim	5,1
Autre	33,69
Dernier emploi à temps plein	59,73

Source : Enquête TDE.

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Tableau 3.9 – Variables d'intérêt

Variabes	Global	Ile-de-France	NPC	PACA
Individus (6543 observations)				
Durée pour trouver un emploi	13,4 (11,2)	12,1 (10,6)	13,5 (11,8)	14,6 (10,8)
Durée pour trouver un CDI	22,5 (12,2)	20,1 (12,3)	24,8 (11,8)	22,2 (12,1)
Communes (362 observations)				
Taux de chômage (%)	14,1 (5,4)	8,7 (0,02)	17,7 (0,05)	16,2 (0,03)
Part des actifs sans diplôme (%)	28,1 (7,4)	24,9 (0,07)	32,6 (0,06)	26,6 (0,06)
Potentiel fiscal (en 1996)	42 951,6	49 020,8	34 493,4	45 767,6

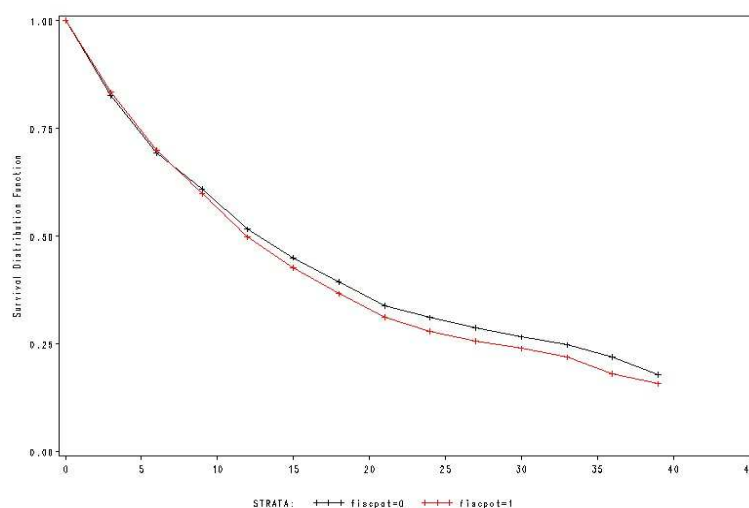
Source : Enquête TDE, recensement de la population (1990,1999) et revenus fiscaux des ménages (1996).

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : Les durées sont exprimées en mois. Les écarts-types sont indiqués entre parenthèses. Les enquêtés d'Ile-de-France couvrent 172 communes, ceux de Nord-Pas-de-Calais 108 communes et ceux de PACA 82 communes.

communes non "défavorisées".

FIGURE 3.5 – Effet de résider dans une commune "défavorisée" sur la durée du chômage avant de trouver un emploi



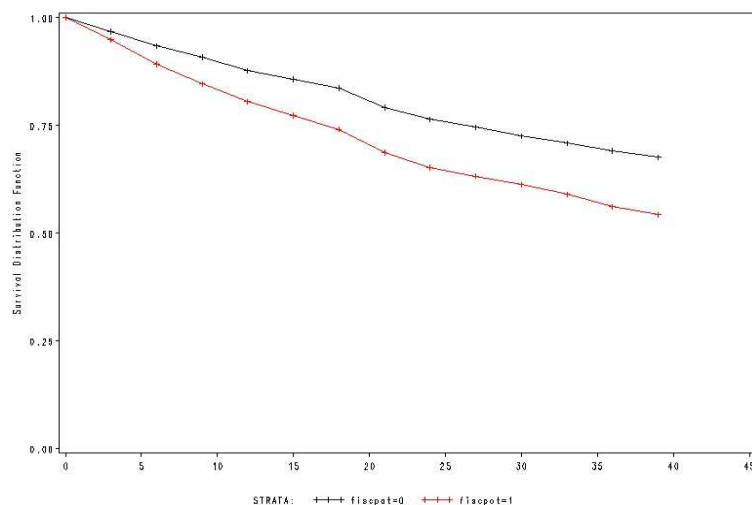
Source : Enquête TDE et revenus fiscaux des ménages (1996).

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : *fiscpot=0* signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et *fiscpot=1* habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

Nous ne présentons que les effets de vivre dans une commune "défavorisée" caractérisée par les valeurs du logarithme du potentiel fiscal sur les deux indicateurs de retour à l'emploi. Pour simplifier notre démarche, nous définissons une commune comme "défavorisée" si le logarithme du potentiel fiscal est inférieur à la médiane (*fiscpot=0*). Dans la FIGURE 3.5, nous présentons l'effet du vivre dans une commune "défavorisée" sur la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature) et dans la FIGURE 3.6, sur la durée avant de trouver un CDI. Sur les graphiques, les courbes des individus résidant dans des communes "défavorisées" sont

FIGURE 3.6 – Effet de résider dans une commune "défavorisée" sur la durée du chômage avant de trouver un emploi en CDI



Source : Enquête TDE et revenus fiscaux des ménages (1996).

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : *fiscpot=0* signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et *fiscpot=1* habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

tracées en noir. L'ANNEXE 3.4 présente les résultats pour les autres variables explicatives.

Nous mettons en évidence, dans les deux graphiques, un effet négatif du fait d'habiter dans une commune jugée comme "défavorisée" (à partir de son potentiel fiscal) sur les durées nécessaires avant de trouver un emploi quelle que soit sa nature ou un emploi en CDI. L'estimateur confirme que vivre dans un environnement jugé défavorable peut avoir des répercussions négatives sur l'accès à l'emploi et plus spécifiquement sur la recherche d'emploi.

Ces premiers résultats vont dans le sens de ceux obtenus par Duguet *et al.* (2008a) ou Gobillon *et al.* (2011) lorsqu'ils montrent que la présence de population fragiles dans une commune s'accompagne d'une augmentation de la durée de chômage moyenne pour ses habitants. Dans un autre registre, Choffel et Delattre (2003) ou Gobillon *et al.* (2010) trouvent également que le fait de résider en ZUS (que l'on peut considérer comme un autre type d'indicateur permettant de caractériser un quartier "défavorisé") augmente la durée de chômage pour ceux qui y résident.

Nous pouvons justifier ces constats par les mécanismes habituels inhérents au fait de résider dans un quartier dans lequel la composition socio-économique n'est pas favorable : un réseau social de mauvaise qualité (Holzer, 1987, 1988 ; Reingold, 1999), les effets de pairs (Crane, 1991 ; Galster, 2008), la discrimination territoriale. On suppose que les problèmes de

compétition et de frustration relative, évoqués dans la littérature, ne sont pas déterminants et ne peuvent être capturés avec ces simples variables dichotomiques. En comparant les deux graphiques, nous observons que l'écart de survie dans l'état de non-emploi est encore plus prononcé lorsque l'on considère comme retour à l'emploi le seul fait d'obtenir un emploi en CDI. Le fait de résider dans une commune "défavorisée" semble encore plus préjudiciable lorsqu'il s'agit de retrouver un emploi de qualité.

Ce type d'analyse est mené uniquement pour donner une idée sur la manière dont les caractéristiques communales peuvent jouer sur la durée avant de trouver un emploi. Cette analyse est probablement biaisée car, même si nous prenons en compte la censure à droite des données, il y a toujours ce problème de l'endogénéité des variables communales. La méthode ne permet pas non plus de contrôler des caractéristiques individuelles qui peuvent pourtant jouer un rôle considérable en matière de retour à l'emploi. Pour ces raisons, il importe d'aller plus loin grâce à une analyse économétrique en raisonnant *toutes choses égales par ailleurs*.

3.2.3 Résultats

Nous présentons successivement les résultats des estimations avec la méthode des *doubles moindres carrés* et les résultats avec l'implémentation de *modèles de durée*.

3.2.3.1 Les résultats des doubles moindres carrés ordinaires

Nous estimons dans des modèles différents l'impact de chaque variable communale sur chacune des deux variables de durée. Au total, dans cette section, nous estimons six *doubles moindres carrés ordinaires* (2MCO). Nous détaillons une seule estimation : l'impact de résider dans une commune plus ou moins riche (caractérisée par son niveau de richesse - *LOG_POTFISC*) sur la durée avant de trouver un emploi (quelle que soit sa nature). Nous présentons dans le TABLEAU 3.10 les coefficients et la significativité de la première étape de la stratégie économétrique. Nous expliquons le choix de résider dans une commune caractérisée par un certain niveau de richesse avec des caractéristiques individuelles et communales.

Comme l'on pouvait s'y attendre, les caractéristiques individuelles sont déterminantes dans le choix de localisation résidentielle. Les individus de nationalité étrangère, par exemple, vivent davantage dans ces communes jugées "défavorisées". Le niveau de qualification ou la catégorie socio-professionnelle jouent également un rôle important sur le fait de vivre dans une

commune "défavorisée". Les individus ayant un niveau équivalent à l'enseignement technique long ou encore titulaires d'un diplôme du supérieur sont plus avantagés que les individus peu diplômés. Appartenir à la catégorie "ouvrier" apparaît comme défavorable en termes de localisation résidentielle. Les individus qui présentent les caractéristiques les plus défavorables sont potentiellement ceux qui choisiront de vivre dans les communes les plus "désavantagées". Ces quelques résultats suggèrent que les individus ont tendance à se rassembler selon leurs caractéristiques socio-économiques.

Tableau 3.10: Les déterminants du *log* du potentiel fiscal

Variable	Coefficient estimé	Écart-type
Constante	10,833***	0,020
Homme	0,009*	0,005
Classes d'âge		
16-25 ans	-0,009*	0,005
26-34 ans	Réf.	
35-49 ans	0,016***	0,005
Au moins 50 ans	0,016*	0,01
Né en France	0,025***	0,005
Niveau de formation		
Études primaires	Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,009	0,008
2ème cycle enseign. général	0,015*	0,009
Enseign. tech. ou prof. court	-0,001	0,007
Enseign. tech. ou prof. long	0,022**	0,009
Enseign. supérieur	0,027***	0,009
Situation matrimoniale		
Concubinage	-0,007	0,008
Célibataire	-0,004	0,009
Divorcé	Réf.	
Pas d'allocations chômage	0,004	0,006
Propriétaire de sa résidence	0,014***	0,005
Avoir le permis de conduire	0,018***	0,005
Nombre d'individus dans le ménage	-0,006***	0,002
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi		
Ouvrier	-0,018**	0,008
Employé	-0,002	0,008
Profession intermédiaire	Réf.	
Cadre, etc.	0,020*	0,011
Nombre d'enfants		
Pas d'enfants	Réf.	
1 enfant	0,003	0,006
2 enfants	0,010	0,008
Au moins 3 enfants	0,005	0,011
Catégorie socio-professionnelle du père		
Agriculteur	0,003	0,016
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	-0,003	0,009
Cadre, profession intellectuelle supérieure	0,031***	0,009
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	0,001	0,008
Ouvrier	-0,020***	0,007
Autre	-0,011	0,011
Catégorie socio-professionnelle de la mère		
Agricultrice	-0,026	0,024
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	-0,023	0,014
Cadre, profession intellectuelle supérieure	0,016	0,017
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	-0,016*	0,010
Ouvrier	-0,036***	0,011

Autre	-0,037***	0,009
Département		
Yvelines	0,069***	0,006
Val d'Oise	0,065***	0,007
Nord	-0,072***	0,007
Pas-de-Calais	-0,323***	0,007
Bouches-du-Rhône	Réf.	
Aménités de la commune		
Monuments	0,088***	0,005
Parcs	0,134***	0,005
Gendarmerie	-0,079***	0,006
Piscine	-0,023***	0,007
Cinéma	-0,069***	0,005
Centre socioculturel	-0,064***	0,006
Collège	-0,035***	0,009
Présence d'un réseau de transp. urb.	-0,080***	0,008
R ²	0,631	
Nombre observations	6543	

Sources : Enquête TDE, recensement de la population (1990,1999), inventaire communal (1998) et revenus fiscaux des ménages (1996).

Notes : La régression inclut également des variables pour l'activité de l'individu avant l'inscription à l'ANPE (en emploi, en formation etc.), la raison de l'inscription à l'ANPE (licenciement, fin de contrat etc.), le type du dernier contrat (CDD, CDI etc.) et la durée de celui-ci (temps plein ou temps partiel). Les coefficients ne sont pas présentés car ils ne sont pas significatifs. Nous conservons tout de même ces variables car elles sont déterminantes dans notre deuxième équation (le log de la durée avant de trouver un emploi).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

En ce qui concerne les indicatrices de présence d'aménités, nous observons qu'elles expliquent toutes le choix de vivre dans une commune caractérisée par un certain niveau du potentiel fiscal. Cela confirme partiellement la validité de nos instruments. Dans un certain nombre de cas, il est difficile d'interpréter les effets des aménités sur le choix de résider dans une commune plus ou moins riche. C'est le cas entre autres pour la présence d'un réseau de transport, d'une piscine ou d'un cinéma qui semblent négativement corrélés avec la richesse de la commune¹⁷.

A partir de cette estimation, nous calculons la prédiction du logarithme du potentiel fiscal (LOG_POTFISC) et nous l'introduisons en tant que variable expliquée dans la deuxième étape de la stratégie économétrique. Le TABLEAU 3.11 décrit les résultats de cette deuxième étape.

17. Nous avons vérifié que les résultats ne changent pas après introduction d'un indicateur de la densité en termes de population. Cet indicateur n'a pas été ajouté afin de limiter le nombre de variables instrumentales qui est déjà élevé.

Tableau 3.11: Les déterminants du log de la durée

Variables	Emploi		Emploi CDI	
LOG_POTFISC	-0,195*	0,115	-0,234**	0,094
Homme	-0,197***	0,030	-0,171***	0,024
Classes d'âge				
16-25 ans	-0,241***	0,035	-0,080**	0,029
26-34 ans	Réf.		Réf.	
35-49 ans	0,075**	0,034	0,058**	0,027
Au moins 50 ans	0,286***	0,064	0,164***	0,052
Né en France	-0,117***	0,034	-0,038	0,027
Niveau de formation				
Études primaires	Réf.		Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,034	0,051	0,013	0,038
2ème cycle enseign. général	-0,042	0,058	-0,002	0,046
Enseign. tech. ou prof. court	-0,025	0,043	-0,027	0,033
Enseign. tech. ou prof. long	-0,118**	0,060	-0,048	0,05
Enseign. supérieur	-0,133**	0,055	-0,051	0,045
Situation matrimoniale				
En couple	-0,125**	0,050	-0,021	0,041
Célibataire	-0,067	0,055	0,048	0,044
Divorcé	Réf.		Réf.	
Pas d'allocations chômage	-0,394***	0,045	-0,099***	0,036
Propriétaire de sa résidence	-0,018	0,032	0,034	0,026
Avoir le permis de conduire	-0,270***	0,033	-0,112***	0,024
Nombre d'individus dans le ménage	0,020	0,015	0,021**	0,011
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi				
Ouvrier	-0,103**	0,048	0,028	0,042
Employé	0,046	0,045	0,036	0,041
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Cadre, profession libérale	0,125*	0,071	-0,011	0,065
Situation avant l'inscription à l'ANPE				
Emploi	Réf.		Réf.	
Formation	-0,214***	0,068	0,027*	0,033
Stage	0,002	0,041	0,027	0,053
Chômage	0,081	0,052	-0,058	0,048
Inactivité	0,314***	0,037	0,036	0,031
Autre	-0,205**	0,068	-0,025	0,061
Type de contrat du dernier emploi				
CDI	Réf.		Réf.	
CDD	-0,334***	0,057	-0,007	0,049
Intérim	-0,480***	0,075	0,057	0,054
Autre	-0,135**	0,065	0,080*	0,050
Type du dernier emploi				
Temps plein	Réf.		Réf.	
Temps partiel	0,095**	0,038	0,043	0,031
Nombre d'enfants				
Pas d'enfants	Réf.		Réf.	
1 enfant	-0,022	0,039	0,025	0,031
2 enfants	0,009	0,048	0,003	0,038

Au moins 3 enfants	0,047	0,069	0,017	0,053
Catégorie socio-professionnelle du père				
Agriculteur	0,187**	0,091	0,141**	0,071
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,163***	0,054	-0,027	0,049
Cadre, professions intellectuelles supérieures	0,130**	0,056	0,081*	0,05
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Employé	0,141***	0,054	0,105**	0,045
Ouvrier	0,082**	0,041	0,081**	0,050
Autre	0,223***	0,062	0,063	0,053
Catégorie socio-professionnelle de la mère				
Agricultrice	0,129	0,145	0,059	0,118
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	-0,102	0,091	-0,053	0,080
Cadre, professions intellectuelles supérieures	0,167*	0,104	0,016	0,091
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Employé	-0,076	0,062	0,011	0,054
Ouvrier	-0,098	0,069	0,011	0,059
Autre	-0,022	0,059	0,014	0,052
Raison de la fin du dernier contrat				
Licenciement collectif	Réf.		Réf.	
Autre type de licenciement	0,113**	0,044	0,069*	0,039
Fin de CDD	0,069	0,058	0,126**	0,049
Autre type d'arrêt	0,094	0,049	0,151***	0,040
Département				
Yvelines	0,069***	0,006	-0,117***	0,031
Val d'Oise	0,065***	0,007	-0,246***	0,038
Nord	-0,072***	0,007	-0,013	0,035
Pas-de-Calais	-0,323***	0,007	0,083**	0,044
Bouches-du-Rhône	Réf.		Réf.	
Constante	8,088***	1,117	5,339***	1,010
R²	0,18		0,07	
Nombre observations	6543		6543	

Sources : Enquête TDE, recensement de la population (1990,1999), inventaire communal (1998) et revenus fiscaux des ménages (1996).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Notes : Le premier modèle représente les estimations pour le *log* de la durée avant de trouver un emploi. Le second modèle représente les estimations pour le *log* de la durée avant de retrouver un emploi en CDI.

Nos résultats sont globalement conformes à ce que l'on trouve dans la littérature sur les déterminants du retour à l'emploi. Nous commentons principalement les effets des variables explicatives sur le *log* de la durée avant de trouver un emploi, sans conditions sur le type de contrat (colonne 1). Les résultats pour le *log* de la durée avant de retrouver un emploi en CDI restent très similaires ou ne sont plus significatifs.

Les jeunes, les plus diplômés, les individus nés en France restent moins longtemps sans emploi. Être un homme semble jouer favorablement sur la rapidité de retrouver un emploi. L'effet défavorable pour les individus de nationalité étrangère peut être vu comme un poten-

tielle preuve de discrimination. On peut également avancer que les employeurs sont réticents à embaucher les femmes car elles sont susceptibles d'être absentes en raison de leurs enfants ou de grossesses futures éventuelles, donc hypothétiquement moins productives.

Nous trouvons un effet de la catégorie socio-professionnelle assez étonnant : les ouvriers affichent les durées les plus courtes pour trouver un emploi. Ce constat peut s'expliquer par le fait que l'enquête considère parmi les trois régions, la région du Nord-pas-de-Calais, qui est encore fortement industrielle à la fin des années 1990. Ce qui expliquerait un retour à l'emploi plus facile pour cette catégorie.

Avoir le permis de conduire joue aussi favorablement puisque cela implique une meilleure mobilité ou une meilleure accessibilité aux centres d'emploi. ce résultat est conforme à la littérature sur le *Spatial Mismatch* et aux conclusions des travaux qui s'intéressent à l'effet de la possession de voiture sur les performances des individus sur le marché du travail (Ong, 1996 ; Kawabata, 2003 ; Gurley et Bruce, 2005).

Ne pas avoir d'allocations-chômage diminue la durée d'accès à l'emploi avec l'explication possible que les individus qui n'en bénéficient pas sont plus incités à retrouver un emploi. Le fait de ne pas bénéficier d'aide pourrait représenter une contrainte financière tellement importante que l'individu est prêt à accepter tout type d'emploi. La question qui peut alors se poser concerne la qualité de l'emploi retrouvé. On constate d'ailleurs que cet effet sur la durée est plus faible lorsqu'il s'agit de retrouver un emploi en CDI. Priver les individus de leurs allocations, ne permet pas d'aider à la recherche d'un emploi de qualité. Les individus semblent avoir plutôt tendance à opter pour le premier emploi trouvé afin de pallier à un manque de ressources financières.

Nous mettons en évidence un effet négatif et fortement significatif du lieu de résidence caractérisé par sa richesse sur la durée nécessaire pour trouver un emploi (quelle que soit sa nature). Ce résultat confirme l'idée selon laquelle résider dans une commune, dont la composition socio-économique est relativement favorable, impacte positivement sur le retour à l'emploi. Un phénomène qui peut s'expliquer par des effets de pairs positifs, la présence de "réseaux sociaux" efficaces ou par l'influence de modèles sociaux. Bien qu'il soit impossible de préciser lequel de ces effets prévaut.

Observer un effet du lieu de résidence à l'échelle de la commune n'est pas usuel dans les travaux sur les effets de quartier. L'un des seuls travaux, sur données américaines, à s'être intéressé à cette échelle d'analyse est celui de Corcoran *et al.* (1992). Les auteurs ne trouvent

pas d'effet significatif du lieu de résidence et expliquent cette absence justement par le fait que l'effet de quartier est capturé par le code postal ou le *zipcode*, ce qui leur semble insuffisamment précis.

Le TABLEAU 3.11 donne la synthèse des six estimations avec les 2MCO. Pour chaque durée nous donnons les estimateurs obtenus avec les 2MCO (les colonnes des *estimateurs 2MCO*) et les estimateurs obtenus en introduisant directement dans l'équation principale les caractéristiques communales (les colonnes des *estimateurs naïfs*). Peu importe la variable communale ou l'indicateur caractérisant la rapidité du retour à l'emploi, nous remarquons que plus un individu réside dans une commune avec des caractéristiques défavorables, plus sa durée avant de trouver un emploi (peu importe le contrat) ou un CDI sera longue.

Pour valider la pertinence des modèles estimés, nous mettons en place des tests d'endogénéité relatifs aux caractéristiques communales ainsi que des tests de validité des instruments utilisés. Dans un premier temps, nous utilisons le test de Durbin-Wu-Hausman pour tester l'endogénéité des caractéristiques communales¹⁸. A la base, ce test examine la différence entre l'estimateur MCO et l'estimateur 2MCO. Dans ce type de test, sous l'hypothèse nulle d'absence d'endogénéité, l'estimateur MCO et l'estimateur 2MCO sont tous les deux convergents mais l'estimateur MCO est à variance minimale. En présence d'endogénéité, seul l'estimateur 2MCO est convergent. Les caractéristiques communales apparaissent comme endogènes car on rejette dans tous les cas l'hypothèse nulle (TABLEAU 3.11).

Dans un deuxième temps, nous testons la validité des nos instruments pour vérifier que l'on a bien contrôlé de l'endogénéité des caractéristiques communales. Comme le nombre d'instruments (8) est supérieur au nombre de variables endogènes (1), nous sommes dans le cas d'une sur-identification du modèle et donc nous mettons en place un test de restrictions sur-identifiantes. Nous mettons en place le test de Sargan (1958). Si celui-ci est significatif (au seuil de 10%), cela signifie que l'on rejette l'hypothèse nulle selon laquelle les instruments ne sont pas corrélés avec le terme d'erreur. Ainsi, si cette hypothèse n'est pas rejetée, nous pouvons considérer les instruments comme valides. Pour nos six modèles, nous ne rejetons pas l'hypothèse nulle à 10%. Nous montrons que nos instruments sont bons du point de vue statistique. De plus, à notre connaissance, il n'y a pas de preuve théorique ou empirique qui affirmerait que

18. En pratique, nous récupérons le résidu de l'équation 2 et nous étudions sa significativité (avec un test de *Student*) quand il est introduit dans l'équation 1 à la place de la valeur prédite des variables communales en rajoutant en même temps la valeur de la variable communale. Le rejet de l'hypothèse nulle pour le résidu est synonyme de présence d'endogénéité pour les variables communales.

Tableau 3.12 – Synthèse des résultats avec 2MCO

	LOG_DUREMPL		LOG_DURCDI	
	MCO (Naïf)	2MCO	MCO (Naïf)	2MCO
TXCHOM	1,301*** (0,367)	1,639** (0,718)	1,025*** (0,291)	1,189** (0,584)
Test de Wu-Hausman		2,825 (p-value=0,092)		3,115 (p-value=0,078)
Test de Sargan		8,310 (p-value=0,410)		3,457 (p-value=0,485)
NONDIPL	0,643*** (0,207)	1,170** (0,544)	0,694*** (0,175)	0,983*** (0,442)
Test de Wu-Hausman		3,182 (p-value=0,075)		3,012 (p-value=0,083)
Test de Sargan		8,691 (p-value=0,369)		3,546 (p-value=0,471)
LOG_POTFISC	-0,196** (0,065)	-0,195* (0,115)	-0,179*** (0,054)	-0,234** (0,094)
Test de Wu-Hausman		5,843 (p-value=0,015)		4,687 (p-value=0,030)
Test de Sargan		9,658 (p-value=0,290)		10,773 (p-value=0,215)

Sources : Enquête TDE, recensement de la population (1990,1999), inventaire communal (1998) et revenus fiscaux des ménages (1996).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Remarques : Les écart-types sont précisés entre parenthèses. Pour les estimateurs 2MCO les écarts-types sont robustes.

ces aménités communales ont un impact direct sur la durée de retour à l'emploi des chômeurs.

Pour finir, nous décidons de mener des tests sur la faiblesse des instruments. En régressant sur les variables communales les instruments ainsi que les autres variables explicatives utilisées dans l'équation qui explique la rapidité du retour à l'emploi, nous avons l'information quant à la faiblesse des instruments avec la statistique de Fischer. Des statistiques de Fischer supérieures à 10 suggèrent qu'il n'y a pas le problème d'instruments faibles. Dans nos estimations, les valeurs des statistiques de Fischer dépassent toujours 120.

Après avoir vérifié que l'on contrôle du biais d'endogénéité des indicateurs communaux, nous observons que même si les signes et la significativité des estimateurs naïfs vont dans le même sens que les résultats des estimateurs MCO, les valeurs absolues des estimateurs 2MCO sont plus globalement importantes. Ces résultats viennent confirmer une influence du lieu de résidence sur le retour à l'emploi, au travers de probables effets de quartier. Les estimations naïves (sans contrôle de l'endogénéité) montrent un effet du lieu de résidence plus faible qu'il ne l'est lorsque l'on a recours à la méthode des *doubles moindres carrés*. Sans contrôle de l'endogénéité, nous surestimons l'effet du lieu de résidence par rapport aux autres variables.

Comme les variables expliquées sont en logarithme et que les variables d'intérêt sont soit en logarithme soit exprimées en taux, les coefficients présentés dans le TABLEAU 3.10 peuvent

s'interpréter directement comme des élasticités. Une première constatation s'impose : les effets des caractéristiques communales sont plus importants lorsque l'on explique l'accès à l'emploi, quel que soit le type de contrat. Une augmentation de 1% de la part des non-diplômés ou du taux de chômage dans la commune dans laquelle l'individu réside implique une augmentation de plus de 1% de la durée d'accès à l'emploi et de 1% environ de la durée d'accès à un CDI¹⁹.

En revanche, pour le logarithme du potentiel fiscal, nous observons l'effet inverse. Il ressort qu'une augmentation de 1% du potentiel fiscal de la commune où l'individu réside, implique une baisse de 0,195% de la durée d'accès à un emploi peu importe sa nature et de 0,234% de la durée d'accès à un CDI. La richesse de l'entourage apparaît comme davantage déterminante pour aider à retrouver un emploi de qualité plutôt qu'un emploi quelconque. La mise en évidence d'un favorable du fait d'être issu d'un quartier de "qualité" est à rapprocher de ceux de Popkin *et al.* (1993), Rosenbaum (1995), par exemple, qui montrent que le fait de déménager dans un quartier aisé produit des externalités positives pour les individus.

Enfin, dans ce travail nous nous intéressons aux effets de quartier au sens large. Or, il est probable qu'un taux de chômage élevé dans une commune n'ait pas le même effet selon les caractéristiques des individus qui y résident. Le niveau de chômage dans la commune peut avoir des conséquences différentes en termes de retour à l'emploi selon, par exemple, que l'on soit un chômeur "cadre" ou un chômeur "ouvrier". Pour cette raison, nous étudions les effets de quartier pour des sous-groupes différents. Nous regardons l'effet de vivre dans une commune où le taux de chômage pour les ouvriers est important sur la durée avant de retrouver un emploi pour des individus de cette catégorie socio-professionnelle. Le processus est également répété pour les individus de moins de 25 ans et pour les femmes²⁰. Quel que soit le groupe socio-démographique de référence nous retrouvons l'effet positif d'habiter dans une commune considérée comme défavorisée sur la durée nécessaire avant de trouver un emploi.

19. Pour faciliter la compréhension des relations testées, on transforme les variables renseignant sur les caractéristiques communales en variables dichotomiques, indiquant si l'individu habite ou non dans une commune "défavorisée". Nous définissons une commune "défavorisée" par rapport aux quartiles des distributions des trois indicateurs : nous retenons le seuil de 25% des plus "mauvaises" valeurs de la distribution. Les résultats vont dans le même sens que précédemment. Ce type d'estimation renforce la robustesse de nos résultats.

20. Nous ne pouvons faire ce processus de décomposition par sous-groupes pour nos autres indicateurs car nos données ne nous renseignent pas sur la richesse des communes ou le niveau de qualification par sexe, âge, catégorie socio-professionnelle. C'est pourquoi nous nous sommes concentrés exclusivement sur l'indicateur de taux de chômage.

3.2.3.2 Les résultats des modèles de durées

Après avoir montré les problèmes d'endogénéité des caractéristiques communales dans le retour à l'emploi et la validité de nos instruments avec les 2MCO, nous prenons en compte la censure à droite des variables à expliquer en mettant en place des modèles de durées avec la loi log-normale footnoteMême s'il n'existe pas de tests "standardisés" qui permettent de vérifier l'endogénéité des variables communales et la validité des instruments dans les modèles de durée, nous avons effectué des vérifications similaires comme pour les 2MCO. Dans l'ensemble, nous retrouvons des résultats similaires.. Pour un certain nombre d'individus, nous n'observons pas la fin de l'épisode de non-emploi. Nous ne savons pas s'il retrouve un emploi ultérieurement ou non. Les modèles mobilisés jusqu'à présent ne permettent pas de prendre en considération ce problème. Nous passons désormais à des modèles de durées qui permettent l'introduction de variables de censure dans les estimations.

Le (TABLEAU 3.13) suivant montre les coefficients estimés pour la deuxième étape de nos modèles de durées avec variables instrumentales. La première étape n'est pas représentée car il s'agit des déterminants du fait de résider dans une commune plus ou moins riche (qui a déjà été présentée dans la sous-section antérieure). Les deux colonnes comparent les effets des caractéristiques individuelles et du lieu de résidence sur la durée nécessaire avant de retrouver un emploi et avant de retrouver un emploi en CDI. Nous ne commentons pas l'effet des différentes variables explicatives car les résultats sont très proches de ceux que nous avons obtenu avec la méthode des 2MCO.

Tableau 3.13: Résultats des modèles de durées avec VI

Variables	Emploi		Emploi CDI	
LOG_POTFISC	-0,248*	0,149	-0,506**	0,232
Homme	-0,265***	0,04	-0,342***	0,063
Classes d'âge				
16-25 ans	-0,344***	0,046	-0,289***	0,072
26-34 ans	Réf.		Réf.	
35-49 ans	0,114**	0,046	0,151**	0,072
Au moins 50 ans	0,491***	0,097	0,649***	0,076
Né en France	-0,193***	0,048	-0,169**	0,076
Niveau de formation				
Études primaires	Réf.		Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,061	0,073	0,045	0,119
2ème cycle enseign. gén.	-0,082	0,081	-0,109	0,129
Enseign. tech. ou prof. court	-0,056	0,061	-0,118	0,101
Enseign. tech. ou prof. long	-0,195**	0,081	-0,339**	0,127
Enseign. sup.	-0,238***	0,075	-0,353***	0,118
Situation matrimoniale				
En couple	-0,170***	0,070	-0,172	0,117
Célibataire	-0,079	0,078	0,128	0,126
Antérieurement en couple	Réf.		Réf.	
Pas d'allocations chômage	-0,412***	0,052	-0,191**	0,081
Propriétaire de sa résidence	-0,040	0,041	-0,003	0,063
Avoir le permis de conduire	-0,430***	0,046	-0,640***	0,077
Nombre d'individus dans le ménage	0,030	0,019	0,051	0,33
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi				
Ouvrier	-0,078	0,062	0,221**	0,095
Employé	0,120*	0,064	0,209**	0,092
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Cadre, profession libérale	0,179*	0,092	0,070	0,141
Situation avant l'inscription à l'ANPE				
Emploi	Réf.		Réf.	
Formation	-0,028	0,053	0,078	0,084
Stage	-0,304***	0,087	-0,019	0,14
Chômage	0,159**	0,075	-0,025	0,117
Inactivité	0,521***	0,056	0,236***	0,089
Autre	-0,277**	0,089	-0,391**	0,132
Type de contrat du dernier emploi				
CDI	Réf.		Réf.	
CDD	-0,416***	0,077	0,052	0,121
Intérim	-0,628***	0,093	0,211	0,147
Autre	-0,169**	0,089	0,421***	0,135
Type du dernier emploi				
Temps plein	Réf.		Réf.	
Temps partiel	0,105**	0,052	0,168**	0,084
Nombre d'enfants				
Pas d'enfants	Réf.		Réf.	
1 enfant	-0,048	0,052	-0,033	0,082
2 enfants	-0,044	0,065	-0,136	0,106

Au moins 3 enfants	0,029	0,094	-0,020	0,151
Catégorie socio-professionnelle du père				
Agriculteur	0,301**	0,132	0,633***	0,231
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,233**	0,072	0,047	0,113
Cadre, profession intellectuelle supérieure	0,138**	0,072	0,211**	0,107
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Employé	0,188***	0,069	0,296***	0,104
Ouvrier	0,089*	0,053	0,225***	0,081
Autre	0,326***	0,094	0,362**	0,151
Catégorie socio-professionnelle de la mère				
Agriculteur	-0,126	0,206	-0,068	0,321
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	-0,195*	0,119	-0,089	0,182
Cadre, profession intellectuelle supérieure	0,148	0,143	0,039	0,207
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Employé	-0,153*	0,083	-0,026	0,121
Ouvrier	-0,191****	0,092	-0,059	0,137
Autre	-0,077	0,080	0,048	0,112
Raison de la fin du dernier contrat				
Licenciement collectif	Réf.		Réf.	
Autre type de licenciement	0,132**	0,061	0,073	0,09
Fin de CDD	0,026	0,077	0,182	0,119
Autre type d'arrêt	0,069	0,067	0,213	0,102
Région				
Département				
Yvelines	-0,359***	0,0048	-0,348***	0,073
Val d'Oise	-0,353***	0,059	-0,482***	0,089
Nord	-0,427***	0,059	0,016	0,094
Pas-de-Calais	-0,043***	0,073	0,223	0,116
Bouches-du-Rhône	Réf.		Réf.	
Constante	6,149***	1,611	9,882***	2,501
Nombre observations	6543		6543	

Sources : Enquête TDE, recensement de la population (1990,1999), inventaire communal (1998) et revenus fiscaux des ménages (1996).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Notes : Le premier modèle représente les estimations pour la durée avant de trouver un emploi. Le second modèle représente les estimations pour la durée avant de retrouver un emploi en CDI.

Nous présentons également la synthèse des résultats pour les six modèles. Les colonnes des estimateurs de durées "naïfs" donnent les résultats obtenus en introduisant directement les variables communales dans le modèle de durée et les colonnes des estimateurs de "Durée-IV" donnent les résultats des modèles de durées lorsque nous contrôlons l'endogénéité.

Nous trouvons le même résultat que pour les estimations avec 2MCO : lorsque nous ne prenons pas en compte ce biais, nous sous-estimons l'effet du lieu de résidence. Un deuxième résultat intéressant réside dans la comparaison du TABLEAU 3.12 avec le TABLEAU 3.14. Dans le TABLEAU 3.14, les coefficients présentés sont également des élasticités. Nous observons que les

Tableau 3.14 – Synthèse des résultats avec modèles de durée

	LOG_DUREMPL		LOG_DURCDI	
	Durée (Naïf)	Durée-VI	Durée (Naïf)	Durée-VI
TXCHOM	1,699*** (0,479)	2,178*** (0,932)	2,692*** (0,759)	2,637** (1,438)
NONDIPL	0,831*** (0,275)	1,545*** (0,708)	1,727*** (0,424)	1,937* (1,094)
LOG_POTFISC	-0,233*** (0,086)	-0,248*** (0,150)	-0,429*** (0,131)	-0,506*** (0,233)

Sources : Enquête TDE, recensement de la population (1990,1999), inventaire communal (1998) et revenus fiscaux des ménages (1996).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Remarques : Les écart-types sont précisés entre parenthèses. Pour les estimateurs Durée-IV les écarts-types sont robustes.

effets lors du contrôle de la censure à droite sont légèrement plus importants. Avec le modèle de durée nous trouvons, cette fois, qu'une augmentation d'1% de la part de non-diplômés conduit à une augmentation de 1,5% de la durée avant de retrouver un emploi peu importe sa durée, contre 1,1% dans le cas du résultat obtenu avec les 2MCO. Ce constat est lié au fait que la non prise en compte de la censure biaise légèrement les résultats, puisque dans ce cas nous ne contrôlons pas du fait que la durée réelle n'est pas observée pour un certain nombre d'individus.

Contrairement aux résultats avec les 2MCO, nous remarquons que les effets de quartier sont plus importants dès lors que l'on cherche à expliquer l'accès à un emploi en CDI. La composition socio-économique du quartier de résidence serait ainsi un élément important pour augmenter ses chances de trouver un emploi conforme à ses attentes ou de "qualité". Les réseaux, l'influence du voisinage ou encore le processus de discrimination territoriale seraient moins déterminants pour les postes où les employeurs sont moins exigeants, mais davantage pour les postes les plus exigeants ou pour lesquels la concurrence est plus forte.

L'objectif principal de cette section était de tester empiriquement l'hypothèse selon laquelle certaines caractéristiques communales peuvent expliquer le retour à l'emploi des individus. Nous avons testé l'effet de trois attributs communaux (taux de chômage, part des actifs non-diplômés et logarithme du potentiel fiscal) sur deux variables qui caractérisent la rapidité du retour à l'emploi (durée avant de trouver un emploi – quel que soit le type de contrat et durée avant de trouver un CDI), en mobilisant un échantillon d'environ 6 500 individus.

Afin de contrôler le biais d'endogénéité, nous avons mis en place des estimations de type

doublets moindres carrés ordinaires et des *modèles de durée* avec variables instrumentales. Peu importe la variable communale ou l'indicateur caractérisant la rapidité du retour à l'emploi, nous trouvons que plus un individu réside dans une commune évaluée comme "défavorisée", plus sa durée avant de trouver un emploi sera longue. Un des principaux apports de cette section est de montrer que sans contrôler l'endogénéité, nous sous-estimons l'effet du lieu de résidence. Partant de ce constat, on peut supposer que l'on attribue à tort aux caractéristiques individuelles une partie de l'effet des indicateurs communaux. De plus, les caractéristiques communales semblent davantage déterminantes dans l'accès à un emploi en CDI plutôt que dans l'accès à un emploi sans distinction du type de contrat.

Conclusion

Dans ce troisième chapitre nous nous sommes intéressés aux effets de quartiers (et plus précisément aux effets de voisinage) sur la carrière professionnelle des individus. L'objectif était de voir si le lieu de résidence pouvait effectivement influencer les comportements des individus sur le marché du travail. Les effets de quartier testés ici regroupent différents mécanismes tels que : l'influence des pairs, le réseau social ou encore la discrimination territoriale. Les résultats de cette section confirment que, outre les caractéristiques propres à chacun et les caractéristiques dans lequel l'on se situe, il importe de considérer le rôle de l'environnement de l'individu.

Les démarches économétriques de ces sections ont eu pour fil conducteur de vérifier le rôle des effets de quartier dans les choix et comportements individuels et les conséquences qu'ils peuvent avoir sur leurs situations sur le marché du travail. En termes de politiques publiques, les résultats de ce chapitre semblent aller dans le sens de mesures qui amélioreraient la mixité sociale. En effet, puisque l'environnement impacte sur les comportements individuels, il est judicieux de faire en sorte de l'améliorer pour ces personnes qui vivent dans les quartiers les plus défavorables. Cela peut passer par le respect de politiques déjà établies : tel que le quota de logements sociaux de 20% dans certaines communes imposé par la loi SRU (Solidarité et Renouvellement Urbains), afin que ces logements ne soient pas toujours concentrés dans les mêmes localisations. Cela peut également passer par des politiques plus ambitieuses, telles que des mesures qui imposeraient à certaines familles de se relocaliser dans des quartiers dont la composition serait plus favorable que celle du quartier d'origine. De cette manière, l'on pour-

rait créer des effets de pairs positifs, bénéficier d'un réseau social de meilleure qualité ou encore éviter ces problèmes de discrimination territoriale.

Les effets de quartier semblent donc influencer sur les comportements individuels et performances sur le marché du travail. Jusqu'à présent les méthodologies développées ne permettent pas de distinguer les différents mécanismes en jeu. Le prochain chapitre de cette partie se penche sur un mécanisme particulier qui est la discrimination territoriale et propose deux méthodologies différentes pour tenter de l'isoler des autres.

Annexe CHAPITRE 3

ANNEXE 3.1. DÉFINITION D'UN QUARTIER "DÉFAVORISÉ"

Tableau 3.15 – Matrice de corrélation

	% sans dipl.	% dipl. sup.	% cadres	% ouvriers	% fam. nb.	% étr.	% bac
% sans diplôme	1	-0,728	-0,801	0,863	0,648	0,771	-0,652
% dipl. sup	-0,728	1	0,923	-0,814	-0,463	-0,366	0,346
% cadres	-0,801	0,923	1	-0,850	-0,509	-0,490	0,443
% ouvriers	0,863	-0,814	-0,850	1	0,687	0,687	-0,527
% fam. nomb.	0,648	-0,463	-0,509	0,687	1	0,590	-0,388
% étrangers	0,771	-0,366	-0,490	0,687	0,590	1	-0,471
% baccalauréat	-0,652	0,346	0,443	-0,527	-0,388	-0,471	1

Tableau 3.16 – Valeurs propres

	F1	F2	F3	F4
Valeur propre	4,794	0,908	0,637	0,409
% variance	68,483	12,975	9,098	5,848
% cumulé	68,483	81,458	90,557	96,405

Tableau 3.17 – Coordonnées et contributions des variables sur les axes (1ère définition)

Variables	Coordonnées		Contributions		Cos carré	
	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2
% de cadres	-0,91	-0,28	13,1	5,7	0,84	0,08
% d'ouvriers	0,95	0,01	14	0	0,89	0
% d'individus sans diplôme	0,93	-0,21	13,7	3,1	0,87	0,04
% d'individus avec le Baccalauréat	-0,85	0,1	11,3	0,7	0,72	0,01
% d'individus avec un diplôme universitaire	-0,86	-0,44	11,6	14,3	0,74	0,2
% de familles nombreuses	0,70	-0,3	7,8	6,6	0,49	0,09
% de chefs de ménage de nat. étrangère	0,71	-0,6	7,8	26,4	0,5	0,36

FIGURE 3.7 – Projection dans le plan des variables

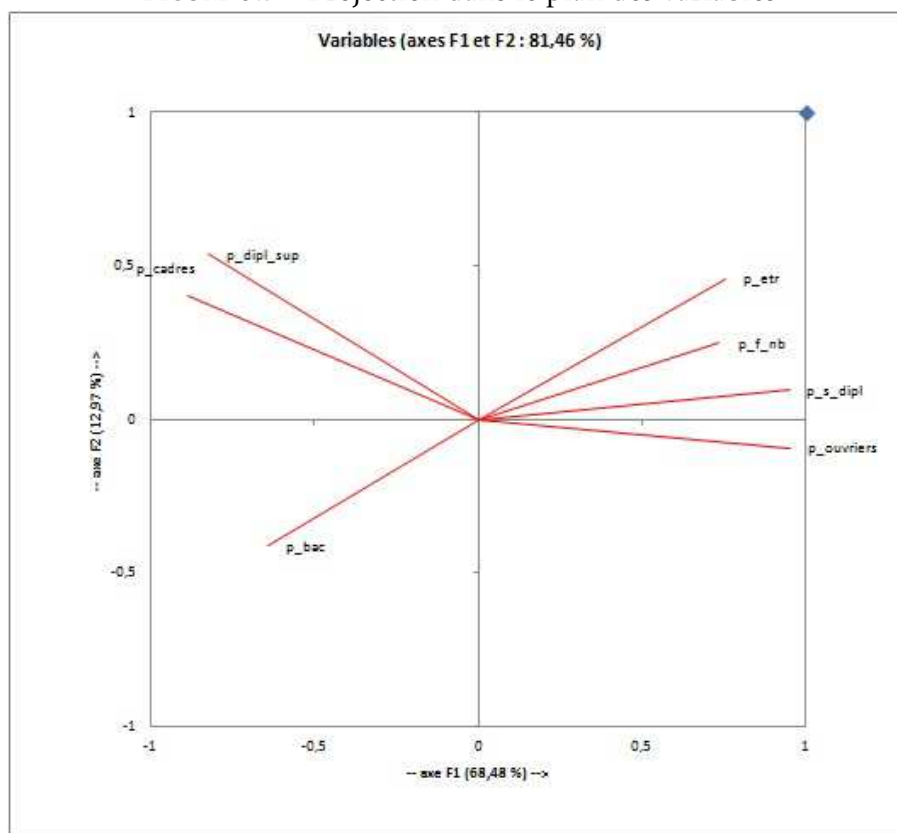


Tableau 3.18 – Statistiques descriptives des types de quartier (1ère définition)

Variables	Défavorisé	Favorisé	Total
% de cadres	5,1	32,7	18,7
% d'ouvriers	27,4	4,2	13,8
% d'individus sans diplôme	29,9	7,8	16,4
% d'individus avec le Baccalauréat	6,2	13,1	10,7
% d'individus avec un diplôme universitaire	5,5	40,6	20,8
% de familles nombreuses	18,1	7,6	10,5
% de chefs de ménage de nat. étrangère	24,1	10,1	14,3
Nombre de quartiers	539	515	2549

Source : INSEE, Recensement de la population, 1999.

Notes : Un quartier est "défavorisé" quand il est dans les 20% des quartiers avec la valeur la plus élevée sur le premier axe. A l'inverse, il est défini comme favorable quand il est dans les 20% des quartiers avec les valeurs les plus faibles.

ANNEXE 3.2. TESTER LA VALIDITÉ DES INSTRUMENTS PAR DES RÉGRESSIONS

Tableau 3.19 – Probabilité d'être en emploi

Variabes	Coefficients	Écarts-types
Constante	0,617***	0,169
Caractéristiques individuelles		
Age	0,025**	0,008
Age ²	-0,000***	0,000
<i>Statut résidentiel</i>		
Propriétaire	0,185***	0,023
Locataire HLM	-0,017	0,022
Autres locataires	Réf.	
<i>Nationalité</i>		
Français né en France	Réf.	
Français né en Outre-Mer	0,043	0,068
Nationalité étrangère	-0,342***	0,022
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	0,072**	0,028
Baccalauréat	Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	0,000	0,026
<i>Statut d'occupation</i>		
Travailleur indépendant	0,375***	0,037
Cadre	0,389***	0,028
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	0,128***	0,029
Ouvrier	-0,091***	0,025
Permis de conduire	0,429***	0,021
Caractéristiques de l'épouse		
<i>Nationalité</i>		
Française née en France	Réf.	
Française née en Outre-Mer	0,027	0,069
Nationalité étrangère	-0,044**	0,022
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	0,096***	0,026
Baccalauréat	Réf.	
Diplômée du secondaire (au plus)	0,049**	0,024
Zones d'emplois		
Oui		
Instruments : Nombre d'enfants		
Pas d'enfant	-0,037	0,025
Un enfant	-0,030	0,025
Deux enfants	Réf.	
Trois enfants	-0,047	0,032
Quatre enfants ou plus	-0,148***	0,039
Log likelihood	-13 140,774	
Nombre d'observations	46 460	

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Tableau 3.20 – Habiter dans un quartier plus ou moins défavorisé

Variabes	Coefficients	Écarts-types
Constante	-0,904***	0,163
Caractéristiques individuelles		
Age	0,001	0,007
Age ²	-0,000	0,000
<i>Statut résidentiel</i>		
Propriétaire	0,185***	0,020
Locataire HLM	1,480**	0,021
Autres locataires	Réf.	
<i>Nationalité</i>		
Français né en France	Réf.	
Français né en Outre-Mer	0,384	0,063
Nationalité étrangère	0,329***	0,021
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	-0,183***	0,026
Baccalauréat	Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	0,155***	0,025
<i>Statut d'occupation</i>		
Travailleur indépendant	-0,241***	0,031
Cadre	-0,382***	0,024
Profession intermédiaire	Réf.	
Employé	0,056**	0,028
Ouvrier	0,341***	0,025
Permis de conduire	-0,323***	0,023
Caractéristiques de l'épouse		
<i>Nationalité</i>		
Française née en France	Réf.	
Française née en Outre-Mer	0,215***	0,064
Nationalité étrangère	0,182***	0,021
<i>Niveau d'éducation</i>		
Diplôme universitaire	-0,223***	0,023
Baccalauréat	Réf.	
Diplômée du secondaire (au plus)	0,182***	0,023
Zones d'emplois		
Oui		
Instruments : Nombre d'enfants		
Pas d'enfant	-0,038*	0,022
Un enfant	-0,018	0,021
Deux enfants	Réf.	
Trois enfants	0,168***	0,029
Quatre enfants ou plus	0,525***	0,041
R²	0,537	
Nombre d'observations	46 460	

Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

Notes : La variable à expliquer est l'indicateur issu de l'ACP. Plus les valeurs pour cet indicateur sont élevées, plus le quartier est évalué comme défavorisé. Inversement, une valeur faible correspond à un quartier évalué comme "favorisé".

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

ANNEXE 3.3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES ÉCHANTILLONS DU RP 1999

Tableau 3.21 – Caractéristiques des individus vivant en HLM et les autres

	Logement HLM		Total	
	Obs.	%	Obs.	%
Caractéristiques individuelles				
<i>Statut d'emploi</i>				
Employé	10896	87,27	42068	90,55
Chômeur	1589	12,73	4392	9,45
<i>Nationalité</i>				
Français né en France	7367	59,01	30836	66,37
Français né en Outre-Mer	771	6,18	1192	2,57
Nationalité étrangère	4347	34,82	14432	31,06
<i>Niveau d'éducation</i>				
Diplôme universitaire	2778	22,25	19782	42,58
Baccalauréat	2177	17,44	7310	15,73
Diplômé du secondaire (au plus)	7530	60,31	19368	41,69
<i>Statut d'occupation</i>				
Travailleur indépendant	669	5,35	4268	9,19
Cadre	1518	12,16	14412	31,02
Profession intermédiaire	2595	20,78	9556	20,57
Employé	2572	20,60	6276	13,51
Ouvrier	5086	40,74	11784	25,36
Permis de conduire	10192	81,63	38965	83,87
Caractéristiques de l'épouse				
Française née en France	7912	63,37	31790	68,42
Française née en Outre-Mer	706	5,65	1136	2,45
Nationalité étrangère	3867	30,97	13534	29,13
Diplôme universitaire	2806	22,47	19303	41,55
Baccalauréat	2598	20,81	9129	19,65
Diplôme du secondaire (au plus)	7081	56,72	18028	38,80
Nombre d'enfants				
Pas d'enfant	3154	25,26	14847	31,96
Un enfant	3359	26,90	12617	27,16
Deux enfants	3318	26,58	12311	26,49
Trois enfants	1597	12,79	4594	9,89
Quatre enfants ou plus	1057	8,47	2091	4,50
Total	12485	26,87	46460	100

Source : INSEE, Recensement de la population, 1999.

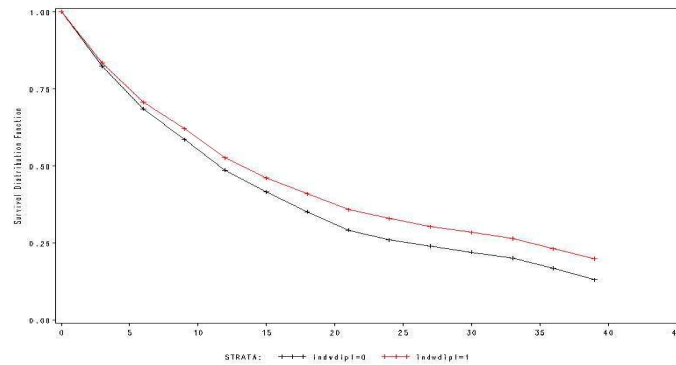
Tableau 3.22 – Caractéristiques des individus vivant dans un quartier "défavorisé" et les autres

	Défavorisé		Autres		Total	
	Obs.	%	Obs.	%	Obs.	%
Caractéristiques individuelles						
<i>Statut d'emploi</i>						
Employé	7861	84,63	34217	92,02	42068	90,55
Chômeur	1426	15,37	2966	7,98	4392	9,45
<i>Nationalité</i>						
Français né en France	4421	47,66	26415	71,04	30836	66,37
Français né en Outre-Mer	558	6,01	634	1,71	1192	2,57
Nationalité étrangère	4298	46,33	10134	27,25	14432	31,06
<i>Niveau d'éducation</i>						
Diplôme universitaire	1565	16,87	18217	48,99	19782	42,58
Baccalauréat	1469	15,83	5841	15,71	7310	15,73
Diplômé du secondaire (au plus)	6243	67,30	13125	35,30	19368	41,69
<i>Statut d'occupation</i>						
Travailleur indépendant	663	7,15	3605	9,70	4268	9,19
Cadre	690	7,44	13722	36,90	14412	31,02
Profession intermédiaire	1658	17,87	7898	21,24	9556	20,57
Employé	1689	18,21	4587	12,34	6276	13,51
Ouvrier	4524	48,77	7260	19,53	11784	25,36
Caractéristiques du ménage						
Logement social	5278	56,89	7207	19,38	12485	26,87
Permis de conduire	7364	79,38	31601	84,99	38965	83,87
Propriétaire	2300	24,79	15152	40,75	17452	37,56
Caractéristiques de l'épouse						
Française née en France	4897	52,79	26893	72,33	31790	68,42
Française née en Outre-Mer	511	5,51	625	1,68	1136	2,45
Nationalité étrangère	3869	41,71	9665	25,99	13534	29,13
Diplôme universitaire	1557	16,78	17746	47,73	19303	41,55
Baccalauréat	1818	19,60	7311	19,66	9129	19,65
Diplôme du secondaire (au plus)	5902	63,62	12126	32,61	18028	38,80
Nombre d'enfants						
Pas d'enfant	2168	23,37	12679	34,10	14847	31,96
Un enfant	2448	26,39	10169	27,35	12617	27,16
Deux enfants	2467	26,59	9844	26,47	12311	26,49
Trois enfants	1280	13,80	3314	8,91	4594	9,89
Quatre enfants ou plus	914	9,85	1177	3,17	2091	4,50
Total	9277	19,97	37183	80,03	46460	100

Source : INSEE, Recensement de la population, 1999.

ANNEXE 3.4. RÉSULTATS DES AUTRES ESTIMATIONS (KAPLAN-MEIER, BIPROBIT, 2MCO ET DURÉES-IV)

FIGURE 3.8 – Effet de résider dans une commune "défavorisée" (*NONDIPL*) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi

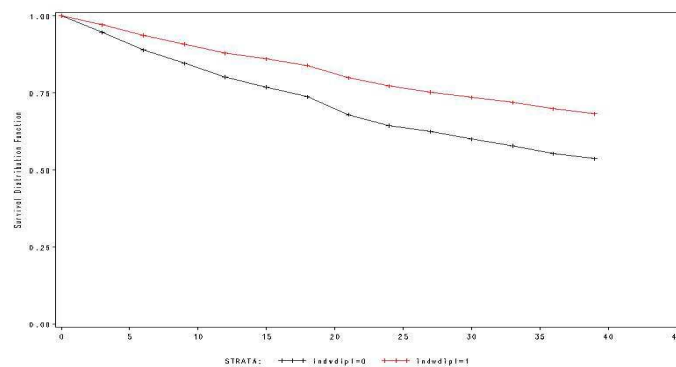


Source : Enquête TDE et Recensement de la population, 1990.

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : *indvdipl=0* signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et *indvdipl=1* habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

FIGURE 3.9 – Effet de résider dans une commune "défavorisée" (*NONDIPL*) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi en CDI

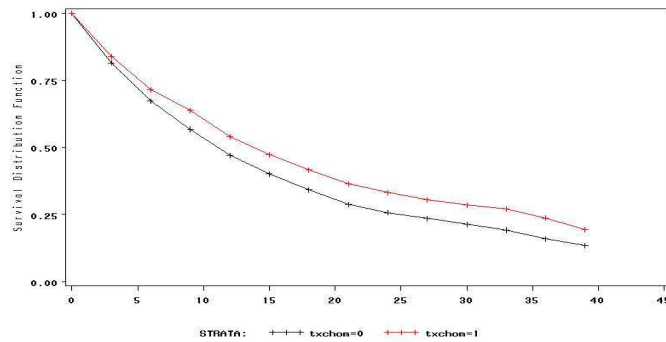


Source : Enquête TDE et Recensement de la population, 1990.

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : *indvdipl=0* signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et *indvdipl=1* habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

FIGURE 3.10 – Effet de résider dans une commune "défavorisée" (TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi

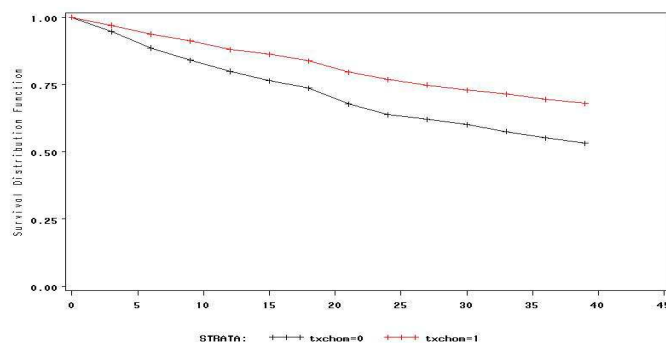


Source : Enquête TDE et Recensement de la population, 1990.

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : txchom=0 signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et txchom=1 habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

FIGURE 3.11 – Effet de résider dans une commune "défavorisée" (TXCHOM) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi en CDI



Source : Enquête TDE et Recensement de la population, 1990.

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : txchom=0 signifie habiter dans une commune avec un potentiel fiscal inférieur à la médiane et txchom=1 habiter dans une commune avec un potentiel fiscal supérieur à la médiane.

Tableau 3.23 – Résultats du modèle probit bivarié

Variabes	Quartier défavorisé	Écart-type	En emploi	Écart-type
Constante	-1,929***	0,174	0,289**	0,153
Quartier défavorisé			-0,341***	0,102
Caractéristiques individuelles				
Age	-0,003	0,008	0,036***	0,007
Age ²	-0,000	0,000	-0,000***	0,000
Permis de conduire	-0,229***	0,023	0,420***	0,022
<i>Statut résidentiel</i>				
Propriétaire	-0,016	0,024	0,189***	0,023
Locataire HLM	0,836***	0,023	0,061**	0,030
Autres locataires	Réf.		Réf.	
<i>Nationalité</i>				
Français né en France	Réf.		Réf.	
Français né en Outre-Mer	0,204***	0,056	0,067	0,068
Nationalité étrangère	0,242***	0,022	-0,321***	0,023
<i>Niveau d'éducation</i>				
Diplôme universitaire	-0,066**	0,028	0,073**	0,028
Baccalauréat	Réf.		Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	0,095***	0,024	0,007	0,025
<i>Catégorie socio-pro.</i>				
Travailleur indépendant	-0,033	0,034	0,382***	0,037
Cadre	-0,279***	0,029	0,389***	0,028
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Employé	0,080**	0,027	0,134***	0,029
Ouvrier	0,200***	0,024	-0,069**	0,026
Caractéristiques de l'épouse				
<i>Nationalité</i>				
Française née en France	Réf.		Réf.	
Française née en Outre-Mer	0,226***	0,057	0,050	0,069
Nationalité étrangère	0,147***	0,023	-0,029	0,023
<i>Niveau d'éducation</i>				
Diplôme universitaire	-0,106***	0,026	0,086***	0,026
Baccalauréat	Réf.		Réf.	
Diplôme du secondaire (au plus)	0,121***	0,022	0,057**	0,024
Zones d'emplois				
	Oui		Oui	
Pas d'enfant	-0,018	0,024		
Un enfant	0,015	0,022		
Deux enfants	Réf.			
Trois enfants	0,111***	0,029		
Quatre enfants et plus	0,276***	0,037		
Rho	0,126**			
log likelihood	-27 777,80			
LR test	4,151			
Nombre d'observations	46 460			

Source : INSEE, Recensement de la population (1999). Notes : La variable "quartier défavorisé" représente les 20% des quartiers ayant les plus mauvaises coordonnées sur l'axe issu de l'ACP.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Tableau 3.24 – Les déterminants de vivre dans une commune "défavorisée"

Caractéristiques communales Variables :	Taux de chômage		Part des non diplômés	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Homme	-0,001	0,001	-0,001	0,002
Classes d'âge				
16-25 ans	0,001	0,001	0,003*	0,002
26-34 ans	Réf.		Réf.	
35-49 ans	-0,002	0,001	-0,007***	0,002
Au moins 50 ans	-0,002	0,002	0	0,004
Né en France	-0,003**	0,001	-0,006***	0,002
Niveau de formation				
Études primaires	Réf.		Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	-0,001	0,002	-0,005**	0,003
2ème cycle enseign. général	0	0,002	-0,004	0,003
Enseign. tech. ou prof. court	0,001	0,001	0	0,002
Enseign. tech. ou prof. long	-0,002	0,002	-0,006*	0,003
Enseign. supérieur	-0,001	0,002	-0,008***	0,003
Situation matrimoniale				
En couple	-0,001	0,002	0,003	0,003
Célibataire	0	0,002	0,006*	0,003
Antérieurement en couple	Réf.		Réf.	
Pas d'allocations chômage	-0,001	0,001	-0,003*	0,002
Propriétaire de sa résidence	-0,003***	0,001	-0,005***	0,002
Avoir le permis de conduire	-0,004***	0,001	-0,008***	0,002
Nombre d'individus dans le ménage	0,001**	0	0,002**	0,001
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi				
Ouvrier	0,001	0,001	0,006***	0,002
Employé	-0,002*	0,001	0	0,002
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Cadre, profession libérale	-0,003*	0,002	-0,007*	0,004
Aménités de la commune				
Monuments	-0,007***	0,001	-0,006***	0,002
Parcs	-0,012***	0,001	-0,025***	0,002
Gendarmerie	0,012***	0,001	0,027***	0,002
Cinéma	0,019***	0,001	0,023***	0,002
Centre socioculturel	0,009***	0,001	0,014***	0,002
Collège	0,008***	0,002	0,009***	0,003
Présence d'un réseau de transport urbain	0,014***	0,002	0,026***	0,003
Constante	0,130***	0,003	0,026***	0,003
R²	0,69		0,43	

Sources : Enquête TDE, recensement de la population (1990) et inventaire communal (1998).

Champ : 6 543 individus inscrits en début de période à l'ANPE.

Notes : Ce tableau expose les résultats des estimations de la première étape pour les 2MCO ou pour les modèles de durées avec variables instrumentales. Le premier modèle affiche les déterminants de vivre dans une commune caractérisée par son taux de chômage en 1990. Le second modèle affiche les déterminants de vivre dans une commune caractérisée par sa part des non-diplômés en 1990.

Remarques : D'autres variables ont été introduites sans pourtant rapporter leurs coefficients : le nombre d'enfants, la catégorie socio-professionnelle des parents, l'activité de l'individu avant l'inscription à l'ANPE, la raison de l'inscription à l'ANPE, le type du dernier contrat, sa durée (temps plein ou temps partiel) et des indicatrices départementales.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Tableau 3.25 – Les déterminants du *log* de la durée (avec NONDIPL) - 2MCO

Variabes	Emploi		Emploi CDI	
NONDIPL	1,170**	0,544	0,983***	0,442
Homme	-0,198***	0,03	-0,179***	0,024
Classes d'âge				
16-25 ans	-0,214***	0,035	-0,067**	0,029
26-34 ans	Réf.		Réf.	
35-49 ans	0,082**	0,033	0,061**	0,027
Au moins 50 ans	0,255***	0,063	0,154***	0,052
Né en France	-0,091***	0,034	-0,036	0,027
Niveau de formation				
Études primaires	Réf.		Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,043	0,05	0,023	0,038
2ème cycle enseign. général	-0,018	0,057	0,003	0,046
Enseign. tech. ou prof. court	-0,020	0,043	-0,026	0,033
Enseign. tech. ou prof. long	-0,102*	0,059	-0,041	0,05
Enseign. supérieur	-0,099*	0,055	-0,037	0,045
Situation matrimoniale				
En couple	-0,149***	0,05	-0,036	0,041
Célibataire	-0,090*	0,054	0,035	0,044
Antérieurement en couple	Réf.		Réf.	
Pas d'allocations chômage	-0,530***	0,035	-0,246***	0,031
Propriétaire de sa résidence	0,001	0,031	0,047*	0,026
Avoir le permis de conduire	-0,291***	0,033	-0,122***	0,024
Nombre d'individus dans le ménage	0,021	0,015	0,021**	0,011
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi				
Ouvrier	-0,131***	0,048	0,025	0,042
Employé	0,044	0,046	0,043	0,04
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Cadre, profession libérale	0,106	0,07	-0,019	0,065
Situation avant l'inscription à l'ANPE				
Emploi	Réf.		Réf.	
Formation	0,069*	0,042	0,052*	0,033
Stage	-0,095	0,068	0,08	0,053
Chômage	0,188***	0,056	-0,010	0,048
Inactivité	0,469***	0,039	0,102***	0,032
Autre	-0,130	0,068	-0,025	0,061
Type de contrat du dernier emploi				
CDI	Réf.		Réf.	
CDD	-0,271***	0,057	0,022	0,049
Intérim	-0,418***	0,075	0,071	0,055
Autre	-0,122*	0,065	0,077	0,052
Type du dernier emploi				
Temps plein	Réf.		Réf.	
Temps partiel	0,094**	0,038	0,041	0,031
Constante	2,315***	0,155	2,336***	0,13
R2	0,18		0,09	

Sources : Enquête TDE, RP (1990) et inventaire communal (1998).

Notes : Ce tableau expose les résultats des estimations de la seconde étape pour les 2MCO. Le premier modèle représente les estimations pour le *log* de la durée avant de trouver un emploi. Le second modèle représente les estimations pour le *log* de la durée avant de retrouver un emploi en CDI.

Remarques : D'autres variables ont été introduites sans rapporter leurs coefficients : nombre d'enfants, CSP des parents, raison de fin du dernier contrat et des indicatrices départementales.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Tableau 3.26 – Les déterminants de la durée (avec NONDIPL) - Durées IV

Variabes	Emploi		Emploi CDI	
NONDIPL	1,545***	0,708	1,937*	1,094
Homme	-0,263***	0,03	-0,351***	0,063
Classes d'âge				
16-25 ans	-0,310	0,021	-0,259***	0,072
26-34 ans	Réf.		Réf.	
35-49 ans	0,021***	0,046	0,152**	0,072
Au moins 50 ans	0,452***	0,096	0,640***	0,158
Né en France	-0,158***	0,048	-0,178**	0,076
Niveau de formation				
Études primaires	Réf.		Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,071	0,073	0,056	0,119
2ème cycle enseign. général	-0,049	0,073	-0,094	0,129
Enseign. tech. ou prof. court	-0,054	0,061	-0,114	0,101
Enseign. tech. ou prof. long	-0,173**	0,079	-0,328**	0,12
Enseign. supérieur	0,193***	0,074	-0,327***	0,12
Situation matrimoniale				
En couple	-0,195***	0,073	-0,176	0,117
Célibataire	-0,104***	0,073	0,112	0,126
Antérieurement en couple	Réf.		Réf.	
Pas d'allocations chômage	-0,065***	0,046	-0,510***	0,072
Propriétaire de sa résidence	-0,017	0,041	0,018	0,064
Avoir le permis de conduire	-0,453***	0,046	-0,673***	0,077
Nombre d'individus dans le ménage	0,031	0,021	0,054	0,035
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi				
Ouvrier	-0,110*	0,062	0,233**	0,095
Employé	0,126**	0,060	0,244***	0,092
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Cadre, profession libérale	0,154*	0,092	0,042	0,131
Situation avant l'inscription à l'ANPE				
Emploi	Réf.		Réf.	
Formation	0,049	0,054	0,093	0,085
Stage	-0,165**	0,087	0,073	0,140
Chômage	0,289***	0,079	0,068	0,125
Inactivité	0,701***	0,059	0,352***	0,092
Autre	-0,155*	0,082	-0,297**	0,126
Type de contrat du dernier emploi				
CDI	Réf.		Réf.	
CDD	-0,034***	0,077	0,106	0,125
Intérim	-0,053***	0,093	0,211	0,151
Autre	-0,148*	0,089	0,359**	0,141
Type du dernier emploi				
Temps plein	Réf.		Réf.	
Temps partiel	0,105**	0,052	0,164**	0,084
Constante	2,836***	0,209	3,455***	0,326
Nombre d'observations	6 543		6 543	

Sources : Enquête TDE, RP (1990) et inventaire communal (1998).

Notes : Ce tableau expose les résultats des estimations de la seconde étape pour les modèles de durées avec VI. Le premier modèle représente les estimations pour la durée avant de trouver un emploi. Le second modèle représente les estimations pour la durée avant de retrouver un emploi en CDI.

Remarques : D'autres variables ont été introduites sans rapporter leurs coefficients : nombre d'enfants, CSP des parents, raison de fin du dernier contrat et des indicatrices départementales.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Tableau 3.27 – Les déterminants du *log* de la durée (avec TXCHOM) - 2MCO

Variabes	Emploi		Emploi CDI	
TXCHOM	1,639**	0,718	1,189**	0,584
Homme	-0,198***	0,030	-0,178***	0,024
Classes d'âge				
16-25 ans	-0,210***	0,035	-0,063	0,029
26-34 ans	Réf.		Réf.	
35-49 ans	0,075**	0,033	0,054**	0,027
Au moins 50 ans	0,263***	0,063	0,159***	0,052
Né en France	-0,092***	0,034	-0,040	0,027
Niveau de formation				
Études primaires	Réf.		Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,032	0,05	0,014	0,038
2ème cycle enseign. général	-0,030	0,057	-0,006	0,046
Enseign. tech. ou prof. court	-0,022	0,043	-0,027	0,034
Enseign. tech. ou prof. long	-0,106*	0,059	-0,406	0,05
Enseign. supérieur	-0,112**	0,055	-0,048	0,045
Situation matrimoniale				
En couple	-0,139***	0,05	-0,030	0,041
Célibataire	-0,076	0,054	0,046	0,044
Antérieurement en couple	Réf.		Réf.	
Pas d'allocations chômage	-0,533***	0,035	-0,249***	0,031
Propriétaire de sa résidence	-0,002	0,032	0,04	0,044
Avoir le permis de conduire	-0,293***	0,032	-0,128***	0,025
Nombre d'individus dans le ménage	0,023	0,015	0,023**	0,011
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi				
Ouvrier	-0,119**	0,048	0,035	0,042
Employé	0,048	0,046	0,046	0,04
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Cadre, profession libérale	0,1	0,07	-0,026	0,065
Situation avant l'inscription à l'ANPE				
Emploi	Réf.		Réf.	
Formation	0,070*	0,042	0,054*	0,033
Stage	-0,099	0,069	0,077	0,053
Chômage	0,187***	0,056	-0,011	0,048
Inactivité	0,470***	0,039	0,104***	0,032
Autre	-0,103	0,068	-0,026	0,061
Type de contrat du dernier emploi				
CDI	Réf.		Réf.	
CDD	-0,274***	0,057	0,021	0,049
Intérim	-0,414***	0,075	0,075	0,055
Autre	-0,120*	0,065	0,079	0,052
Type du dernier emploi				
Temps plein	Réf.		Réf.	
Temps partiel	0,095**	0,038	0,043	0,052
Constante	2,580***	0,066	2,592***	0,113
R2	0,18		0,09	
Nombre d'observations	6 543		6 543	

Sources : Enquête TDE, RP (1990) et inventaire communal (1998).

Notes : Ce tableau expose les résultats des estimations de la seconde étape pour les 2MCO. Le premier modèle représente les estimations pour le *log* de la durée avant de trouver un emploi. Le second modèle représente les estimations pour le *log* de la durée avant de retrouver un emploi en CDI.

Remarques : D'autres variables ont été introduites sans rapporter leurs coefficients : nombre d'enfants, CSP des parents, raison de fin du dernier contrat et des indicatrices départementales.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Tableau 3.28 – Les déterminants de la durée (avec TXCHOM) - Durées IV

Variables	Emploi		Emploi CDI	
TXCHOM	2,178***	0,932	2,637***	1,438
Homme	-0,263***	0,4	-0,352	0,063
Classes d'âge				
16-25 ans	-0,306***	0,046	-0,253***	0,072
26-34 ans	Réf.		Réf.	
35-49 ans	0,113**	0,046	0,140*	0,072
Au moins 50 ans	0,462***	0,096	0,649***	0,158
Né en France	-0,158***	0,048	-0,184**	0,076
Niveau de formation				
Études primaires	Réf.		Réf.	
1er cycle enseign. gén. ét prim.	0,059	0,073	0,042	0,119
2ème cycle enseign. général	-0,065	0,081	-0,112	0,129
Enseign. tech. ou prof. court	-0,056	0,061	-0,117	0,102
Enseign. tech. ou prof. long	-0,179**	0,079	-0,337***	0,127
Enseign. supérieur	-0,210***	0,075	-0,348***	0,12
Situation matrimoniale				
En couple	-0,183**	0,072	-0,165	0,117
Célibataire	-0,087	0,078	0,13	0,126
Antérieurement en couple	Réf.		Réf.	
Pas d'allocations chômage	-0,649***	0,046	-0,515***	0,072
Propriétaire de sa résidence	-0,019	0,041	0,013	0,064
Avoir le permis de conduire	-0,454***	0,046	-0,677***	0,077
Nombre d'individus dans le ménage	0,033*	0,021	0,058*	0,035
Catégorie socio-professionnelle du dernier emploi				
Ouvrier	-0,096	0,062	0,250***	0,095
Employé	0,13	0,06	0,248***	0,092
Profession intermédiaire	Réf.		Réf.	
Cadre, profession libérale	0,148*	0,092	0,035	0,131
Situation avant l'inscription à l'ANPE				
Emploi	Réf.		Réf.	
Formation	0,05	0,054	0,094	0,085
Stage	-0,169**	0,087	0,068	0,14
Chômage	0,288***	0,079	0,067	0,126
Inactivité	0,703***	0,059	0,354***	0,092
Autre	0,703***	0,059	-0,299**	0,126
Type de contrat du dernier emploi				
CDI	Réf.		Réf.	
CDD	-0,343***	0,077	0,103	0,126
Intérim	-0,558***	0,093	0,22	0,151
Autre	-0,146*	0,089	0,364***	0,141
Type du dernier emploi				
Temps plein	Réf.		Réf.	
Temps partiel	0,108**	0,052	0,166**	0,084
Constante	3,135***	0,182	3,841***	0,284
Nombre d'observations	6 543		6 543	

Sources : Enquête TDE, RP (1990) et inventaire communal (1998) .

Notes : Ce tableau expose les résultats des estimations de la seconde étape pour les modèles de durées avec VI. Le premier modèle représente les estimations pour la durée avant de trouver un emploi. Le second modèle représente les estimations pour la durée avant de retrouver un emploi en CDI.

Remarques : D'autres variables ont été introduites sans rapporter leurs coefficients : taille de l'entreprise, nombre d'enfants, CSP des parents, raison de fin du dernier contrat, secteur d'activité de la dernière entreprise et des indicatrices régionales.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Chapitre 4

Peut-on parler de discrimination territoriale ?

Sommaire

Introduction	214
4.1 Vivre en ZUS est-il discriminant dans l'accès à l'emploi?	216
4.1.1 Données, variables et stratégie économétrique	221
4.1.2 Résultats	229
4.2 Évaluer la discrimination territoriale : une expérience contrôlée en Ile-de-France	253
4.2.1 Collecte des données	256
4.2.2 Résultats	262
Conclusion	271
Annexe CHAPITRE 4	273

Introduction ¹

Nous nous intéressons désormais à un mécanisme particulier propre aux effets de quartier : la discrimination territoriale. Précédemment, nous avons tenté de montrer que vivre dans un quartier "défavorisé" avait des conséquences négatives, pour les individus, sur le marché du travail. La revue de littérature a permis de montrer que différents mécanismes étaient susceptibles d'expliquer le lien entre lieu de résidence et performances sur le marché du travail (effets de pairs, effets de réseau, discrimination territoriale). Jusqu'à présent, nous avons prouvé l'existence d'effets de quartier, mais nous ne savons toujours pas dire si les effets négatifs sur l'accès à l'emploi s'expliquent par ces effets de pairs, par le désavantage à ne pas avoir un bon réseau ou par le fait que les individus des quartiers défavorisés soient discriminés.

Dans ce chapitre, nous proposons deux stratégies différentes qui ont pour ambition de montrer que la discrimination territoriale joue effectivement dans les chances d'obtenir un emploi, *toutes choses égales par ailleurs*. En d'autres termes, nous voulons vérifier que la discrimination territoriale pénalise l'accès à l'emploi des individus et ce, indépendamment du fait que ceux-ci résident dans un quartier où la composition socio-économique est défavorable. Il existe d'autres domaines sur lesquels la discrimination territoriale peut influencer, mais ils ne sont pas traités ici ².

A ce stade, il importe de revenir sur la définition que nous avons de la discrimination territoriale. La discrimination d'un lieu donné transparaît dès lors que des entreprises ou encore des institutions publiques stéréotypent négativement tous les résidents d'un même quartier. Une telle procédure peut être à l'origine d'un zonage des quartiers. Certains quartiers peuvent être étiquetés comme "bons" tandis que d'autres le sont comme "mauvais". Ce sont surtout ces derniers qui sont victimes de ce comportement de discrimination. Ce phénomène est généralement lié à la composition du quartier ³. Il s'explique alors par le fait que les employeurs peuvent être réticents à embaucher des individus de certains quartiers, car ils pensent qu'ils seront plus enclins à avoir des comportements particuliers et non désirables (délinquance, vols

1. Ce chapitre s'inspire d'un travail en cours en collaboration avec Oana Calavrezo qui s'intitule : "Vivre en ZUS est-il discriminant dans l'accès à l'emploi ? Une enquête sur des jeunes sortant du système scolaire. Il s'appuie également sur un travail effectué avec E. Duguet, Y. L'Horty, L. du Parquet et P. Petit intitulé "Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés d'Ile-de-France" et qui est à paraître dans *Économie et Statistique* (2012).

2. Certaines récentes saisines de la HALDE ont confirmé l'existence d'inégalités d'accès aux biens et services publics et privés des habitants de certains territoires, liés à leur lieu de résidence (refus de paiement par chèque pour des personnes domiciliées dans des quartiers défavorisés, refus de livraison de colis par la poste, refus de visites à domicile de médecins, refus de prise en charge par les taxis, difficultés d'obtention d'un prêt etc.).

3. Voir le CHAPITRE 1 pour plus de détails sur cette forme de discrimination dans la revue de littérature des mécanismes propres aux effets de quartier.

etc.). Ce comportement résulte d'une situation d'information imparfaite pour un employeur qui est averse au risque. On peut prendre l'exemple suivant où les individus d'un quartier donné sont réputés pour avoir telles ou telles caractéristiques qui seraient nuisibles à leur productivité. Un employeur, lorsqu'il est confronté à des candidats potentiels, n'a pas véritablement d'information sur leur niveau de productivité, qui reste un des déterminants de la décision de l'embauche. S'il observe que cet individu est issu d'un quartier à mauvaise réputation, il va attribuer les connaissances et croyances qu'il a sur les individus de ce quartier à ce candidat, car c'est la seule information disponible qu'il ait.

Dans ce cas d'asymétrie informationnelle et pour éliminer le risque de se tromper, il choisit de discriminer l'individu avec l'idée qu'il a très vraisemblablement les caractéristiques des autres individus du quartier (Arrow, 1972 ; Phelps, 1972). Il y a un risque de sélection adverse car le recruteur n'observe qu'imparfaitement les caractéristiques des individus qu'il embauche. Pour lutter contre la sélection adverse, le recruteur se fonde sur le signal envoyé par le candidat et sur sa réputation (ici, le signal ZUS envoyé par le lieu de résidence du candidat ou la réputation défavorable attribuée à son quartier).

Il reste possible que cette discrimination ne soit pas de la *discrimination statistique* au sens où nous venons de la définir. Cela peut également être un simple goût pour la discrimination (Becker, 1957). La discrimination territoriale peut résulter, dans ce cas, d'une hostilité subjective des employeurs vis-à-vis des modes de vie, des pratiques sociales des habitants de certains quartiers. Ce goût pour la discrimination est parfois propre à l'employeur et parfois dicté (implicitement ou explicitement) par ses éventuels clients. Nous ne pouvons pas distinguer entre ces deux niveaux de discrimination dans notre analyse.

Dans un premier temps, nous essayons de vérifier l'existence du phénomène de discrimination territoriale à partir de données d'enquête. Nous utilisons l'enquête Génération 2004 pour tenter de mettre en évidence un effet de vivre en ZUS sur l'accès à l'emploi. Le premier niveau d'analyse compare les trajectoires d'individus qui vivent en ZUS à d'autres ne vivant pas dans de tels quartiers. Dans ce cas, une des limites réside dans le fait que l'effet négatif potentiellement observé peut s'expliquer par une diversité de mécanismes relatifs aux effets de quartier. Pour isoler véritablement l'effet de la discrimination territoriale, notre deuxième niveau d'analyse est restreint à des individus vivant dans les quartiers identifiés comme étant les plus "défavorisés". Nous comparons ainsi les trajectoires d'individus issus de quartiers "défavorisés" mais dont certains vivent en ZUS et les autres non. Puisque tous vivent dans des quartiers

aux caractéristiques socio-économiques défavorables, mais que la distinction porte sur le fait qu'une partie porte l'étiquette ZUS et l'autre non, l'effet observé est susceptible de s'expliquer par un phénomène assimilable à de la discrimination territoriale. Notre méthodologie doit nous permettre de raisonner sur des quartiers comparables en termes de "qualité". Si l'on trouve un effet du lieu de résidence alors que l'on a contrôlé de sa qualité, on peut supposer que cette partie inexpliquée est un *proxy* de la discrimination territoriale.

Dans un second temps, nous développons une stratégie alternative pour vérifier l'existence d'un problème de discrimination lié au quartier de résidence. Nous mettons en place une expérience contrôlée qui s'appuie sur le procédé du *testing*. Nous créons des candidatures fictives en réponse à des offres d'emplois trouvées sur internet. La seule caractéristique qui distingue les divers candidats est leur appartenance ou non à un quartier stigmatisé. En effet, les candidats résident dans trois types de quartiers différents : un quartier "favorisé", un quartier "défavorisé" et un quartier "défavorisé" ayant connu des émeutes. Cette stratégie permet d'avoir une échelle dans le signal qu'envoie chacun de ces quartiers : le quartier "défavorisé" envoie un signal plus négatif que le quartier "favorisé" et le quartier "défavorisé" ayant connu des émeutes envoie un signal plus négatif que le simple quartier "défavorisé". Cette méthode garantit que les différences de réussite observées entre individus résultent véritablement du lieu de résidence et non pas de différences dans les caractéristiques observables ou dans les inobservables (comme la motivation, la productivité etc.). Les caractéristiques observables sont "égalisées" grâce aux CV qui affichent exactement les mêmes compétences et les mêmes profils. Les caractéristiques inobservables sont, par définition, contrôlées grâce à notre choix de raisonner sur des individus fictifs.

La SECTION 4.1 présente le travail sur données d'enquête qui tente de mettre en évidence un effet inexpliqué qui peut s'apparenter à de la discrimination territoriale lors de la recherche d'emploi. La SECTION 4.2 présente la méthodologie et les résultats de la procédure de *testing* développée pour vérifier l'existence d'un effet de la discrimination territoriale sur l'accès à un entretien d'embauche.

4.1 Vivre en ZUS est-il discriminant dans l'accès à l'emploi ?

Le contexte local peut contribuer à accroître les inégalités socio-économiques entre les individus et particulièrement sur le marché du travail. Le lieu de résidence d'un actif est un élé-

ment de différenciation au même titre que ses caractéristiques individuelles telles que le sexe, l'âge, le niveau de diplôme ou l'origine ethnique. Les pouvoirs publics ont intégré depuis longtemps ce constat puisque dès les années 1990 est mis en place le Pacte de relance pour la ville. Ce dernier a, en effet, pour principal objectif de lutter contre les difficultés auxquelles font face les résidents de certains territoires comme le chômage, la précarité, l'exclusion etc. La loi d'orientation pour la ville du 13 juillet 1991 et la loi du 14 novembre 1996 sur le Pacte de relance pour la ville ont respectivement permis de définir des "quartiers prioritaires" et de leur attribuer des aides particulières⁴. Les interventions mises en œuvre par l'État au titre de la politique de la ville classent ces quartiers en trois types de zones : les Zones Urbaines Sensibles (ZUS), les Zones de redynamisation Urbaine (ZRU) et les Zones Franches Urbaines (ZFU). La finalité de cette politique est de développer l'emploi pour les populations locales au travers d'avantages accordés aux entreprises. Le niveau des avantages accordés varie selon le type de zone qui traduit lui-même le degré de difficultés d'un quartier. Le choix des ZUS résulte d'une sélection, réalisée par les élus locaux et les services de l'État, de territoires caractérisés par la présence de "grands ensembles ou de quartiers d'habitat dégradé et par un déséquilibre accentué entre l'habitat et l'emploi"⁵. Elles sont choisies en fonction de critères qualitatifs, à la différence des ZRU et ZFU. Les ZRU sont identifiées à partir d'un indice synthétique représentatif de leurs difficultés économiques et sociales. Il est construit ainsi :

Indice de difficulté = [(taux de chômage) X (% de jeunes de moins de 25 ans) X (% de personnes sans diplômes) X (population totale)] / potentiel fiscal par habitant de la commune.

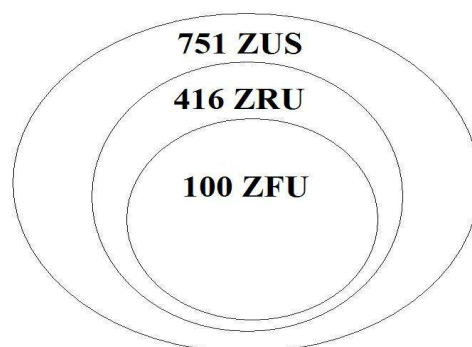
Bien qu'il ait été le critère prépondérant de choix pour 90% des ZRU, cet indice n'exclut pas une marge d'appréciation qualitative. Les ZFU sont choisies parmi les ZRU de plus de 10 000 habitants présentant les plus fortes valeurs de l'indice synthétique. Ces trois types de zonage ont en commun de désigner comme "quartiers prioritaires" des quartiers dont les habitants souffrent davantage du chômage et de l'exclusion que la moyenne des agglomérations concernées. La différence entre ces zones tient à leurs niveaux de difficultés urbaines, économiques et sociales. En France, on compte 751 ZUS, parmi lesquelles on retrouve 416 ZRU. Au sein de ces ZRU, ont été créées 100 ZFU. L'État et les collectivités locales concernées conduisent en

4. La définition pour ce type de quartiers est celles de quartiers caractérisés par la présence de "grands ensembles ou de quartiers d'habitat dégradé et par un déséquilibre accentué entre l'habitat et l'emploi".

5. Dit autrement, les ZUS sont des territoires infra-urbains définis par les pouvoirs publics pour être la cible prioritaire de la politique de la ville, en fonction des considérations locales liées aux difficultés que connaissent les habitants de ces territoires.

direction de ces quartiers des programmes de renouvellement urbain et de cohésion sociale (éducation, accès à l'emploi, insertion etc.), dans le cadre des contrats de ville. Le maintien, la création et l'implantation de petites entreprises dans ces quartiers sont également encouragées, par des aides financières dans les ZUS, par des exonérations spécifiques dans les ZRU et les ZFU, par un accompagnement adapté, ou encore par le développement d'une offre immobilière. Ces sous-groupes et leur emboîtement renforcent l'idée selon laquelle les ZUS affichent des situations contrastées.

FIGURE 4.1 – Emboîtement des zones d'intervention des politiques de la ville



En France, de nombreux travaux ont cherché à évaluer le dispositif ZUS/ZRU/ZFU depuis sa mise en place. Ces travaux peuvent se regrouper au sein de deux catégories différentes : ceux qui étudient l'impact de résider dans une ZUS sur l'offre de travail et ceux qui étudient l'impact de ce type de zonage sur la demande de travail. L'idée sous-jacente des premiers est d'analyser les conséquences potentielles de résider dans un quartier défavorisé sur l'accès à l'emploi, la durée de chômage ou encore les conséquences sur le salaire à l'embauche. Ainsi, Choffel et Delattre (2003) ont montré, sur l'enquête TDE de la DARES, qu'être domicilié dans l'un des quartiers de la politique de la ville constitue un frein pour retrouver un emploi, puisque cela tend à augmenter les durées de chômage. A partir de l'enquête Génération 1998, Couppié et Gasquet (2007) analysent les effets de la décision de domiciliation en ZUS sur l'insertion professionnelle de jeunes ayant terminé leurs études et ayant acquis leur autonomie résidentielle. Ils montrent que les jeunes résidant en ZUS ont, *toutes choses égales par ailleurs*, moins de chances que d'autres d'obtenir un contrat à durée indéterminée. Cet effet négatif disparaît dès lors que les jeunes ont quitté ce type de quartier. A partir de la même enquête, Couppié *et al.* (2010) ont analysé les écarts de salaires entre des jeunes résidant en ZUS à la fin de leurs

études et ceux qui n'y résident pas mais qui vivent dans des unités urbaines comprenant des ZUS. Leurs résultats montrent que, outre le fait que les habitants de ZUS ont plus de difficultés à accéder aux emplois les plus qualifiés, ils obtiennent également des rémunérations moins élevées que les jeunes issus d'autres quartiers. Enfin, Gobillon *et al.* (2010) utilisent le FHS de Pôle Emploi pour analyser l'impact du dispositif propre aux ZFU sur la sortie du chômage. Les auteurs trouvent que les ZFU ont un effet faible mais significatif, à court terme, sur la durée nécessaire avant de retrouver un emploi.

Étudier l'impact négatif du fait de résider en ZUS peut paraître *a priori* surprenant puisque l'objectif initial des politiques de la ville reste de développer des emplois dans ces quartiers d'"habitat dégradé". On pourrait s'attendre à ce que l'existence de ce type de zonage produise des effets potentiellement positifs. C'est l'idée qui est mise en avant dans la seconde catégorie de travaux qui s'intéressent aux effets du dispositif ZUS/ZRU/ZFU sur la demande de travail. Plus précisément, il s'agit de voir quels sont les effets des avantages mis en place dans ces quartiers prioritaires sur les créations ou destructions d'emplois. Par exemple, Rathelot et Sillard (2009), à l'aide des données DADS, s'intéressent aux effets des exonérations de charges patronales et de taxes dans les ZFU sur l'emploi salarié et les créations d'établissements. Ils montrent que les ZRU qui ont été classées en ZFU connaissent un impact sur les créations d'emplois et d'établissements positif et significatif.

Bien que le dispositif ZUS-ZRU-ZFU semble être à l'origine d'effets positifs en ce qui concerne l'offre d'emplois, être domicilié dans ces quartiers défavorisés produit des externalités négatives pour ceux qui y résident. Différents mécanismes permettent d'expliquer comment le lieu de résidence peut avoir un effet sur les comportements et performances des individus sur le marché du travail (voir CHAPITRE 1). On pense notamment aux effets de pairs, aux effets de contagion (Crane, 1991 ; Benabou, 1993) ou la qualité des réseaux sociaux (Holzer, 1987, 1988 ; Reingold, 1995).

D'autres mécanismes se fondent sur de potentielles pratiques discriminatoires sur le marché du travail qui sont liées à la stigmatisation d'un quartier donné. Vivre dans un quartier défavorisé est susceptible de réduire les chances d'obtenir un emploi, pour un individu, en raison du comportement discriminatoire de certains employeurs. Ces derniers peuvent être réticents à embaucher des individus issus de certains quartiers car ils estiment qu'ils ont de plus mauvaises habitudes de travail ou sont plus enclins à avoir des comportements déviants. La discrimination observée dans un tel cas est à rapprocher de la discrimination statistique. On

parle de discrimination statistique dès lors que des caractéristiques économiques de candidats (comme la productivité) sont inconnues, mais qu'un employeur croit qu'elles sont corrélées à certaines caractéristiques non-économiques propres à un groupe donné. L'asymétrie d'information entre le candidat et le recruteur confronte ce dernier à un problème d'anti-sélection ou sélection adverse. Afin de limiter ce risque, il se raccroche à l'information disponible qui peut être un signal (action émise par celui qui en sait le plus afin de transmettre une information crédible) envoyé par le candidat volontairement ou non et/ou la réputation (action émanant de celui qui en sait le moins afin de forcer celui qui en sait le plus à révéler la vérité). On peut retrouver ces deux types de processus pour des individus qui habitent des quartiers avec l'étiquette ZUS. Finalement, la discrimination territoriale est observée lorsque des demandeurs d'emplois habitant certaines zones sont écartés à cause des préjugés associés à cette localisation.

Dans ce travail, nous nous intéressons à l'effet de résider en ZUS sur l'accès à l'emploi. À partir de l'enquête Génération 2004 à 3 ans, nous cherchons dans un premier temps à vérifier les effets d'être issu d'un quartier "défavorisé" sur la recherche d'emploi et sur la carrière professionnelle de jeunes sortant du système scolaire. Cette première étape n'est pas totalement satisfaisante car, si elle permet de montrer le rôle négatif de l'appartenance à une ZUS, elle ne permet pas de distinguer les différents mécanismes évoqués précédemment. Or, nous nous intéressons à un mécanisme particulier qui repose sur l'idée selon laquelle les ZUS sont des quartiers envoyant des signaux négatifs et sont sources de discrimination pour les individus qui y résident.

Dans un second temps, nous comparons l'accès à l'emploi de jeunes issus de quartiers "défavorisés", dont la seule différence observable tient au fait que certains jeunes sont issus d'un quartier étiqueté ZUS alors que les autres non. Nous nous appuyons sur la construction d'un indicateur synthétique qui permet d'évaluer la "qualité" du quartier de résidence. Si les quartiers ont une "qualité" évaluée comparable mais qu'ils se distinguent uniquement par le fait que certains sont en ZUS et d'autres non, alors l'effet observé sur la trajectoire des individus (qui ne s'explique pas par la "qualité" du quartier) est susceptible de s'expliquer par un phénomène de discrimination territoriale. En réalité, on obtient un effet résiduel, qui ne tient pas aux différences de caractéristiques des individus et qui ne tient pas aux différences socio-économiques des quartiers. Pour tenter de l'évaluer, nous avons recours aux méthodes d'évaluation par appariements sélectifs et effectuons des regroupements selon le score de propension (Rubin, 1974 ;

Rubin et Rosenbaum, 1983).

Cette section est structurée de la manière suivante : la SOUS-SECTION 4.1.1 décrit les données, les principales variables et la méthodologie économétrique et la SOUS-SECTION 4.1.2 présente quelques faits stylisés et les résultats des estimations.

4.1.1 Données, variables et stratégie économétrique

4.1.1.1 Les données

L'enquête Génération 2004

Nous utilisons l'enquête développée par le CEREQ "Génération 2004" et plus précisément, l'interrogation de 2007. Elle contient 33 655 jeunes sortis de formation initiale en 2004, de tous les niveaux et de toutes les formations et sont suivis pendant les trois premières années de leur vie active. Au niveau national, en 2004, 737 000 jeunes ont quitté pour la première fois le système éducatif. L'objet principal de cette source de données est d'étudier les premières années de vie active au regard de la formation initiale. Elle renseigne principalement sur le parcours scolaire des jeunes, leurs situations sur le marché du travail depuis 2004 mais aussi sur leurs origines géographiques et sociales. L'intérêt de l'enquête réalisée par le CEREQ est qu'elle privilégie une approche longitudinale du processus d'insertion professionnelle. Son principal outil de travail est le "calendrier professionnel".

L'enquête Génération 2004 est organisée autour de trois bases de données. La première base correspond aux caractéristiques individuelles, la deuxième base de données correspond aux séquences en entreprise de l'individu et la troisième base correspond aux séquences de non-emploi de l'individu. Dans cette enquête, le parcours de l'individu est divisé en séquences de durées variables. Le type de la séquence correspond à la situation du jeune sur le marché du travail : emploi, chômage, inactivité, formation, reprise des études ou service national. Si l'individu enchaîne des séquences d'emploi chez des employeurs différents, les séquences sont distinguées dans les données.

Par l'intermédiaire de partenariats en 2006 et 2009 avec la Délégation Interministérielle à la Ville (ensuite renommée Secrétariat Général du Comité interministériel des villes), l'enquête a été enrichie d'informations fines sur la localisation résidentielle des jeunes. Il est désormais possible d'identifier les lieux de résidence situés dans une ZUS à partir des adresses des jeunes, lors de la fin de leurs études et lors des différentes interrogations. L'enquête propose également

des informations telles que le code IRIS du lieu de résidence des jeunes. Pour l'enquête Génération 2004, utilisée dans ce travail, 95,8% des adresses des jeunes à la date d'interrogation et 94% de leurs adresses à la fin de leurs études ont été géocodées (double codage IRIS et ZUS). Au total, 92,6% des jeunes ont leurs deux adresses géocodées. On peut ajouter à cela un certain nombre d'individus pour lesquels il existe des erreurs au niveau du code IRIS. L'échantillon final comprend 27 572 individus avec un IRIS cohérent et qui permet l'appariement avec les données du recensement.

Le recensement de la population de 1999

Disposer du code IRIS du lieu de résidence des individus à la fin de leurs études nous permet d'apparier l'enquête Génération 2004 avec le recensement de la population 1999 réalisé par l'INSEE. Toutefois, lorsque cette information n'est pas disponible, les individus sont supprimés de la base. Le recensement de la population constitue une source de données exhaustive sur l'ensemble des IRIS de France. Il fournit des statistiques sur les types de logements, les conditions de logement, les types de ménages, les habitants ainsi que sur un certain nombre de leurs caractéristiques socio-économiques (sexe, âge, diplôme, situation professionnelle, catégorie socio-professionnelle etc.).

A partir de cette source de données, nous construisons des indicateurs relatifs au quartier de résidence (ou IRIS) tels que : le taux de chômage, le taux d'activité des 25-65 ans, la part des ouvriers, la part des personnes avec un niveau de diplôme inférieur au Bac, le taux de scolarisation des 16-24 ans, la part des étrangers, la part des ménages de 6 personnes ou plus et la part de logements sociaux. Ces indicateurs sont ensuite utilisés pour construire un indicateur synthétique renseignant sur la "qualité" du quartier (voir section suivante).

Les données du Secrétariat général du Comité Interministériel des Villes

En outre, le géocodage de l'enquête Génération 2004 ne renseigne que sur le fait que l'individu habite ou non dans un quartier défini comme ZUS. Nous utilisons des données du Secrétariat général du Comité Interministériel des Villes afin d'identifier parmi les différentes ZUS lesquelles ont été classées en ZRU et lesquelles ont été classées en ZRU-ZFU. On dénombre, dans l'enquête Génération 2004, 544 ZUS différentes. Au sein de ces ZUS, 241 ont été classées en ZRU (soit 44,3% des ZUS) et au sein de ces dernières, 93 ont été classées en ZFU (soit 17,1% des ZUS ou 38,6% des ZRU). Distinguer les différents types de ZUS représente un moyen de tester si le degré de difficulté, pour un jeune sortant du système scolaire, s'accroît selon qu'il

réside en ZFU plutôt qu'en ZUS. De même, on peut imaginer que le signal négatif envoyé (condition préalable à la discrimination territoriale) est plus fort pour les ZFU qu'il ne l'est pour les ZRU et plus fort pour les ZRU qu'il ne l'est pour les seules ZUS.

4.1.1.2 Les variables mobilisées

Les variables à expliquer

Nous retenons différents indicateurs de réussite sur le marché du travail. Nous regardons d'abord si l'individu est en emploi en 2007 (soit trois ans après sa sortie du système scolaire). La variable "Être en emploi" prend la valeur 1 si l'individu est en emploi et 0 sinon. Nous regardons également la durée nécessaire pour trouver un emploi. La variable "Temps d'accès au 1er emploi" mesure ainsi le nombre de mois nécessaires à l'individu pour trouver un emploi. Pour mesurer la qualité de l'emploi trouvé, nous introduisons également deux autres indicateurs : "Être en CDI", qui prend la valeur 1 si l'individu a obtenu un contrat à durée indéterminée au moment de l'enquête et 0 sinon ; "Contrat à temps plein" qui prend la valeur 1 si l'individu a obtenu un emploi à temps plein au moment de l'enquête et 0 sinon.

Outre le fait de mesurer l'effet de vivre en ZUS sur l'accès à l'emploi, nous nous intéressons à la question particulière de savoir si les habitants de ZUS souffrent d'une potentielle discrimination territoriale dans leur recherche d'emploi. L'enquête Génération pose des questions sur un éventuel sentiment de discrimination à l'embauche pour les individus interrogés. Si tel est le cas, il est demandé à l'individu quelle est, selon lui, la cause de cette discrimination ressentie. Nous retenons comme cause : le quartier de résidence. La variable "Sentiment de discrimination" prend la valeur 1 si l'individu déclare avoir ressenti de la discrimination à l'embauche en raison de son lieu de résidence et 0 sinon. La modalité 0 comprend des individus qui n'ont pas été victimes de discrimination ou qui l'ont été mais pour des causes différentes que celle du lieu de résidence. Nous pouvons ainsi regarder si le fait de vivre en ZUS augmente les risques de subir de la discrimination territoriale ou augmente le sentiment d'avoir subi de la discrimination liée au lieu de résidence.

La variable d'intérêt

Nous considérons comme habitants en ZUS tous les individus qui habitent dans ce type de quartier à leur sortie du système scolaire et qui y sont encore au moment de l'enquête. Nous excluons de l'analyse les individus qui habitaient en ZUS en 2004 (à la sortie du système scolaire) et qui n'y habitent plus en 2007 (au moment de l'enquête) et nous excluons aussi

ceux qui n'habitaient pas en ZUS en 2004 et qui y habitent trois ans plus tard. Nous faisons ce choix car il est envisageable qu'un individu qui habitait initialement en ZUS ait changé de lieu de résidence après 2004. Le fait qu'il ne porte plus cette étiquette "ZUS" peut alors lui être favorable sur le marché du travail et masquer l'effet potentiellement négatif de résider dans ce type de quartier. Ce phénomène peut fausser les résultats et nuire à la mise en évidence du phénomène qui nous intéresse.

Nous comparons donc des individus qui habitent en ZUS sur toute la période à des individus qui n'ont pas habité dans ce type de quartier. Ce dernier groupe peut comprendre des individus qui ont déménagé ou non, mais qui n'ont pas connu le fait de résider en ZUS. Nous ne pouvons nous restreindre à un sous-échantillon d'individus qui n'ont pas déménagé sur la période 2004-2007 car cela tend à diminuer très fortement le nombre d'individus. Dans ce cas, nous passons d'un échantillon de 27 572 individus, pour lesquels le lieu de résidence est renseigné, à 7 970 individus seulement qui n'auraient pas déménagé.

Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous retenons également une autre définition d'un habitant en ZUS. Cette définition alternative consiste à dire qu'un jeune habite en ZUS dès lors qu'il a habité dans un tel quartier en 2004 (à la sortie de ses études). Nous ne regardons pas s'il a déménagé par la suite ou s'il habite encore dans ce type de quartier. Les résultats des méthodes d'appariement selon cette définition sont présentés dans l'ANNEXE 4.7. Ils ne sont pas fondamentalement différents car il se trouve que les habitants de ZUS en 2004 le restent très généralement en 2007.

Nos données montrent que ces habitants connaissent une moindre mobilité résidentielle que les autres qui ne vivent pas en ZUS. Nous observons effectivement 1 166 individus qui résident en ZUS entre 2004 et 2007 sur les 27 572 individus de l'échantillon et 1 762 qui y habitaient au moins en 2004. Cela signifie que 596 habitants de ZUS en 2004 n'y habitent plus en 2007. Le pourcentage de jeunes qui habitent en ZUS en 2004 et n'ayant pas déménagé en 2007 représente 66,2% contre seulement 26,3% pour ceux qui n'habitent pas en ZUS en 2004. De même, les habitants de ZRU sont au nombre de 738 avec la première définition contre 1207 avec la seconde. Pour les habitants de ZFU, nous observons 333 jeunes qui y habitent entre 2004 et 2007 contre 510 qui y habitent au moins en 2004. Nous verrons que les écarts en termes de résultats ne sont pas si importants, notamment parce que les jeunes qui habitent en ZUS le restent bien souvent en 2007. Ce qui fait qu'il n'y a que peu de différences entre les deux définitions.

Les variables de contrôle

Nous retenons un certain nombre de variables de contrôle relatives aux caractéristiques socio-économiques de l'individu enquêté : le sexe, l'âge au moment de l'enquête, le niveau de diplôme (CAP-BEP, Bac, Deug, BTS, Licence, Maîtrise, DEA et Doctorat). Nous retenons des variables relatives à son expérience professionnelle : si l'individu a eu un emploi régulier pendant ses études ou non (activité salariée qui l'occupait au moins 8 heures par semaine durant ses études), si l'individu a effectué des jobs de vacances ou des petits boulots pendant ses études ou non.

Nous incluons des variables relatives aux parents de l'individu enquêté : la nationalité des parents (français ou étranger), le fait qu'ils soient actifs occupés, chômeurs ou inactifs et leur catégorie socio-professionnelle (ouvriers, employés, professions intermédiaires, cadres et professions libérales, artisans-commerçants et agriculteur). Nous incluons des variables relatives au ménage : si l'individu vit chez ses parents, s'il vit en couple ou s'il vit seul et le nombre d'enfants. Nous ajoutons des variables relatives à la région de résidence pour prendre en compte une potentielle hétérogénéité inobservée due, par exemple, à des politiques publiques qui seraient différentes d'une région à une autre.

Évaluer la "qualité" du quartier

Un autre procédé pour tenter de vérifier l'existence d'un processus de discrimination territoriale consiste à raisonner sur des quartiers comparables en termes de qualité mais qui se distingueraient par une seule caractéristique : le fait d'envoyer un signal négatif aux employeurs potentiels. Notre idée est de comparer l'accès à l'emploi d'individus habitant des quartiers dont la "qualité" mesurée serait similaire mais dont certains seraient étiquetés ZUS et d'autres non. Pour cela, il est nécessaire de disposer d'un indicateur qui mesure la "qualité" du quartier.

Notre indicateur est basé sur l'agrégation de différentes caractéristiques socio-économiques. L'idée est de développer un classement de quartiers selon leurs différentes caractéristiques socio-économiques telles que : le taux de chômage, le taux d'activité des 25-65 ans, la part des ouvriers, la part des personnes avec un niveau de diplôme inférieur au Bac, le taux de scolarisation des 16-24 ans, la part des étrangers, la part des ménages de 6 personnes ou plus et la part de logements sociaux. Ces différentes variables sont retenues car elles sont représentatives de différentes dimensions qui permettent de décrire un quartier, telles que le statut d'emploi, le niveau de diplôme, de qualifications, la démographie ou l'habitat.

Nous avons recours à une Analyse en Composantes Principales (ACP), avec l'objectif de

trouver des facteurs non corrélés qui résument les indicateurs cités précédemment⁶. Nous ne retenons que le premier facteur qui représente près de 40% de la variance de nos variables. Cet axe oppose les quartiers avec des caractéristiques socio-économiques favorables (taux de scolarisation des 16-24 ans et taux d'activité des 25-65 ans élevés) aux quartiers avec des caractéristiques plus défavorables (taux de chômage élevé, fortes proportions d'ouvriers ou de personnes peu diplômées) et aux quartiers avec de fortes proportions de familles nombreuses, d'individus de nationalité étrangère et de logements HLM (voir ANNEXE 4.1).

Afin d'évaluer la "qualité" d'un quartier, nous retenons les coordonnées de celui-ci sur le premier axe comme indicateur. Les plus désavantagés sont ceux avec la valeur la plus élevée, alors que les plus favorables sont ceux avec les plus faibles valeurs⁷. L'Analyse en Composantes Principales est utile dans le sens où elle permet de voir l'importance de chacune de ces caractéristiques dans notre évaluation de la "qualité" d'un quartier. Cet indicateur est finalement mobilisé pour regrouper les quartiers selon leur niveau de "qualité". Nous classons les quartiers sur la base de cet indicateur et les regroupons par déciles. Nous faisons le choix de travailler sur un échantillon composé du neuvième et dixième déciles qui regroupent ainsi les quartiers les plus défavorisés. L'ANNEXE 4.4 montre que les caractéristiques socio-économiques retenues pour évaluer la "qualité" du quartier ne diffèrent pas trop selon qu'il y ait une ZUS ou non, pour les quartiers appartenant à ces deux déciles.

4.1.1.3 La méthodologie pour évaluer l'effet de vivre en ZUS et l'effet de l'étiquette ZUS

Notre objectif premier est de vérifier l'effet de vivre en ZUS sur l'accès à l'emploi de jeunes sortant du système scolaire. Des caractéristiques observables et/ou inobservables peuvent affecter la décision de vivre dans en ZUS et l'accès à l'emploi. Une probable auto-sélection des individus dans l'espace est susceptible de fausser l'analyse. Afin de prendre en compte le biais de sélection sur les caractéristiques observables, nous avons recours aux méthodes d'évaluation par appariements sélectifs. Initialement développées pour l'évaluation de l'efficacité des traitements dans le domaine médical, ces méthodes ont été importées et appliquées dans le domaine des sciences sociales par Rubin (Rubin, 1974 ; Rubin et Rosenbaum, 1983) dans le cas d'expériences naturelles (donc non contrôlées). Nous essayons de développer ultérieurement une analyse sur les jeunes qui habitent chez leurs parents pour tenter de contrôler de la sélec-

6. La méthode est la même que celle utilisée dans le CHAPITRE 3. Se reporter à ce chapitre pour plus de détails sur la démarche.

7. Les coordonnées sur ce premier axe varient de -6,1 pour les quartiers avec la "qualité" la plus élevée à +11,4 pour ceux dont la "qualité" est la plus faible.

tion sur inobservables. Nous pouvons imaginer que puisque ce sont les parents qui ont choisit antérieurement le lieu de résidence, celui-ci est exogène ou quasi-exogène à l'accès à l'emploi des enfants.

Description du procédé

Rappelons ici que l'idée est de comparer les effets de vivre en ZUS sur les performances de deux groupes de jeunes, *toutes choses égales par ailleurs*. Ces individus résident soit dans un quartier catégorisé comme ZUS (individus traités), soit, à l'inverse, dans un quartier non catégorisé comme tel (individus non traités). Nous expliquons ici de manière intuitive, plus que formelle, la méthode d'appariement sélectif (voir ANNEXE 4.3 pour plus de détails).

Nous cherchons à mettre en évidence un effet causal du lieu de résidence en ZUS sur la réussite professionnelle. L'effet causal est défini comme la différence en termes de résultats entre des individus recevant un traitement donné et le "contrefactuel" : c'est-à-dire, les mêmes individus ne recevant pas ledit traitement. Comme un même individu ne peut pas simultanément habiter et ne pas habiter dans ce type de quartier, nous utilisons la méthode d'appariement. L'idée est d'apparier chaque individu traité avec un ou plusieurs individus appartenant au groupe de contrôle de telle sorte que les individus traités soient, en moyenne, identiques à ceux du groupe de contrôle. Cet appariement, qui se fait sur la base des caractéristiques observables, permet d'identifier les individus qui servent de contrôle et qui définissent le "contrefactuel".

Le groupe de contrôle (ou groupe témoin) et le groupe traité sont bien appariés dès lors que les caractéristiques individuelles affectant le résultat sont "équilibrées" entre les deux. Idéalement, l'appariement se fait sur l'ensemble des caractéristiques individuelles. Dans les faits, ceci est rarement possible en raison de la taille restreinte de certaines bases de données et de l'appariement sur un trop grand nombre de variables. Une stratégie alternative est de créer une mesure synthétique de la probabilité de recevoir le traitement⁸. Concrètement nous calculons la probabilité de vivre en ZUS, grâce à une estimation *logit*, en introduisant un grand nombre de variables susceptibles d'influer sur ce fait. Les individus seront comparables s'ils sont proches en termes de probabilité d'accès au traitement.

En comparant des jumeaux d'individus dont les caractéristiques observables se rapprochent le plus possible, mais qui se différencient selon le fait qu'ils soient traités ou non traités (autrement dit s'ils habitent en ZUS ou non), il devient possible de déterminer l'effet du traitement sur un résultat donné (ici l'accès à l'emploi). Puisque nous contrôlons de toutes les caractéris-

8. Le groupe de contrôle constitue par définition le groupe des individus qui n'ont pas bénéficié du traitement.

tiques observables, les différences mesurées entre les deux groupes ne peuvent vraisemblablement s'expliquer que par un effet du traitement.

Toutefois, l'effet probable de résider en ZUS sur l'emploi, que l'on s'attend à observer avec le procédé décrit, peut s'expliquer par le fait que les quartiers situés en ZUS ont des caractéristiques beaucoup plus défavorables. Dans ces quartiers vont jouer pleinement les effets de voisinage, les effets du réseau de moindre qualité ainsi que le potentiel problème de discrimination territoriale. Nous proposons une méthode qui tente d'isoler l'effet "discrimination territoriale" des autres effets. Pour cela, nous regroupons les quartiers sur la base de l'indicateur synthétique reflétant la "qualité" du quartier obtenu avec l'ACP. Nous nous restreignons aux deux derniers déciles qui regroupent les quartiers les plus défavorables en termes de caractéristiques socio-économiques⁹. Cela équivaut à travailler sur les 20% des quartiers les plus défavorisés. Comme, en moyenne, tous ces quartiers ont des caractéristiques proches, il reste que la seule chose qui les distingue est le fait que certains aient cette étiquette ZUS alors que d'autres non. Nous comparons ensuite, par la même méthode d'appariement sur le score de propension, les trajectoires des jeunes sortant du système scolaire qui sont tous issus de quartiers défavorisés mais dont certains se distinguent par le fait qu'ils sont localisés en ZUS.

Mise en œuvre

Les modèles d'appariement sur le score de propension sont des méthodes en deux étapes. Après avoir estimé le score de propension des traités et des contrefactuels, à l'aide de notre modèle *logit*, nous procédons à une estimation par appariement sélectif. Il existe plusieurs méthodes dans la littérature permettant l'appariement entre les traités et les non-traités. Nous retenons la méthode d'appariement avec fonction noyau (*Kernel Matching*). L'estimateur à noyau est un estimateur non-paramétrique qui utilise les moyennes pondérées de tous les individus dans le groupe témoin afin de construire le contrefactuel. Pour le calcul de cet estimateur, chaque individu du groupe témoin contribue à la construction des contrefactuels des individus du groupe test. Le poids de chacun des individus du groupe témoin dépend de la distance entre son score de propension et celui de l'individu considéré. Dit autrement, plus un individu "traité" et un individu "non-traité" sont proches en termes de score de propension, plus le poids attribué au second est important.

9. L'ANNEXE 4.4 confirme que les différences sur les caractéristiques retenues ne sont pas très différentes entre les quartiers avec ZUS et les autres, lorsque nous raisonnons sur ces déciles.

Par ailleurs, l'application de cette méthode nécessite le choix d'une fonction à noyau et une fenêtre d'estimation. Nous utilisons la fonction d'Epanechnikov, même si DiNardino et Tobias (2001) ont montré que le choix du noyau retenu a généralement peu d'impact sur les résultats. Le choix de la fenêtre d'estimation influe davantage sur les performances de l'estimateur puisqu'il instaure un arbitrage entre variance et biais. Nous avons fait varier les valeurs pour cette fenêtre afin de vérifier la sensibilité de nos résultats au choix de la fenêtre d'estimation. Quelle que soit cette valeur, nous trouvons un impact négatif et significatif du fait d'appartenir à un quartier avec une ZUS sur la probabilité d'accéder à l'emploi (-7,10 points de pourcentage pour une valeur de 0,01 jusque - 11,46 points de pourcentage pour une valeur de 0,3). Pour cette raison, nous retenons une valeur de 0,06 pour la fenêtre d'estimation, ce qui représente un bon compromis entre biais et variance. La significativité de notre estimateur à noyau est déterminée par un procédé de type *bootstrap* en réalisant 100 simulations pour notre variable de résultat.

Nous présentons dans l'ANNEXE 4.5 les distributions des scores de propension pour les individus traités et non-traités. Dans le premier cas, le traitement correspond au fait d'habiter dans un quartier ZUS. Dans les deux cas suivants, cela représente respectivement le fait d'habiter dans un quartier ZUS/ZRU et dans un quartier ZUS/ZRU/ZFU. Les distributions montrent qu'il est plus facile de trouver des individus proches sur leur score de propension lorsque l'on s'intéresse exclusivement au traitement "vivre dans un quartier ZUS". La surface sous la courbe, commune aux deux groupes, est plus importante ce qui permet de réaliser de bons appariements. C'est moins le cas pour les individus en quartier ZUS/ZRU et en quartier ZUS/ZRU/ZFU car ces derniers sont moins nombreux.

4.1.2 Résultats

4.1.2.1 Quelques statistiques descriptives

La deuxième colonne du TABLEAU 4.1 contient la distribution d'un ensemble de caractéristiques individuelles retenues dans l'analyse sur l'échantillon global. Dans la colonne 3 nous retrouvons les résultats pour les jeunes habitant en ZUS en 2004. La colonne 4 donne les résultats pour les jeunes habitant en ZRU et finalement, la colonne 5 indique les résultats pour les individus qui résidaient au moment de la sortie des études dans une ZFU.

Les jeunes femmes sont très légèrement sous-représentées parmi les individus habitant en ZUS/ZRU/ZFU. Les individus résidant dans une ZUS, dans une ZRU ou dans une ZFU sont

sensiblement plus jeunes que ceux de la population globale : 20 ans par rapport à 21,7 ans pour l'échantillon global. Les non diplômés sont fortement sur-représentés parmi les jeunes habitant en ZUS/ZRU/ZFU : par exemple, près de 33% des jeunes habitant en ZUS n'ont aucun diplôme contre près de 14% pour l'échantillon global. Ce pourcentage est encore plus élevé pour les individus habitant en ZRU ou en ZFU. La proportion de jeunes qui ont un diplôme de niveau CAP-BEP est sensiblement plus élevée en ZUS qu'ailleurs. 24% des jeunes en ZUS sortent du système scolaire avec ce niveau de diplôme contre moins de 20% pour l'ensemble de la population. Les jeunes qui sont sortis du système éducatif avec un BTS-DUT sont également sous-représentés parmi les jeunes résidant dans les zones défavorisées. Pour les autres modalités de la variable de niveau de sortie du système éducatif, les différences sont moins prononcées entre les jeunes habitant dans une ZUS/ZRU/ZFU et ceux de l'échantillon global. Ce niveau d'analyse ne permet pas de savoir si l'échec scolaire tient au fait que les individus soient issus de ces quartiers ou du fait de caractéristiques qui leurs sont propres.

Concernant l'expérience professionnelle des jeunes pendant leurs études, les résultats diffèrent selon la variable considérée. Par exemple, le fait de n'avoir pas exercé un emploi régulier pendant ses études est une caractéristique légèrement sous-représentée parmi les jeunes en ZUS/ZRU/ZFU : 74% des jeunes en ZUS en 2004 n'ont pas exercé un emploi régulier pendant leurs études contre 87% pour l'échantillon global. Néanmoins, dans tous les cas, on observe que le fait de n'avoir pas exercé un emploi régulier pendant ses études représente un cas majoritaire. Par rapport à la variable "petits boulots", le fait de n'avoir pas eu une telle expérience professionnelle pendant ses études est assez significativement sur-représenté parmi les jeunes des zones défavorisées : près de 49% des jeunes en ZUS n'ont pas exercé de petits boulots pendant leurs études contre 34% pour la population globale. Nous pouvons supposer que les jeunes des ZUS exercent plus souvent des emplois réguliers que les autres en raison de difficultés financières familiales ou encore afin de payer leurs études. Les petits boulots d'été, qui sont beaucoup moins contraignants, semblent "réservés" aux autres. En effet, cette catégorie d'emplois représente assez souvent des emplois dans l'entreprise des parents. Si les habitants de ZUS sont plus souvent au chômage ou exercent des emplois aux conditions difficiles, cela rend moins possible le fait de faire travailler son enfant dans l'entreprise. De plus, assez mécaniquement, si les jeunes de ZUS ont des emplois réguliers, ils n'ont pas l'opportunité d'avoir des boulots d'été (puisque'ils ont déjà un emploi).

La situation dans le ménage varie fortement selon que l'on soit localisé en ZUS ou non. La

proportion de jeunes vivant encore chez leurs parents est considérablement plus élevée pour ceux qui vivent en ZUS que parmi la population globale. Le pourcentage est de 76% pour ceux qui vivent ZUS contre seulement 42% pour l'ensemble de la population. En ZUS, les jeunes qui vivent en dehors du domicile parentale, seuls ou en concubinage, sont sous-représentés par rapport à l'échantillon global (respectivement 14% et 10% contre 37% et 20%). Il est probable que les jeunes de ZUS n'aient pas l'aide financière parentale suffisante ou les revenus suffisants pour pouvoir quitter le domicile et obtenir leur propre logement. Le nombre d'enfants n'est pas un indicateur fondamentalement discriminant entre ceux qui habitent en ZUS et les autres.

Tableau 4.1: Distribution des caractéristiques individuelles

Variable	Échantillon global	Jeunes en ZUS	Jeunes en ZRU	Jeunes en ZFU
Être une femme	48,4	40,2	37,5	37,2
Age en 2004 (moyenne)	21,7	20,7	20,3	20,3
Niveau de sortie des études				
Non diplômé	13,5	32,8	34,1	34,5
CAP-BEP-MC	19,6	24,1	26,6	26,4
Bac	23,8	22,3	22,1	21,6
Deug	1,7	1,1	0,8	0,9
BTS-DUT-Santé-social	18,1	7,9	7,2	7,2
Licence L3	6,6	4,1	4,1	3,9
Maîtrise M1, MST...	4	2,4	2,3	2,4
DEA-DESS-Master-M2	7,8	3	2,2	2,4
Doctorat	4,9	2,3	0,7	0,6
Exp. ant. : emploi régulier				
Oui, plusieurs	2,4	2,7	2,8	2,1
Oui, un seul	11,1	12,9	12,5	12,3
Non	86,5	74,2	73,8	75,4
Exp. ant. : jobs et petits boulots				
Oui, souvent (>3 par an)	22,5	15,3	15,3	12,9
Oui, parfois (≤ 3 par an)	43,2	35,9	34,8	34,2
Non, jamais	34,3	48,7	49,8	52,8
Situation dans le ménage				
Vit chez ses parents	42,4	75,9	81,7	84,1
Vit en couple	37,2	13,9	11,1	11,4
Vit seul	20,4	10,2	7,2	4,5
Nombre d'enfants				
0	89	90,7	92,4	91,9
1	8,8	7,2	6,2	6,9
2	1,9	1,7	1,1	0,6
3	0,3	0,3	0,1	0,3
4 et plus	0,1	0,1	0,1	0,3
Père français	90,8	56,3	53,2	49,8
Mère française	91,6	57,9	55,3	52,5
CSP du père				
Ouvrier	27,6	45,2	49,9	49,5
Employé	21,5	22,3	22,9	21,6
Techn., agent de maîtr., prof. interm.	9,2	5,1	4,3	3,9
Cadre, ingénieur, prof. lib.	20,3	6,3	4,5	4,8
Artisan, commerçant, chef d'entr.	10	5,4	5,3	5,4
Agriculteur	3,4	0,3	0,4	0,2
NSP	8	15,5	13,4	14,7
CSP de la mère				
Ouvrier	15,7	13,4	13,8	13,8
Employé	49,1	40,8	37,1	34,8
Techn., agent de maîtr., prof. interm.	4,6	5,1	4,3	3,9
Cadre, ingénieur, prof. lib.	12	4,2	2,7	3,6
Artisan, commerçant, chef d'entr.	3,5	1,5	1,2	1,2
Agriculteur	2,1	0,4	0,4	0,3

NSP	12,9	37,2	42,8	45,1
Situation du père				
Travaille	80,6	61,5	62,3	61,3
Au chômage	2,6	7,1	7,9	6,6
Inactif	9,7	18,8	19,2	21,9
Décédé, autre	7,1	12,6	10,4	10,2
Situation de la mère				
Travaille	68,1	41,2	37,7	33,3
Au chômage	2,5	3,8	3,2	3
Inactif	26,1	50,9	55,4	60,9
Décédé, autre	3,3	4,1	3,7	2,7
Région				
Champagne-Ardenne	2,4	2,3	2,6	2,4
Picardie	3,4	3,8	5	5,7
Haute-Normandie	2,9	2,8	3,4	3,3
Centre	4,2	4,3	4,7	5,7
Basse-Normandie	2,7	0,7	0,5	1,2
Bourgogne	2,6	1,8	2,2	2,4
Nord-Pas-de-Calais	7,5	10,4	14,1	6,6
Lorraine	5,3	5,3	7,4	6,9
Alsace	3,9	4,9	5,1	5,4
Franche-Comté	2,5	2,4	2,7	3
Pays de la Loire	6,7	3,7	4,6	5,1
Bretagne	6,1	1,4	0,5	
Poitou-Charentes	2,9	0,8	0,5	0,3
Aquitaine	5	2,4	2,8	2,5
Midi-Pyrénées	4,1	0,6	0,7	0,6
Limousin	1,2	0,6	0,8	
Rhône-Alpes	10,8	9,5	5,5	9,6
Auvergne	2,5	1,8	0,7	1,5
Languedoc-Roussillon	3,1	2,6	2,3	2,4
PACA	5,7	5,8	5,7	4,5
Ile-de-France	14,4	32	27,9	31,2
Variables de résultat				
Être en emploi	80,5	62,2	60,7	60,4
Tps d'accès 1er emploi (en mois)	3,5	6,1	6,2	6,4
Sentiment de discrimination	1,9	11,6	14,1	15,6
Être en CDI	29,1	18,8	16,4	15
Contrat à temps plein	65,5	46,7	46,2	44,2
Observations	27 572	1 166	738	333

Sources : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Notes : Le tableau représente les pourcentages pour chacune des modalités et en fonction du type de quartier.

Les caractéristiques des parents pourraient également distinguer les jeunes en fonction de leur lieu de résidence. La nationalité des parents joue clairement un tel rôle : les jeunes ayant des parents français sont sous-représentés parmi les jeunes habitant au moment de la sortie des

études en ZUS/ZRU/ZFU. Par exemple, 50% des jeunes résidant en ZFU ont un père français contre 91% des jeunes de l'échantillon global.

Concernant les caractéristiques socio-professionnelles des parents, nous décidons d'interpréter uniquement les résultats pour les pères. En effet, pour les mères, le nombre très important de valeurs non renseignées de cette variable pour les jeunes en ZUS/ZRU/ZFU pourrait poser problème (pour plus d'un tiers des jeunes habitant dans une zone "défavorisée" nous n'avons pas l'information sur la CSP de la mère)¹⁰. Le fait d'avoir, au moment de la sortie des études, un père ouvrier est sur-représenté parmi les jeunes en ZUS/ZRU/ZFU : par exemple, 45% des jeunes, habitant au moment de la sortie du système scolaire en ZUS, avaient un père ouvrier contre 28% pour les jeunes de l'échantillon total. A l'opposé, les jeunes avec un père cadre, ingénieur ou de professions libérales sont sous-représentés parmi les individus habitant dans une ZUS/ZRU/ZFU. Assez logiquement, il ressort que le statut des parents est fortement lié au lieu de résidence. Les ménages les plus aisés vont probablement avoir tendance à éviter les quartiers en ZUS.

Le fait d'avoir, en 2004, des parents qui travaillaient est sous-représenté parmi les jeunes en ZUS/ZRU/ZFU : 61% des jeunes en ZUS ont un père qui travaille contre 81% pour l'échantillon global et 41% de ces jeunes ont une mère qui travaille en 2004 par rapport à 68% pour l'échantillon total. Une autre tendance qui se dégage concerne la modalité "en inactivité" en 2004. Ainsi, le fait d'avoir des parents inactifs au moment de la sortie des études est davantage observé pour les jeunes habitant dans des zones défavorisées et ce résultat est encore plus marqué pour les mères. Nous observons des taux de chômage plus élevés pour les populations en ZUS qu'ailleurs. Ce simple constat ne dit rien sur le sens de la causalité. C'est justement l'un de nos objectifs de voir si l'appartenance à ce type de quartier joue sur le risque d'être au chômage.

La région de résidence est une autre caractéristique qui différencie les jeunes habitant dans une ZUS/ZRU/ZFU de ceux de l'échantillon global. La différence la plus importante est retrouvée pour la région Ile-de-France. Ainsi, les jeunes résidant en 2004 en Ile-de-France sont largement sur-représentés : par exemple, 32% des jeunes habitent dans une ZRU en 2004 en Ile-de-France contre 14% pour l'échantillon global. Ce constat n'est pas surprenant puisque la région parisienne regroupe une part importante des ZUS de France (la région en compte 157

10. Cela peut s'expliquer par le fait que dans ce type de quartier, les mères sont souvent des mères au foyer qui n'ont jamais travaillé (comme le suggère la part élevée des mères inactives observée dans le tableau). Dans ce cas, elles ne sont pas en mesure de donner un CSP qui leur correspondrait.

sur un total de 751 pour l'ensemble de la France).

Les individus en emploi, trois années après la sortie du système scolaire, sont beaucoup plus nombreux que ceux qui vivent dans les quartiers dits prioritaires. Ils représentent plus de 80% dans la population totale contre environ 60% pour les quartiers ZUS/ZRU/ZFU. La durée nécessaire avant de retrouver un emploi est deux fois plus élevée dans ce type de quartier que dans les autres : plus de 6 mois pour les individus issus de quartiers en ZUS contre 3,5 mois pour l'échantillon global. Le type de contrat est également révélateur de profondes inégalités selon le lieu de résidence. Les proportions d'individus qui trouvent un emploi à temps plein ou en CDI sont plus faibles pour ceux qui habitent en ZUS que pour les autres (environ 46% des habitants de quartier en ZUS ont un contrat en CDI contre plus de 65% pour la population totale, par exemple). Le sentiment de discrimination lié au lieu de résidence est très prononcé pour les habitants de ZUS. Il est environ dix fois plus élevé que pour la population prise dans son ensemble (respectivement 11,6% contre 1,9%).

4.1.2.2 L'effet de vivre en ZUS sur l'emploi et la carrière professionnelle

Les déterminants du fait de vivre dans un quartier dans lequel il y a une ZUS

Le TABLEAU 4.2 donne les résultats de l'estimation de trois modèles *logit* expliquant la probabilité qu'un jeune, sorti du système éducatif en 2004, habite dans un quartier appartenant à une ZUS/ZRU/ZFU sur la période 2004-2007 (le modèle 1 correspond aux résultats du fait de vivre en ZUS, le modèle 2 correspond aux résultats du fait de vivre en ZRU et le modèle 3 correspond aux résultats du fait de vivre en ZFU). Ce tableau correspond aux résultats de la première étape des modèles d'appariement sur le score de propension.

Par rapport au modèle 1, nous observons que le fait d'être un homme augmente les risques de résider dans un quartier en ZUS. Contrairement à ce que laissait suggérer les statistiques descriptives, nous trouvons que le fait d'avoir des enfants augmente également les chances de résider dans de tels quartiers. En ce qui concerne l'âge, l'effet reste relativement faible. Nous observons quand même que plus l'individu est âgé plus la probabilité de résider dans une ZUS en 2004 augmente (ce que n'indiquait pas non plus les statistiques). Le fait de vivre chez ses parents augmente également les risques de résider en ZUS, par rapport à la référence qui est de vivre seul. On peut imaginer que ceux qui vivent encore chez leurs parents sont ceux qui ont le plus de difficultés financières, ce qui explique qu'ils sortent moins facilement de ce quartier.

Comme nous n'avons pas de variables qui renseignent sur la capacité financière des jeunes, nous ne pouvons écarter cet effet. Vivre en couple est plus favorable puisque cela diminue les risques de résider dans ce type de quartier. Dans ce cas, il est probable que l'éventualité d'avoir deux revenus permette de trouver des logements en dehors de quartiers ZUS plus facilement.

Le niveau de sortie des études en 2004 est fortement corrélé à la probabilité de résider dans une ZUS : globalement, par rapport à la référence ("non diplômé") il semblerait que plus le jeune sort du système éducatif avec un diplôme élevé, moins la probabilité de résider dans une ZUS est importante. Des expériences professionnelles antérieures apparaissent comme des déterminants importants de la probabilité d'habiter en ZUS. Par exemple, plus le jeune a exercé des emplois réguliers pendant les études, par rapport au fait de n'avoir pas exercé d'emplois réguliers, plus cela augmente sa probabilité de résider dans une ZUS. Cela pourrait s'expliquer par le fait que les jeunes, qui exercent des emplois réguliers pendant leurs études, proviennent en moyenne de familles moins aisées et donc ils exerceraient ce type d'emploi afin de pouvoir s'assumer financièrement pendant leurs études. Les variables relatives aux petits boulots mettent en évidence une corrélation négative entre le fait d'exercer des petits boulots pendant leurs études et le fait de résider dans une ZUS.

Les caractéristiques des parents, au moment de la sortie des études, jouent un rôle important dans l'explication de la probabilité de résider dans une ZUS. Nous observons une corrélation positive entre le fait d'avoir des parents d'origine étrangère et le fait de résider dans une ZUS. Concernant la CSP des parents à la fin des études, on remarque que seule la CSP du père semble influencer sur la probabilité d'habiter dans un quartier appartenant à une ZUS. Par rapport à la modalité "technicien, agent de maîtrise, profession intermédiaire" qui est la modalité de référence, le fait d'avoir un père ouvrier augmente la probabilité d'habiter dans une ZUS. Au contraire, avoir un père cadre, artisan, commerçant, chef d'entreprise ou agriculteur diminue cette probabilité.

La situation des parents sur le marché du travail, au moment de la sortie des études, semble également jouer sur la probabilité de résider dans une ZUS. Ainsi, avoir un père en emploi au moment de l'enquête diminue (le plus fortement en valeur absolue) la probabilité de résider dans un quartier dans lequel il y a une ZUS. Ce résultat est retrouvé pour la situation des mères au moment de la sortie du système éducatif en 2004. Toutes ces variables peuvent représenter des *proxy* de la capacité financière des parents. Plus elle est élevée, plus ils sont susceptibles d'aider leurs enfants à trouver des logements dans des quartiers relativement plus favorables

Tableau 4.2 – Probabilité d’habiter en ZUS/ZRU/ZFU

Variable	Vivre en ZUS		Vivre en ZRU		Vivre en ZFU	
	Coeff.	σ	Coeff.	σ	Coeff.	σ
Constante	-4,420***	1,33	-5,791***	1,75	-7,532**	2,51
Être une femme	-0,132*	0,07	-0,209**	0,09	-0,233*	0,12
Age en 2004	0,206*	0,11	0,247	0,15	0,194	0,21
Age en 2004 au carré	-0,004	0,002	-0,005	0,003	-0,004	0,004
Niveau de sortie des études (réf. : non diplômé)						
CAP-BEP-MC	-0,281***	0,09	-0,163	0,11	-0,100	0,16
Bac	-0,624***	0,11	-0,597***	0,13	-0,474**	0,19
Deug	-1,201***	0,33	-1,326***	0,45	-0,922	0,63
BTS-DUT-Santé-social	-0,960***	0,15	-0,922***	0,19	-0,728**	0,28
Licence L3	-0,906***	0,20	-0,765***	0,25	-0,581	0,36
Maîtrise M1, MST...	-1,084***	0,24	-0,892***	0,30	-0,631	0,43
DEA-DESS-Master-M2	-1,193***	0,22	-1,248***	0,31	-0,832*	0,43
Doctorat	-0,921***	0,27	-1,685***	0,51	-1,726**	0,79
Exp. ant. : emploi régulier (réf. : Non)						
Oui, plusieurs	0,453**	0,20	0,604**	0,25	0,343	0,41
Oui, un seul	0,312***	0,10	0,395***	0,13	0,348*	0,18
Exp. ant. : jobs et petits boulots (réf. : Non)						
Oui, souvent (> 3 par an)	-0,303***	0,10	-0,212*	0,12	-0,468**	0,19
Oui, parfois (\leq 3 par an)	-0,155**	0,07	-0,133	0,09	-0,234*	0,13
Situation dans le ménage (réf. : Vit seul)						
Vit chez ses parents	0,791***	0,11	1,095***	0,15	1,639***	0,28
Vit en couple	-0,459***	0,13	-0,326*	0,19	0,134	0,32
Nombre d’enfants	0,349***	0,09	0,373**	0,12	0,431**	0,17
Nationalité père : \neq française	0,767**	0,12	0,909***	0,155	1,045***	0,22
Nationalité mère : \neq française	0,637***	0,13	0,579***	0,157	0,529**	0,22
CSP du père (réf. : Tech., agent de maîtr., prof. int.)						
Ouvrier	0,369**	0,15	0,459**	0,20	0,746**	0,30
Employé	0,233	0,15	0,381*	0,20	0,653**	0,31
Cadre, ingénieur, prof. lib.	-0,598***	0,18	-0,617**	0,26	-0,268	0,38
Artisan, commerçant, chef d’entr.	-0,420**	0,19	-0,314	0,25	-0,010	0,37
Agriculteur	-1,447**	0,55	-1,151*	0,65	-1,021	0,80
CSP de la mère (réf. : Tech., agent de maîtr., prof. int.)						
Ouvrier	-0,067	0,25	-0,037	0,30	0,294	0,53
Employé	0,273	0,21	0,249	0,28	0,584	0,52
Cadre, ingénieur, prof. lib.	0,031	0,18	-0,148	0,36	0,563	0,59
Artisan, commerçant, chef d’entr.	0,031	0,25	-0,083	0,44	0,249	0,72
Agriculteur	0,141	0,53	0,170	0,69	-0,289	1,14
Situation du père (réf. : Au chômage)						
Travaille	-0,528**	0,14	-0,589***	0,16	-0,345	0,25
Inactif	-0,214	0,16	-0,328*	0,18	0,001	0,22
Décédé, autre	-0,374*	0,20	-0,565**	0,24	-0,588*	0,35
Situation de la mère (réf. : Au chômage)						
Travaille	-0,663**	0,17	-0,526**	0,23	-0,567*	0,34
Inactive	-0,131	0,18	0,006	0,23	0,240	0,34
Décédée, autre	-0,607**	0,24	-0,646**	0,31	-0,755	0,49
Indicatrices régionales	Oui		Oui		Oui	
Observations	27 572		27 100		26 697	
Pseudo R²	0,15		0,26		0,25	

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

que ceux en ZUS.

Les indicatrices de résidence déterminent fortement la probabilité d'habiter dans une ZUS. Par rapport à la région Ile-de-France qui est la référence, le fait d'habiter dans une autre région diminue la probabilité de résider dans un quartier dans lequel il existe une ZUS. Ce résultat tient au fait que la région Ile-de-France est la région qui concentre le plus grand nombre de ZUS.

Nous ne commentons pas les deux autres colonnes car les résultats sont sensiblement les mêmes lorsque nous cherchons à expliquer la probabilité d'habiter en ZRU ou en ZFU. Il apparaît tout de même qu'un certain nombre de variables n'ont plus d'effet significatif comme cela pouvait être le cas dans le premier modèle. Ce constat peut s'expliquer par le fait que les personnes qui vivent en ZRU ou en ZFU représentent une part très faible de notre échantillon global.

L'effet de vivre en ZUS/ZRU/ZFU sur les variables d'insertion sur le marché du travail

Nous présentons désormais les résultats de la deuxième étape des modèles d'appariement sur le score de propension. C'est-à-dire les effets des variables ZUS/ZRU/ZFU sur les variables d'insertion professionnelle des jeunes. Nous présentons uniquement les effets moyens des trois traitements sur les "traités" (ATT). Ainsi, le TABLEAU 4.3 décrit l'effet du fait d'habiter en ZUS sur les variables d'insertion. Le TABLEAU 4.4, quant à lui, présente les résultats concernant le fait de résider dans une ZRU et enfin, le TABLEAU 4.5 présente les résultats pour le troisième traitement : habiter en ZFU.

Dans chacun des trois tableaux les colonnes 2 et 3 correspondent aux résultats pour l'estimateur naïf et les colonnes 4 et 5 correspondent aux effets estimés avec la méthode d'appariement sur le score de propension. L'estimateur "naïf" donne simplement les différences de performances entre les deux groupes, sans contrôler du fait que ces individus aient des caractéristiques observables différentes. Le second estimateur donne les différences de performances entre les deux groupes d'individus après contrôle des différences sur les caractéristiques observables (après appariement des individus). Sur l'échantillon global composé de 27 572 individus, nous en recensons 1 166 qui vivent dans des quartiers en ZUS (soit 4,2%). Les individus qui vivent dans des quartiers en ZRU et en ZFU sont moins nombreux : ils représentent respectivement 738 et 333 individus (soit 2,7% et 1,2%).

Lorsque nous analysons l'effet de résider dans un quartier en ZUS, nous considérons tous les individus : ceux qui habitent dans ce type de quartier (qui peuvent aussi être en ZRU ou en ZFU) et ceux qui n'y habitent pas. Lorsque nous analysons l'effet d'habiter dans un quartier en ZRU, nous excluons de l'analyse ceux qui habitent dans des quartiers en ZUS et qui ne sont pas ZRU ou ZFU. De la même manière, quand il s'agit d'analyser l'effet d'habiter dans un quartier en ZFU, nous sommes contraints d'exclure tous ceux qui habitent dans des quartiers en ZUS ou ZRU qui ne sont pas des ZFU. Ceci garantit que dans l'échantillon de comparaison, nous n'ayons que des habitants qui ne vivent pas dans ces quartiers prioritaires.

Dans les trois tableaux qui suivent, les effets des variables ZUS/ZRU/ZFU sur les indicateurs d'insertion sur le marché du travail des jeunes sont toujours très significatifs de point de vue statistique (à 1%). La comparaison des résultats correspondant aux estimateurs naïfs à ceux obtenus avec la méthode d'appariement sur le score de propension pourrait suggérer l'existence d'un biais de sélection associé au lieu de résidence des jeunes. En valeur absolue, les résultats obtenus à partir de l'appariement sur le score de propension sont systématiquement inférieurs à ceux des estimateurs naïfs. Cela pourrait s'interpréter de la manière suivante : si l'on ne contrôle pas certaines caractéristiques observables, on surestime l'effet du fait d'habiter dans une ZUS/ZRU/ZFU sur les variables d'insertion sur le marché du travail.

Habiter en 2004 dans une ZUS/ZRU/ZFU semble avoir des effets d'intensités comparables sur la probabilité d'être en emploi à la date de l'enquête ainsi que sur la probabilité d'avoir un emploi à temps complet à la date de l'enquête. Le fait de résider en ZUS/ZRU/ZFU au moment de la sortie du système éducatif semble diminuer de près de 10 points de pourcentage le fait d'être en emploi et le fait d'occuper un emploi à temps plein trois ans plus tard. Ces effets, presque identiques en intensité pour les deux variables, pourraient s'expliquer par le fait que lorsque les jeunes trouvent un emploi en 2007, il s'agit d'un emploi à temps plein dans la majorité des cas. De même, résider en ZUS/ZRU/ZFU augmente la durée d'accès au premier emploi : le fait d'habiter en ZUS et ZRU augmente d'un peu plus d'1 mois cette durée et le fait d'habiter en ZFU en 2004 augmente encore plus fortement la durée d'accès au premier emploi (presque 2 mois). Nous retrouvons bien un effet de plus en plus défavorable à mesure que la "qualité" de quartier diminue. Cet effet regroupe différents mécanismes propres aux effets de quartiers sans que l'on puisse dire lequel joue le plus.

En ce qui concerne la variable "être en CDI à la date de l'enquête" (variable décrivant la

qualité de l'emploi trouvé), les effets diffèrent légèrement en fonction de la zone d'habitation considérée. Il semble que plus le jeune habitait entre 2004 et 2007 dans une zone "défavorisée", plus l'effet négatif sur la probabilité d'être en CDI à la date de l'enquête est élevé en valeur absolue : habiter en ZUS diminue de 5 points de pourcentage cette probabilité, contre une diminution de 7 points de pourcentage pour l'effet de résider en ZRU et contre une baisse de près 10 points de pourcentage pour le fait de résider en ZFU. Les effets de quartier ont un effet défavorable sur l'accès à l'emploi mais aussi et surtout sur l'accès aux emplois de meilleur "qualité", pour lesquels les recruteurs sont plus exigeants.

Ces différents résultats sont cohérents avec les conclusions d'un certain de nombre de travaux qui s'intéressent aux effets de vivre en ZUS sur l'accès à l'emploi. Par exemple, Couppié et Gasquet (2010) analysent l'influence du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi des jeunes, lors de leurs trois premières années de vie active. Les auteurs trouvent que les jeunes qui habitaient dans ce type de quartier de la politique de la ville, à la fin de leurs études, ont plus de difficultés que les autres à accéder à l'emploi. Toutefois, cet effet diffère selon le sexe ou l'origine de l'individu. Dans un autre registre, Couppié *et al.* (2011) analysent les écarts de rémunération entre les jeunes habitant dans les zones urbaines sensibles (ZUS) à la fin de leurs études et ceux qui ne résident pas en ZUS. Ils montrent que le premier groupe d'individus est cantonné dans des emplois peu qualifiés et connaît de plus faibles rémunérations. Ce qui est conforme à notre résultat selon lequel les individus en ZUS accèdent moins aux emplois de qualité (CDI ou temps plein). Enfin, l'augmentation de la durée nécessaire avant de trouver un emploi va dans le sens du travail de Gobillon *et al.* (2011) qui montre également que le fait de vivre en ZUS/ZRU augmente la durée de chômage, même si l'effet semble relativement faible.

Pour finir, en ce qui concerne le sentiment de discrimination lié au lieu de résidence, celui-ci augmente plus fortement à mesure que l'individu réside dans une zone "défavorisée". Le fait d'habiter en ZUS augmente le sentiment de discrimination de près de 8 points de pourcentage, le fait d'habiter en ZRU l'augmente de près de 10 points de pourcentage alors que le fait d'habiter en ZFU l'augmente de 12 points de pourcentage. Les jeunes issus de ces quartiers prioritaires ressentent donc une forme de discrimination liée à leur quartier de résidence. Ce premier résultat semble attester de l'existence d'un phénomène de discrimination territoriale. Ce résultat reste critiquable car c'est une appréciation subjective de la part de l'individu. Il n'est pas certain que l'individu n'ait pas décroché un emploi en raison de son adresse mais à cause d'autres facteurs. Comme celui-ci a conscience de provenir d'un quartier dit "sensible", il

peut interpréter cet échec comme une résultante de son lieu de résidence (même si ce n'est pas le cas). Nous testons exactement le même phénomène dans la deuxième section de ce chapitre par l'envoi de CV fictifs dont la seule différence tient au quartier de résidence. Le protocole établi permet d'éliminer tout sentiment subjectif (voir SOUS-SECTION 4.2).

Bien que ce résultat soit subjectif, car il correspond aux appréciations des individus enquêtés, il est néanmoins conforme à l'un des seuls travaux en France qui s'est intéressé à cette question. Dans un article de 2011, Duguet *et al.* développent un *testing* afin d'évaluer la discrimination potentielle lors de l'accès aux entretiens d'embauche, pour les jeunes d'origine étrangère résidant dans des communes défavorisées d'Ile de France. Ils trouvent, entre autres, que les habitants de commune défavorisées ont moins de chances que ceux de communes favorisées d'accéder à l'emploi. Ce résultat semble en adéquation avec le ressenti des individus enquêtés.

Estimations alternatives

Nous présentons désormais les résultats pour notre seconde définition des habitants de ZUS. Nous rappelons que, dans ce cas, nous partons du principe qu'un jeune habite en ZUS dès lors qu'il a habité dans un tel quartier en 2004 (à la sortie de ses études). Nous ne regardons pas s'il a déménagé par la suite ou s'il habite encore dans ce type de quartier. C'est cette seconde condition que l'on retient pour la première définition qui était présentée auparavant.

Les résultats des estimations pour cette seconde définition (présentés dans l'ANNEXE 4.7) montrent également des effets significatifs du fait de résider en ZUS/ZRU/ZFU sur les différentes variables de résultat. Ces effets sont globalement moins forts que pour la première définition retenue d'un habitant de ZUS. Cela s'explique par le fait que dans la seconde définition, certains jeunes résident encore en ZUS en 2007 et d'autres non. On peut imaginer que les deuxièmes sont avantagés sur le marché du travail parce qu'ils ne portent plus le stigmate du quartier ZUS ou parce qu'ils ont des caractéristiques observables ou inobservables plus favorables qui les ont poussé à déménager et qui influent également sur leurs chances de trouver un emploi. Ce qui se traduit par un effet moins fort du fait de résider en ZUS/ZRU/ZFU. Notre première définition surestime vraisemblablement l'effet de résider en ZUS car ceux qui n'ont pas déménagé entre 2004 et 2007 sont sûrement les plus fragiles sur le marché du travail, en termes de caractéristiques.

Nous avons également vérifier la robustesse de nos résultats à l'introduction de variables

explicatives supplémentaires¹¹. Nous introduisons dans les régressions la nationalité des parents à un niveau beaucoup plus détaillé. On retient les distinctions suivantes : pays européen (hors pays de l'est), pays d'Europe de l'est, pays du Maghreb ou du Moyen-Orient, pays d'Afrique (hors Maghreb), pays d'Asie et autres pays. Les écarts de situation observés entre ZUS et non-ZUS pourraient ne refléter que des différences dans la composition des populations en termes d'origine. On peut imaginer que les ZUS concentrent plus fortement des maghrébins que des asiatiques, hors les deux populations n'ont pas forcément les mêmes chances d'accès à l'emploi. Nous incluons également une variable croisée : être une femme et avoir un enfant (au moins). Là encore, cette distinction peut être importante car c'est une population particulière qui est plus fragile sur le marché du travail. Cette caractéristique peut être susceptible de diminuer les chances de trouver un emploi, car celui-ci doit pouvoir s'accommoder avec les contraintes et besoins propres à cette population. Enfin, nous incluons des informations sur l'accessibilité aux emplois (le log du nombre d'emplois dans la zone d'emploi de référence). Les différences, en termes de réussite sur le marché du travail, entre les habitants de ZUS et les autres pourraient effectivement s'expliquer par des inégalités dans l'accessibilité aux emplois.

Ces variables sont introduites dans la première étape, qui permet de calculer la probabilité d'habiter en ZUS¹². Inclure ces nouvelles caractéristiques nous permet de vérifier que les effets observés ne sont pas dus à de mauvais appariements entre individus. Dans l'ensemble, les effets de résider en ZUS sur nos différents indicateurs de résultat apparaissent moins forts que lorsque nous ne considérons pas ces variables explicatives supplémentaires. Considérer les différentes nationalités des individus ou l'accessibilité physique aux emplois améliore la comparabilité des groupes test et témoin. Cela signifie également qu'une partie des effets observés s'expliquait par des différences de composition ethnique ou par des différences concernant les emplois présents localement. Néanmoins, les conclusions générales de nos estimations ne sont pas remises en cause par ces informations supplémentaires.

11. L'ANNEXE 4.7 affiche les estimations pour la probabilité d'habiter en ZUS avec l'introduction de ces variables supplémentaires ainsi que les résultats obtenus après l'appariement sur le score de propension.

12. C'est ce calcul qui permet ensuite de réaliser les appariements entre ceux qui habitent en ZUS et ceux qui n'y habitent pas.

Tableau 4.3 – Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat

Variabes	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,192***	0,012	-0,093***	0,015	27 572
Temps d'accès au 1er emploi	2,685***	0,193	1,112***	0,279	26 270
Sentiment de discrimination	0,101***	0,004	0,077***	0,010	27 572
Être en CDI	-0,108***	0,014	-0,051***	0,013	27 572
Contrat à temps plein	-0,197***	0,014	-0,093***	0,016	27 572

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.4 – Effets de résider en ZRU sur les variables de résultat

Variabes	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,207***	0,015	-0,103***	0,019	27 100
Temps d'accès au 1er emploi	2,818***	0,242	1,262***	0,352	25 876
Sentiment de discrimination	0,127***	0,005	0,103***	0,013	27 100
Être en CDI	-0,132***	0,017	-0,069***	0,015	27 100
Contrat à temps plein	-0,203***	0,018	-0,099***	0,020	27 100

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.5 – Effets de résider en ZFU sur les variables de résultat

Variabes	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,223***	0,022	-0,120***	0,028	26 697
Temps d'accès au 1er emploi	3,160***	0,360	1,960***	0,527	25 517
Sentiment de discrimination	0,144***	0,007	0,124***	0,020	26 697
Être en CDI	-0,148***	0,025	-0,092***	0,021	26 697
Contrat à temps plein	-0,222***	0,026	-0,137***	0,028	26 697

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Essayer d'identifier un "effet étiquette" pour le fait de résider dans un quartier en ZUS/ZRU/ZFU

Dans cette section, nous présentons les résultats obtenus sur les jeunes habitant en 2004 dans des quartiers qui, par rapport à la variable synthétique reflétant la "qualité" du quartier, ont des profils très défavorables¹³. Autrement dit, nous cherchons à tester les effets d'habiter en ZUS/ZRU/ZFU sur les variables d'insertion en comparant des individus habitant dans des quartiers proches en termes de caractéristiques socio-économiques et par ailleurs très défavorables. Nous considérons que cet exercice revient à tester un "effet étiquette" du lieu de résidence en, puisque les différences observées ne s'expliquent plus par la composition locale. Ne conserver que les deux derniers déciles apporte comme avantage de ne raisonner que sur de fortes proportions de quartiers en ZUS/ZFU/ZRU. Dans le sous-échantillon retenu, nous travaillons sur 3 468 quartiers dont 855 sont localisés en ZUS (soit 24,7%). Il est également composé de 5 640 individus, parmi lesquels nous en recensons 979 qui vivent dans des quartiers en ZUS (soit 17,3%). Les individus qui vivent dans des quartiers en ZRU et en ZFU sont moins nombreux : ils représentent respectivement 669 et 310 individus (soit 11,8% et 5,5%).

Le TABLEAU 4.6 décrit l'effet du fait d'habiter en ZUS en 2004 sur les variables d'insertion à partir du sous-échantillon correspondant aux individus résidant dans des quartiers appartenant aux deux derniers déciles de la distribution de la variable synthétique. Le TABLEAU 4.7 présente les résultats concernant le fait de résider dans une ZRU et le TABLEAU 4.8 présente les résultats pour le troisième traitement (résider en ZFU).

Les estimations menées sur les 20% des quartiers dont la "qualité" évaluée est la plus mauvaise affichent des effets moins importants que pour l'échantillon global, qui réunit tous les quartiers. Résider dans un quartier ZUS produit des effets moins défavorables lorsqu'on se place sur cet échantillon particulier par rapport à l'ensemble des quartiers. Pour l'accès à l'emploi trois ans plus tard, nous observons que le fait d'être résidant de ZUS diminue de près de 6 points de pourcentage par rapport à ceux qui n'y résident pas, contre 9 points de pourcentage dans l'échantillon global. Ce constat se retrouve également pour les autres variables d'intérêt et pour les autres traitements. En se restreignant aux quartiers avec les caractéristiques les plus mauvaises, nous atténuons les différences qui peuvent exister entre ceux en ZUS et les autres. Il est alors logique d'observer une atténuation des effets du fait de résider dans ce type de quartier. L'effet résiduel que nous continuons à observer peut s'expliquer par un écart qui subsiste

13. Voir l' ANNEXE 4.6 pour les estimations de la probabilité d'habiter en ZUS/ZRU/ZFU pour les individus de ce sous-échantillon.

entre les caractéristiques des quartiers ZUS et les autres quartiers, même si dans l'ensemble ils sont tous considérés comme "défavorisés". Il peut aussi s'expliquer par une différence observable restante entre ces deux types de quartiers qui est cette "étiquette" ZUS ou plus largement le signal envoyé de quartier prioritaire.

Par rapport aux estimations de la section précédente, certaines variables ne produisent plus d'effet significatif ou alors seulement au seuil de 10%. C'est le cas pour le temps d'accès au 1er emploi ou pour la probabilité de trouver un emploi avec un contrat à durée indéterminée. Ces constats suggèrent que la prise en compte de la composition socio-économique du quartier tend à réduire l'influence ou le rôle du lieu de résidence. Il est probable que les effets significatifs observés antérieurement étaient principalement expliqués par des effets de pairs ou des effets de réseaux. Le protocole actuellement proposé tend à contrôler de ces effets afin d'essayer de mettre uniquement en avant le rôle de la discrimination territoriale (qui est représentée par cet effet "étiquette"). L'absence d'effet observé tend ainsi à montrer que la discrimination territoriale ne joue pas ou peu sur ces variables d'intérêt.

Les résultats sur ce sous-échantillon révèlent une tendance déjà rencontrée sur l'échantillon global : nous observons que les effets défavorables sur l'emploi augmentent à mesure que l'on se situe dans un quartier avec une étiquette de plus en plus forte. Les effets pour les individus qui sont affectés par le traitement "vivre en ZFU" sont plus forts que pour ceux qui sont affectés par le traitement "vivre en ZRU". Enfin, ces derniers affichent des effets plus forts que pour ceux qui ont le seul traitement "vivre en ZUS". Nous retrouvons également des effets similaires en ampleur pour l'accès à l'emploi et l'accès à un emploi à temps plein. Ce qui peut renforcer l'idée selon laquelle ceux qui trouvent un emploi le trouvent généralement à temps plein.

Tableau 4.6 – Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat – sous-échantillon

Variabiles	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,151***	0,015	-0,058***	0,019	5 640
Temps d'accès au 1er emploi	2,229***	0,273	0,610*	0,351	5 224
Sentiment de discrimination	0,098***	0,007	0,061***	0,012	5 640
Être en CDI	-0,074***	0,015	-0,013	0,017	5 640
Contrat à temps plein	-0,157***	0,017	-0,062***	0,020	5 640

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.7 – Effets de résider en ZRU sur les variables de résultat – sous-échantillon

Variabiles	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,157***	0,018	-0,064***	0,022	5 331
Temps d'accès au 1er emploi	2,157***	0,319	0,424	0,411	4 938
Sentiment de discrimination	0,120***	0,008	0,086***	0,015	5 331
Être en CDI	-0,094***	0,018	-0,028	0,018	5 331
Contrat à temps plein	-0,155***	0,020	-0,059***	0,023	5 331

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.8 – Effets de résider en ZFU sur les variables de résultat – sous-échantillon

Variabiles	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,166***	0,025	-0,080***	0,030	4 973
Temps d'accès au 1er emploi	2,393***	0,453	0,960*	0,570	4 619
Sentiment de discrimination	0,135***	0,011	0,099***	0,021	4 973
Être en CDI	-0,104***	0,025	-0,041*	0,023	4 973
Contrat à temps plein	-0,176***	0,029	-0,094***	0,032	4 973

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Dans l'ensemble, ces résultats obtenus en raisonnant sur des quartiers comparables, pour un certain nombre de caractéristiques socio-économiques observables, sont une preuve partielle de l'existence d'un phénomène de discrimination territoriale. On peut le supposer car c'est l'une des dernières caractéristiques observables qui différencient les quartiers de notre échantillon et qui est donc susceptible de produire des effets sur l'emploi. Un biais important subsiste pourtant : l'absence de prise en compte de caractéristiques inobservables qui peuvent affecter simultanément la probabilité de résider en ZUS/ZRU/ZFU et les performances individuelles. Évaluer l'effet d'un traitement par la méthode d'appariement sélectif suppose que l'hypothèse d'indépendance conditionnelle soit vérifiée. Or, si les deux groupes (traités et non-

traités) diffèrent sur des variables inobservées qui affectent simultanément la probabilité d'être traité et la variable de résultat, alors il peut exister un "biais caché". L'estimation par appariement, dans son application actuelle, ne permet pas la prise en compte d'un tel biais. Les effets conjoints de ces caractéristiques inobservables sur le traitement et les variables de résultats sont susceptibles de produire de l'endogénéité. Nous proposons une méthode qui tente de contrôler ce biais d'endogénéité.

L'ANNEXE 4.7 propose également les résultats de ces mêmes estimations avec l'introduction des variables supplémentaires citées précédemment (nationalité détaillée des parents, le log des emplois dans la zone d'emploi et une variable croisée "être une femme et avoir des enfants)". Dans l'ensemble nous retrouvons les mêmes effets. Néanmoins, là encore, le fait d'inclure plus d'informations sur la nationalité ou l'accessibilité aux emplois tend à atténuer les effets de résider en ZUS sur les performances des individus sur le marché du travail.

4.1.2.3 Robustesse des résultats

Sensibilité des résultats à l'hétérogénéité inobservée

Lorsque nous essayons de mettre au jour les effets de résider en ZUS sur l'emploi, il est probable que certaines variables influent sur les deux sans que nous puissions contrôler cet effet. Outre les caractéristiques individuelles et familiales (qui font partie des caractéristiques observables et qui sont prises en compte dans l'analyse) qui peuvent expliquer l'accès à l'emploi, il peut également exister des effets inobservés. Afin de déterminer à quel point une variable inobservée ou non-mesurée peut influencer sur le processus de sélection, rendant les résultats de nos estimations par appariements sélectifs non significatifs, nous mobilisons la méthode d'analyse de sensibilité de Rosenbaum (2002).

La probabilité d'être "traité" pour un individu i avec les caractéristiques observables x_i peut être écrite de la manière suivante :

$$P(x_i) = P(D_i = 1|x_i) = F(\beta x_i + \gamma u_i) \quad (4.1)$$

où u_i représente la variable inobservée et γ représente l'effet de u_i sur la probabilité d'être "traité". S'il n'existe pas de "biais caché" alors γ sera égal à 0 et la probabilité d'être "traité" dépendra exclusivement de x_i . Si ce biais existe, alors des individus avec des caractéristiques

observables similaires afficheront des probabilités différentes de recevoir le traitement. Suivant Aakvik (2001), qui propose de simplifier l'analyse en traitant la variable inobservée comme une variable dichotomique, prenant la valeur 0 (en l'absence de biais) ou la valeur 1 (en présence de biais), la variable e^γ peut être vue comme une mesure de l'écart par rapport à une situation exempte de tout biais. Comme le montre Rosenbaum (2002), le rapport des chances (ou odds-ratio) que l'un des deux individus appariés reçoive le traitement a les bornes suivantes :

$$\frac{1}{e^\gamma} \leq \frac{P(x_i)(1 - P(x_j))}{P(x_j)(1 - P(x_i))} \leq e^\gamma \quad (4.2)$$

Les individus appariés ont la même probabilité d'être traités si et seulement si $e^\gamma = 1$. Nous augmentons l'influence de e^γ afin de vérifier si les conclusions de l'analyse statistique peuvent être invalidées. Pour cela, nous utilisons le test statistique de Mantel et Haenszel (1959). Ce test permet de vérifier l'hypothèse nulle d'indépendance entre deux variables dichotomiques (dans notre cas la variable de traitement et la variable d'accès à l'emploi) sur une population divisée en plusieurs classes (on peut imaginer deux classes : être affecté ou non par une caractéristique inobservable). Ce test suppose que toute association entre les variables dichotomiques n'est pas affectée par la troisième variable.

Le TABLEAU 4.9 présente les résultats de notre analyse de sensibilité. P_{MH} représente le niveau de significativité pour la statistique de Mantel-Haenszel. P_{MH}^+ représente le niveau de significativité sous l'hypothèse de sur-estimation de l'effet du traitement. Dans ce cas, accroître l'influence d'une variable inobservée, qui augmenterait les chances d'être traité, ne biaise pas les résultats. Les valeurs pour P_{MH}^- montrent que sous l'hypothèse de sous-estimation de l'effet du traitement, les résultats ne sont plus significatifs pour certains seuils de e^γ , où e^γ représente l'ampleur du biais caché. Les résultats montrent que ce processus de sélection tend à sous-estimer l'effet du traitement (*i.e.* habiter dans un quartier en ZUS) sur l'accès à l'emploi.

L'effet positif du fait d'appartenir à un quartier ZUS sur le fait d'accéder à un emploi, trouvé dans la section précédente, apparaît assez robuste à la présence éventuelle d'un biais de sélection sur inobservables. Nous effectuons également ces tests sur le fait d'accéder à un CDI et à un contrat à temps plein. Notre seconde spécification semble être la plus sujette à ce biais caché. Le seuil critique à partir duquel les conclusions sur un effet négatif deviennent discutables est atteint pour une valeur de e^γ entre 1,35 et 1,40. L'effet négatif de résider en ZUS mis en avant peut être remis en question dès lors qu'une variable inobservée fait varier le rapport

des chances d'être traité entre les deux groupes par un facteur d'environ 1,40. Concernant les deux autres spécifications testées : "Être en emploi" et "Contrat à temps plein", l'ampleur du "biais caché" devrait être beaucoup plus élevée. Elle devrait être proche de 1,85 pour la première et 1,75 pour la seconde, afin de remettre en question l'effet de résider dans un quartier en ZUS sur l'emploi.

Tableau 4.9 – Analyse de sensibilité pour l'hétérogénéité inobservée

e^γ	Etre en emploi		Etre en CDI		Contrat à temps plein	
	P_{MH}^+	P_{MH}^-	P_{MH}^+	P_{MH}^-	P_{MH}^+	P_{MH}^-
1	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001
1,05	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001
1,1	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001
1,15	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001	> 0,001
1,2	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,002	> 0,001	> 0,001
1,25	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,008	> 0,001	> 0,001
1,3	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,024	> 0,001	> 0,001
1,35	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,059	> 0,001	> 0,001
1,4	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,123	> 0,001	> 0,001
1,45	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,220	> 0,001	> 0,001
1,5	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,346	> 0,001	0,001
1,55	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,486	> 0,001	0,004
1,6	> 0,001	> 0,001	> 0,001	0,411	> 0,001	0,015
1,65	> 0,001	0,003	> 0,001	0,286	> 0,001	0,041
1,7	> 0,001	0,008	> 0,001	0,185	> 0,001	0,092
1,75	> 0,001	0,022	> 0,001	0,112	> 0,001	0,179
1,8	> 0,001	0,051	> 0,001	0,063	> 0,001	0,300
1,85	> 0,001	0,102	> 0,001	0,034	> 0,001	0,444
1,9	> 0,001	0,181	> 0,001	0,017	> 0,001	0,436
1,95	> 0,001	0,286	> 0,001	0,008	> 0,001	0,300
2	> 0,001	0,410	> 0,001	0,004	> 0,001	0,190

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Notes : P_{MH}^+ représente le niveau de significativité pour la statistique de Mantel-Haenszel. Pour P_{MH}^+ , l'hypothèse testée est la sur-estimation de l'effet du traitement. Pour P_{MH}^- , l'hypothèse testée est la sous-estimation de l'effet du traitement.

Dans l'ensemble, les résultats semblent assez robustes à la présence d'hétérogénéité inobservée, bien qu'ils révèlent une certaine fragilité au-delà d'un certain seuil. Il importe aussi de préciser que les seuils retenus représentent les pires scénarios. La valeur de 1,85, par exemple, ne signifie pas forcément que l'hétérogénéité inobservée existe et qu'il n'y a pas d'effet d'habiter en ZUS sur le fait d'être en emploi. Cela signifie que l'intervalle de confiance pour cet effet inclurait 0 si une variable inobservée faisait varier le rapport des chances d'être "traité" entre les deux groupes d'un facteur 1,85. Les résultats semblent quelque peu sensibles à un écart par rapport à la situation où l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est vérifiée. Cela impose

une relative prudence à la lecture de ces résultats.

Stratégie pour contrôler l'endogénéité du lieu de résidence

Les méthodes par appariement sélectifs ont permis de contrôler du biais de sélection sur observables. Elle ne permettent pas de contrôler de certaines caractéristiques inobservables qui pourraient influencer à la fois sur le choix du lieu de résidence et sur l'accès à l'emploi. L'existence de telles variables est une source potentielle d'endogénéité du lieu de résidence. En d'autres termes, il est possible que les individus se trient dans l'espace en fonction de caractéristiques inobservées et qui affecteraient également l'accès à l'emploi. Pour contrôler ce biais, différentes stratégies ont été mises en avant dans la littérature comme les régressions avec variables instrumentales, les régressions sur données de panel ou encore les quasi-expériences (voir notamment le CHAPITRE 1). Dans le cas présent, nous faisons le choix de travailler sur un sous-échantillon d'individus pour lequel nous pouvons supposer que le choix de localisation est exogène ou quasi-exogène.

Nous nous situons toujours sur les individus qui habitent dans les quartiers les plus "défavorisés". C'est-à-dire les quartiers qui appartiennent aux 20% des quartiers qui ont les plus mauvaises coordonnées sur l'axe retenu après l'ACP. La stratégie reste de comparer les effets de vivre en ZUS pour des jeunes issus de quartiers de "qualités" comparables. Pour contrôler l'endogénéité du lieu de résidence, nous choisissons de nous restreindre aux jeunes qui habitent toujours chez leurs parents au moment de l'enquête (soit trois années après la sortie du système scolaire). Cette stratégie a déjà été utilisée par Case et Katz (1991) ou O'Regan et Quigley (1996) lorsqu'ils analysent le rôle des effets de voisinage sur l'accès à l'emploi des jeunes. Dujardin *et al.* (2004, 2008) ont également recours à ce procédé pour analyser le rôle de l'organisation urbaine de Bruxelles sur la probabilité d'être au chômage.

L'idée consiste à dire que les jeunes n'ont pas choisis eux-mêmes leur lieu de résidence, puisque ce sont les parents qui l'ont fait au préalable. Le problème de caractéristiques inobservables qui influent sur le choix du lieu de résidence ne se pose donc pas pour ces jeunes en particulier. Dans ces conditions, nous pouvons accepter l'hypothèse que le lieu de résidence est exogène pour les enfants. Une des limites de cette stratégie provient du fait qu'en restreignant l'échantillon, nous créons également un biais de sélection pour différentes raisons (Dujardin *et al.*, 2009) : les individus ont généralement moins de 25 ans et représentent donc une population particulière ; Ce procédé nous fait travailler sur des individus aux caractéristiques inha-

Tableau 4.10 – Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat – jeunes vivant chez leurs parents

Variables	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,095***	0,019	-0,048**	0,023	3 006
Temps d'accès au 1er emploi	1,534***	0,367	0,704	0,442	2 716
Sentiment de discrimination	0,102***	0,010	0,064***	0,014	3 006
Être en CDI	-0,036***	0,016	-0,006	0,019	3 006
Contrat à temps plein	-0,109***	0,021	-0,057***	0,024	3 006

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

bituelles puisque les jeunes qui ont un emploi sont normalement plus susceptibles de quitter leur domicile familiale.

Les résultats de ces nouvelles estimations sont exposées dans le tableau suivant (TABLEAU 4.10). La simple comparaison des deux groupes de jeunes (qui vivent en ZUS ou non) montre toujours des différences significatives en ce qui concerne nos différentes variables de résultat¹⁴. Les quartiers "défavorisés" qui ont l'étiquette ZUS, par rapport à ceux qui ne l'ont pas, affichent de plus mauvaises performances pour l'accès à l'emploi des jeunes. L'effet est observé aussi pour le type d'emploi trouvé (en CDI ou à temps plein). Lorsque nous prenons en compte les différences au niveau des caractéristiques observables entre les individus des deux échantillons, nous observons un effet significatif du fait de résider en ZUS uniquement pour l'accès à l'emploi, l'accès à un emploi à temps plein ou le sentiment de discrimination. Pour ces variables, les estimations donnent des coefficients relativement moins importants que ceux que nous obtenions lorsque nous ne contrôlions pas l'endogénéité du lieu de résidence.

Sans contrôler ce biais, nous surestimons l'effet du traitement (l'effet de vivre en ZUS). Une partie de l'effet observé s'expliquait par l'existence de caractéristiques inobservables qui déterminaient le choix du lieu de résidence et les performances sur le marché du travail. Ceci confirme la nécessité de prendre en compte ce type de biais. Cela impose également une relative prudence lors de la lecture des résultats des travaux qui n'en tiennent pas compte. Comme c'était le cas au début de cette section.

Dans cette section, nous avons essayé de vérifier, à partir de données d'enquête, l'existence d'un effet du territoire au travers ce mécanisme de discrimination territoriale. Dans les faits,

14. Nous ne présentons pas les résultats pour les autres types de quartier (ZRU/ZFU) car cela imposerait de travailler sur un échantillon beaucoup trop restreint pour notre analyse.

nous cherchons à voir s'il existe un effet de vivre en ZUS sur la recherche d'emploi et sur la carrière professionnelle pour des jeunes sortant du système scolaire. A partir de l'enquête Génération 2004 à 3 ans, renseignant sur le quartier de résidence et sur l'appartenance de ce quartier à une ZUS, nous étudions l'effet de résider en ZUS sur différents indicateurs relatifs à la recherche d'emploi ou au type d'emploi trouvé. Nous cherchons particulièrement à vérifier l'existence d'une discrimination, de la part des employeurs, du fait d'être issu d'une ZUS pour les jeunes enquêtés cherchant un emploi. La démonstration est indirecte : nous cherchons à travailler sur des quartiers comparables pour que l'effet du lieu de résidence sur l'emploi observé ne soit pas expliqué par la composition du quartier mais plutôt par un effet résiduel. C'est cet effet résiduel que l'on attribue au fait d'avoir l'étiquette "ZUS" et qui administre la preuve d'un potentiel processus de discrimination.

Pour cela, nous avons recours aux méthodes d'appariement sur le score de propension afin de (1) comparer les effets de vivre dans un quartier "défavorisé" sur les performances de deux groupes d'individus équivalents, mais se distinguant par leur lieu de résidence situé en ZUS ou non et (2) comparer les effets d'un signal "ZUS" sur les performances de deux groupes d'individus issus des quartiers les plus "défavorisés", mais se distinguant par le fait que certains quartiers sont étiquetés ZUS et d'autres non. Nos résultats plaident majoritairement pour l'existence d'un effet négatif de l'appartenance à une ZUS comparativement aux autres quartiers (qu'ils soient "défavorisés" ou non), mais également d'un effet négatif de cette étiquette "ZUS" sur un sous-échantillon de jeunes issus des quartiers les plus "défavorisés". La prise en compte de l'endogénéité du lieu de résidence tend à atténuer les effets observés.

Toutefois, l'analyse développée dans cette section ne permet que de mesurer imparfaitement l'existence ou non d'un problème de discrimination territoriale. Les individus que nous comparons ne sont pas parfaitement similaires. Ils ne le sont que sur leur probabilité d'habiter en ZUS mais non sur l'ensemble de leurs caractéristiques observables et inobservables. Les quartiers identifiés, qu'ils aient une ZUS ou non, ont des caractéristiques proches mais des différences peuvent encore subsister qui peuvent fragiliser la preuve du processus de discrimination. Dans la seconde section, nous nous appuyons sur une expérience contrôlée pour vérifier l'existence ou non de la discrimination territoriale en France. Comme nous le verrons, ce procédé "protège" d'un certain nombre de défauts susceptibles de biaiser l'analyse.

4.2 Évaluer la discrimination territoriale : une expérience contrôlée en Ile-de-France

Comme nous l'avons montré à plusieurs reprises, le lieu de résidence peut avoir un effet déterminant sur l'accès à l'emploi. Ce constat a été confirmé par de nombreux travaux qui mettent en avant une grande variété de mécanismes : Gobillon et Selod (2007), Gobillon *et al.* (2001), Dujardin et Goffette-Nagot (2007) sur données françaises ; Cutler et Gleaser (1997), Vartanian (1999), Weinberg *et al.* (2004), Rospabe et Selod (2006), Galster *et al.* (2007a), Dujardin *et al.*, 2008 etc. sur données étrangères. Les travaux qui tentent de mesurer un effet propre du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi mobilisent bien souvent des données non expérimentales issues d'enquêtes ou de sources administratives et sont confrontés à une difficulté classique de mesure : les personnes qui habitent dans des quartiers "défavorisés" ont des caractéristiques particulières qui peuvent influencer leur capacité à obtenir un emploi. Certaines de ces caractéristiques sont observables dans les sources statistiques existantes, par exemple l'âge, le sexe ou le niveau de diplôme, mais d'autres ne sont pas observables, par exemple la motivation intrinsèque de la personne et sa volonté de participer au marché du travail. Or, si l'on ne prend pas en compte l'effet de ces caractéristiques, l'analyse causale risque d'être biaisée. Parmi les différentes stratégies existantes, l'approche expérimentale peut permettre de contrôler complètement l'hétérogénéité inobservée et de mesurer un effet *toutes choses égales par ailleurs*.

L'objet de cette section est précisément de proposer une mesure expérimentale des effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi. Notre objectif est non seulement de mesurer un effet *toutes choses égales par ailleurs*, mais aussi de vérifier si cet effet est différent pour certaines sous-populations. Pour y parvenir, nous avons effectué un *testing* qui consiste à fabriquer artificiellement deux candidatures écrites (CV et lettres de motivation) d'un couple de candidats. Les deux candidatures sont en tous points similaires, à l'exception d'une caractéristique *a priori* non productive (par exemple, le sexe du candidat). On envoie ces deux candidatures en réponse aux mêmes offres d'emploi dans les mêmes entreprises. On examine ensuite si les deux candidats ont un accès comparable aux entretiens d'embauche. Un *testing* se déroule autour de deux axes : le respect du principe de profils de candidats équivalents et la crédibilité des candidatures. Les économistes anglo-saxons ont recours à cette méthodologie depuis une trentaine d'années pour mesurer la discrimination à l'embauche (Riach et Rich, 2002).

La majorité des testings conduits en France ou à l'étranger ont examiné de façon distincte l'effet du sexe, l'effet de l'origine ou de la couleur de peau. Les effets croisés n'ont, quant à eux, pas été évalués. A notre connaissance, un seul *testing* a examiné des effets croisés en mesurant les effets de l'origine et du fait de résider dans une ville comportant une ou plusieurs ZUS (Duguet *et al.*, 2011). Les candidats étaient toutefois tous des hommes, relativement peu qualifiés (niveaux BAC et BAC+2). Une dimension supplémentaire était prise en compte dans cette étude : la discrimination à l'embauche selon la consonance française ou marocaine des prénoms et noms, et la combinaison des deux (prénom à consonance française associé à un nom à consonance marocaine).

Nous nous intéressons à la discrimination territoriale en Ile-de-France. Nous cherchons à vérifier les effets de la localisation géographique sur les chances d'accès à l'emploi. Les recherches en économie urbaine et spatiale exposent généralement quatre grands types d'explications, qui ne sont pas mutuellement exclusifs, pour interpréter les disparités locales d'accès à l'emploi : une inadéquation entre la structure des qualifications offertes et demandées localement, connue sous le nom de *Skill Mismatch* (Carlson et Theodore, 1995 ; Danziger et Holzer, 1997 ; Gordon, 2002 etc.) ; des problèmes de distance physique aux emplois (Kain, 1968, 1992 ; Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990, 1991 ; Gobillon *et al.*, 2007 etc.) ; des effets de composition dans la population locale qui peuvent être amplifiés par des effets de ségrégation résidentielle (Wilson, 1987 ; Crane, 1991 ; Galster, 2008 etc.) ; Enfin, ces disparités peuvent être la conséquence de comportements discriminatoires envers certains territoires et l'on parle alors de discrimination territoriale. Ces explications se révèlent parfois concurrentes, parfois complémentaires. Elles insistent tantôt sur le côté offre de travail (effet de composition/ségrégation), tantôt sur le côté demande de travail (discrimination territoriale) ou encore les deux simultanément d'un point de vue quantitatif ou qualitatif (*Spatial et Skill mismatches*). L'objectif de la présente section est de vérifier et de mesurer de façon spécifique l'ampleur des discriminations territoriales en se donnant un protocole d'évaluation sur données expérimentales permettant de neutraliser les autres dimensions.

Par rapport à l'ensemble des travaux antérieurs dans le domaine de la mesure des discriminations, nous innovons dans deux directions. Premièrement, nous nous concentrons sur le cas des jeunes franciliens avec des niveaux d'études élevés, de type Master 2. Les études antérieures sur les jeunes d'Ile-de-France avaient retenu des niveaux de qualifications inférieurs, de type BEP, BAC ou BAC+2 (Duguet et Petit, 2005 et Duguet *et al.*, 2011). Il est pertinent d'ob-

server des niveaux de qualification plus élevés, parce que, si l'on prend le cas des inégalités salariales entre les hommes et les femmes, c'est à ces niveaux que les femmes voient leurs possibilités de carrières et d'accès à des postes de cadres se réduire par rapport aux hommes. Un résultat similaire est obtenu sur les salariés d'origine étrangère (Aeberhardt et Pouget, 2009). En limitant notre champ d'observation aux titulaires d'un diplôme BAC+5, nous sommes aussi en mesure d'examiner si la discrimination à l'embauche contribue à expliquer le "plafond de verre" pour l'accès aux postes d'encadrement¹⁵. On retient une profession qualifiée et en tension pour laquelle il est *a priori* plus difficile d'observer des discriminations : les développeurs informatiques.

Deuxièmement, un angle méthodologique innovant du présent travail est de se donner les moyens de mesurer des formes de discriminations conditionnelles, qui combinent plusieurs dimensions. Tout d'abord, notre recherche consiste à examiner des effets croisés qui n'ont pas été observés jusqu'à présent. On s'intéresse aux liens entre le sexe, le lieu de résidence et l'origine. Par exemple, l'idée n'est pas seulement de prendre la mesure des difficultés relatives des femmes pour accéder à un emploi, mais aussi de mesurer si ces difficultés relatives sont les mêmes selon l'origine et si elles dépendent ou non de la réputation du lieu de résidence. Ensuite, nous examinons l'effet des caractéristiques du poste à pourvoir et de l'entreprise qui offre le poste sur l'ampleur de la discrimination à l'embauche.

Dans cette section, nous exposons les résultats d'une campagne de *testing* visant à évaluer l'ampleur de la discrimination à l'embauche selon que les candidats résident dans une ville d'Ile-de-France réputée favorisée (Enghien-les-Bains), une ville réputée défavorisée ayant connu des émeutes médiatisées ces dernières années (Villiers-le-Bel), une ville réputée défavorisée n'ayant pas connu d'émeute médiatisée ces dernières années (Sarcelles). Ces trois communes sont situées dans le même département (Val-d'Oise) et à distances équivalentes du centre de Paris. Dans les deux communes considérées comme défavorisées, plus de 60% des habitants résident en Zones Urbaines Sensibles (ZUS) et les résidents inscrits à Pôle Emploi ont une probabilité de sortie du chômage très inférieure à la moyenne en Ile-de-France. Dans chacune de ces trois villes ont été localisés 4 candidats fictifs (un candidat et une candidate ayant un prénom et un nom à consonance française et un candidat et une candidate ayant un prénom et un nom à consonance marocaine). Ces 12 candidatures, parfaitement similaires,

15. L'image du "plafond de verre" est souvent avancée pour illustrer le fait que certains groupes démographiques (tels que les femmes ou les individus d'origine étrangère) accèdent moins souvent aux emplois les plus rémunérateurs. Ils ont les compétences nécessaires, mais l'existence de barrières "invisibles" freine leur progression.

ont été envoyées simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi de développeur informatique (BAC+5) dans toute l'Ile-de-France. Ce protocole permet d'évaluer la discrimination territoriale à l'embauche et sa variabilité selon le sexe et l'origine.

Dans la première sous-section (SOUS-SECTION 4.2.1), nous exposons le protocole suivi pour collecter les données. Dans la seconde (SOUS-SECTION 4.2.2), nous présentons les résultats.

4.2.1 Collecte des données

Les données utilisées dans pour rendre compte de la discrimination à l'embauche sont expérimentales. Elles ont été construites en utilisant la méthode du *testing*. L'expérience a consisté à envoyer un grand nombre de candidatures construites de toutes pièces, en réponse à un échantillon d'offres d'emploi disponibles fin 2008-début 2009. Dans cette section, nous présentons en détail la façon dont les données ont été construites.

4.2.1.1 Détails sur le protocole

Test d'accès aux entretiens d'embauche

Nous avons réalisé un simple test d'accès aux entretiens d'embauche. Aucun candidat n'a été envoyé à des entretiens. Deux raisons méthodologiques expliquent ce choix. Premièrement, envoyer des candidats physiquement aux entretiens conduit à introduire des biais liés à l'appréciation subjective du physique ou de la personnalité des candidats par les recruteurs ; Or ce biais inévitable est inobservable par les chercheurs et de fait incontrôlable, ce qui conduit donc à fournir une mesure biaisée de la discrimination à l'embauche. Nous considérons que dans la mesure où l'organisation d'entretiens génère un coût pour le recruteur, celui-ci ne convoquera en entretien que les candidats qui ont effectivement une chance d'obtenir le poste. Ainsi, nous supposons qu'un éventuel comportement discriminatoire de l'employeur se manifeste lors de la sélection des candidatures écrites qui feront l'objet d'un entretien (les facteurs potentiellement discriminants que sont le sexe, l'origine, le lieu de résidence, la mobilité apparaissant explicitement sur le curriculum vitae)¹⁶. Notons que les candidatures écrites sont dépourvues de photographie. Deuxièmement, la procédure de collecte des données est allégée, de sorte

16. Dans la plupart des études d'audit par couples, qui ont examiné les deux phases (accès aux entretiens, puis passage des entretiens par des candidats fictifs), la discrimination apparaît dès l'accès aux entretiens d'embauche (Kenney et Wissoker, 1994 ; Neumark *et al.*, 1996 ; BIT, 2007).

qu'en un temps donné (inférieur à 2 mois dans le cas présent), nous sommes en mesure de constituer un échantillon de taille plus conséquente (plus de 300 offres d'emplois testées).

Choix d'une profession en tension

Le Fichier Historique Statistique de Pôle Emploi (FHS) a été utilisé pour sélectionner la profession retenue dans le *testing*. Le fichier mobilisé est celui des demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE en 2003 suivis jusqu'en décembre 2006. Le critère de sélection a été le suivant : nous avons retenu une profession qualifiée pour laquelle l'effectif des chômeurs en Ile-de-France est important et pour laquelle la probabilité de sortie du chômage avant douze mois est élevée. Retenir une profession dont les effectifs sont importants parmi les demandeurs d'emploi permet de limiter la probabilité de détection lorsque l'on envoie simultanément un grand nombre de CV. Choisir une profession en tension permet de limiter le nombre de refus des employeurs, indépendamment de toute discrimination. Cette précaution méthodologique s'est avérée particulièrement utile dans un contexte de récession économique. Néanmoins, les taux de succès élevés des candidats à l'embauche dans une profession en tension ont une contrepartie du point de vue des discriminations : l'accès à l'emploi est moins sélectif et il est donc plus difficile d'observer des discriminations à l'embauche pour ce type de profession. La profession retenue est celle des développeurs informatiques.

CV parfaitement similaires, crédibles et expertisés

Les candidatures qui ont été envoyées en réponse aux mêmes offres d'emploi sont parfaitement similaires en termes de caractéristiques productives. Les candidatures sont similaires en termes de diplômes, de parcours professionnel et d'expériences (tant d'un point de vue quantitatif que qualitatif). Les candidats ont ainsi les mêmes compétences informatiques et linguistiques. Aucun n'affiche de période de chômage : ils sont en emploi lorsqu'ils candidatent¹⁷. Ces candidatures sont par ailleurs crédibles sur les professions ciblées. Elles ont été expertisées et validées par des professionnels reconnus du domaine : ces expertises assurent que les candidatures sont similaires, réalistes et pertinentes.

Puisque ces candidatures ont été envoyées simultanément en réponse aux mêmes offres d'emploi, elles devaient comporter des éléments de différenciation. Ces différences portent sur la présentation des CV : type de police d'écriture, taille de la police, mise en page, tout

17. Les CV indiquent que les candidats sont en contrat à durée déterminée au moment où ils postulent aux offres d'emplois. Le contrat a une durée affichée de sept ou huit mois et a commencé en septembre 2008 (soit au moins trois mois avant la période où les CV sont envoyés).

en demeurant standard. Les candidats affichent une expérience acquise dans des entreprises réelles ; celles-ci sont différentes mais comparables (en termes d'activité, de taille). Les loisirs des candidats sont également différents, tout en étant très standards et impersonnels (sport, cinéma, lecture, musique, etc.). Les courriers succincts accompagnant le CV étaient également formulés différemment, tout en restant standard. Une adresse postale, un numéro de téléphone portable et une adresse électronique ont été attribués à chaque candidat.

Permutation régulière des CV, envoi aux mêmes offres

Pour éviter que le style ou le contenu d'une candidature particulière n'influence systématiquement le choix des entreprises pour un candidat particulier (et ce, malgré les précautions prises lors de la construction des candidatures), nous avons mis en place un système de permutation aléatoire des CV entre les identités des candidats fictifs. Les supports ont ainsi été alternés entre les candidats. Les candidatures à une même offre d'emploi ont été envoyées le jour même de la diffusion de l'offre sur Internet, à quelques minutes d'intervalle les unes des autres, par courrier électronique émanant de la boîte mail de chaque candidat. La réponse est considérée positive lorsque le recruteur convie le candidat à un entretien ou qu'il se manifeste pour obtenir plus de renseignements sur sa situation présente ou ses qualifications. En revanche, la réponse est considérée comme négative si le recruteur rejette formellement la candidature ou s'il n'y répond pas.

4.2.1.2 Caractéristiques des candidats

Caractéristiques individuelles des 12 candidats fictifs

12 CV de jeunes développeurs informatique BAC+5 parfaitement similaires ont été construits. Ils se distinguent uniquement par le sexe du candidat, l'origine affichée et le lieu de résidence. Les 12 candidats fictifs font explicitement état de leur nationalité française sur leur CV ; leur prénom et leur nom signalent leur sexe et leur origine. Les prénoms affectés sont les plus courants à l'année de naissance des candidats (1983) et les noms associés à une origine particulière (française ou marocaine) figurent parmi les plus répandus. Les candidats résident à Enghien-les-Bains, Villiers-le-Bel et Sarcelles. Ces trois villes sont dans le département du Val-d'Oise (95), ce qui neutralise un éventuel effet de signal départemental, et sont situées à égales distances de Paris en temps de transport, ce qui neutralise un éventuel effet distance à l'emploi (Sarcelles et Villiers-le-Bel sont par ailleurs contigües). Le choix de ces villes se

justifie par les statistiques présentées dans le TABLEAU 4.11. Plusieurs indicateurs suggèrent que les villes de Sarcelles et de Villiers-le-Bel peuvent être considérées comme défavorisées relativement à Enghien-les-Bains :

- Les taux de sortie du chômage pour motif de reprise d'emploi sont plus faibles à Sarcelles et Villiers-le-Bel.
- Les parts d'individus dépourvus de diplôme sont plus élevées à Sarcelles et Villiers-le-Bel.
- Les taux de chômage sont plus importants à Sarcelles et Villiers-le-Bel.
- Les résidents en Zones Urbaines Sensibles sont plus nombreux à Sarcelles et Villiers-le-Bel dont ils représentent plus de 60% de la population (la commune de Sarcelles comporte trois ZUS, celle de Villiers-le-Bel deux ZUS, alors que la commune d'Enghien-les-Bains ne comporte, quant à elle, aucune ZUS).
- Les individus résidant à Enghien-les-Bains ont un revenu fiscal plus important.

Tableau 4.11 – Statistiques relatives aux trois communes

	Enghien-les-Bains	Sarcelles	Villiers-le-Bel
Taux de sortie bruts du chômage en 2006	37,36	32,85	32,31
Taux de sortie nets du chômage en 2006	34,92	30,5	31,78
Part des individus sans diplôme en 1999	7,84	23,74	24,95
Taux de chômage en 1999	9,4	20,88	18,99
Population totale en ZUS	0	46030	15982
Part de la population de la commune en ZUS	0	79,57	61,13
Médiane du Revenu fiscal des ménages en 2006	26441	11036	11575

Sources : Estimations SOLSTICE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi et RP 1999.

Lecture : Les "taux de sortie bruts du chômage" correspondent aux taux de sortie du chômage effectifs de la localité ayant pour motif une reprise d'emploi. Les "taux de sortie nets du chômage" sont, quant à eux, établis en calculant les taux de sortie du chômage que la localité aurait si ses demandeurs d'emploi avaient la même structure que celle de la région Ile-de-France.

La distinction entre les communes de Villiers-le-Bel et Sarcelles tient au fait que Villiers-le-Bel a connu en 2007 des émeutes urbaines très médiatisées¹⁸. L'ensemble des reprises médiatiques, à la télévision ou dans la presse, a pu contribuer à dégrader le signal envoyé par le lieu de résidence à d'éventuels employeurs. C'est ce type d'effet de signal que l'on souhaite évaluer en comparant les taux d'accès aux entretiens d'embauche de Sarcelles et de Villiers-le-Bel.

18. Les émeutes urbaines de 2007 ont eu comme point de départ la commune de Villiers-le-Bel. Pendant deux jours, du 25 au 27 novembre 2007, plusieurs centaines d'individus ont affronté les forces de l'ordre, après la mort de deux adolescents, de 15 et 16 ans, renversés en mini moto par une voiture de police aux environs de 17 heures le dimanche 25 novembre. Durant ces événements très médiatisés, des armes à feu ont été utilisées par les émeutiers, 81 tirs ont été recensés. Le bilan final du côté des forces de l'ordre fait état de 150 policiers blessés.

Les adresses de résidence des candidats habitant Villiers-le-Bel et Sarcelles sont situées hors ZUS, l'objectif étant de tester l'effet de la commune de résidence et non l'effet de déclarer une résidence en ZUS. Dans chacune de ces trois villes ont été localisés 4 candidats fictifs (un candidat et une candidate ayant un prénom et un nom à consonance française et un candidat et une candidate de nationalité française ayant un prénom et un nom à consonance marocaine). Les caractéristiques individuelles des 12 candidats fictifs sont présentées dans le TABLEAU 4.12.

Tableau 4.12 – Nom et prénom des 12 candidats

Candidats affectés aux offres d'emploi	Commune de résidence
Guillaume MARTIN	Villiers-le-Bel
Laëtitia ROUX	
Karim KHALIS	
Nora BELKACEM	
Jérôme THOMAS	Sarcelles
Delphine RICHARD	
Youssuf BENCHARGUI	
Yasmina BRAHIMI	
Frédéric SIMON	Enghien-les-Bains
Emilie DURAND	
Ahmed CHARBIT	
Dalila CHETTOUH	

Les 12 candidats affichent leur âge (25 ans), leur nationalité française et leur situation familiale (célibataire sans enfant) sur leur CV.

Caractéristiques productives des 12 candidats fictifs

Ces 12 candidats ont suivi le même parcours scolaire puis universitaire : un baccalauréat série scientifique, puis une licence d'informatique et enfin un Master informatique obtenu dans l'une des universités de la région Ile-de-France suivantes : Universités d'Evry-Val d'Essonne, Paris Sud, Paris VI Pierre et Marie Curie, Paris VII Diderot, Paris VIII Vincennes Saint-Denis, Paris XII Val de Marne, Paris XIII, Versailles Saint-Quentin et Marne la Vallée.

Les descriptifs de stages en cours de formation et du poste occupé depuis l'entrée sur le marché du travail ont été choisis de façon à compenser les éventuelles différences de spécialités entre les masters suivis. Au final, leur formation et leur expérience confèrent aux 12 candidats des profils équivalents et polyvalents en termes de compétences. Ils affichent tous les mêmes compétences informatiques sur leur CV :

- *Programmation* : C, C#, C++, Java, XML, SCILAB, PHP, .net, J2EE.
- *Environnements* : Unix, LINUX, WINDOWS.

- *Développement Web* : Ajax, Web.2, HTML, Javascript, .NET, GWT, RAILS, SPIP.
- *Bases de données* : SQL-Server, TSQL, MySQL.
- *Gestion de projets* : UML, MERISE, Rational Rose.
- *Protocoles TCP/IP, SSH, FTP.*

Dans le cadre de leur Master, les candidats fictifs ont effectué plusieurs mois de stages (en M1 et en M2). A l'issue de leur stage de M2, les 12 candidats fictifs ont tous été recrutés dans l'entreprise qui les avait accueillis en cours de formation. Ils ont depuis accumulé deux ans d'expérience de concepteur-développeur dans cette entreprise. Ils postulent sur le même type de poste qui suppose souvent l'encadrement d'une équipe.

4.2.1.3 Déroulement du recrutement et profil de recruteurs

Trois types de recruteurs proposent des offres d'emploi d'informaticiens BAC+5 : des entreprises finales (appartenant à un secteur d'activité autre que l'informatique), des SSII (Sociétés de services en ingénierie informatique) et des cabinets de recrutement/chasseurs de têtes. Ces recruteurs utilisent uniquement internet pour diffuser leurs offres d'emploi. Les sites *monster.fr*, *apcc.fr*, *cadreemploi.fr*, *lesjeudis.fr*, *pole-emploi.fr* ont quotidiennement été consultés pour collecter et répondre aux offres d'emploi entrant dans le champ du *testing*.

Toutes les offres d'emploi de développeur à temps complet, en CDD ou CDI, localisées en Ile-de-France entraient dans le champ de l'étude. Nous avons testé toutes celles portées à notre connaissance entre mi décembre 2008 et fin janvier 2009. Au total 307 offres ont été testées, ce qui correspond à l'envoi de 3684 candidatures (12x307).

Pour chaque offre d'emploi testée, nous disposons de nombreuses variables pouvant potentiellement expliquer une discrimination conditionnelle : celles qui sont relatives au *testing* lui-même, celles qui sont relatives au poste à pourvoir et celles qui sont relatives à l'entreprise qui offre le poste. Ces variables, présentées dans le TABLEAU 4.13, sont renseignées sur la base des informations disponibles sur l'offre d'emploi et sur la base d'appariements avec des fichiers administratifs.

Plusieurs éléments peuvent nous laisser penser que si le risque de détection existe, il est toutefois contenu. Un indicateur intéressant est le nombre de candidatures par offre, fourni par l'APEC. A la fin du quatrième trimestre 2008, le nombre moyen de candidatures reçues sur une offre d'emploi de cadre dans l'informatique était de 32 (ensemble du territoire national).

Tableau 4.13 – Variables potentiellement explicatives d’une discrimination conditionnelle

Type de variables	Variables	Sources mobilisées
Variables relatives au <i>testing</i>	Site sur lequel l’offre est parue Date de l’envoi de candidature Réponse du recruteur CV utilisé (cf. permutations)	Offre d’emploi
Variables relatives au poste offert	Type de contrat offert (CDD, CDI) Expérience exigée Diplôme exigé Salaire négociable ou non Niveau du salaire offert Localisation du poste	Offre d’emploi
Caract. relatives à l’entreprise offrant le poste	Sexe du recruteur Effectif Appartenance à un groupe Chiffre d’affaire NAF-APE Secteur d’activité	Base SIREN de l’INSEE
Caract. de la ville du poste	Part d’étrangers hors UE Structure de la population par âge Nombre de ZUS Pop. act. en ZUS / pop.act. Probabilité de sortie du chômage Déciles de revenus fiscaux % pers. qui payent impôt sur le revenu % pers. qui payent l’ISF	Recensement 1999 INSEE Solstice Ministère des Finances
Transports empruntés et durée trajets domicile/travail	Lignes utilisées pour effectuer le trajet Ligne sur laquelle se situe le poste Durée totale en transport par la route	Ratp.fr Mappy.fr Matrices DREIF

Ce chiffre indiquerait qu’en moyenne, les CV de notre *testing* représentaient plus d’un tiers des CV reçu par un employeur pour une offre donnée. Cette proportion est en fait beaucoup plus faible. En effet, la région Ile-de-France est la plus attractive pour l’offre de travail dans ce secteur. Il est très probable que le nombre moyen de candidatures reçues sur une offre d’emploi excède largement 32 dans cette région.

4.2.2 Résultats

Nous présentons dans cette section les principaux résultats statistiques issus de l’exploitation de la campagne de *testing*. Des résultats complémentaires relatifs à la discrimination conditionnelle sont présentés dans l’ANNEXE 4.8. Les méthodes statistiques et économétriques utilisées sont décrites dans l’ANNEXE 4.9. Dans la SOUS-SECTION 4.2.2.1 nous présentons les résultats sur la discrimination globale, tandis que dans la SOUS-SECTION 4.2.2.2 nous présentons

des résultats relatifs à la discrimination conditionnelle (certaines caractéristiques des candidats, du poste à pourvoir, de la firme offrant le poste peuvent influencer sur la discrimination à l'embauche).

4.2.2.1 Mesures de la discrimination globale

Le Premier tableau (TABLEAU 4.14) présente les taux de succès pour chacune des communes considérées dans l'analyse. Parmi les 3 684 candidatures réparties entre les douze candidats (307 X 12), un tiers correspond à des candidats de Villiers-le-Bel, un tiers à des candidats de Sarcelles et un tiers à des candidats d'Enghien-les-Bains. Nous comparons les taux de succès pour ces 3 684 candidatures selon le lieu de résidence des candidats. Nous observons immédiatement que ceux de la commune d'Enghien-les-Bains réputée comme la plus favorisée sont ceux qui ont le plus de chances d'accéder à un entretien d'embauche. Une candidature sur cinq (20,4%) de cette commune est acceptée pour un entretien. Comme nous pouvions nous y attendre, Sarcelles et Villiers-le-Bel sont beaucoup moins favorables. Ces communes représentent des taux de succès respectifs de 17,3% et 17,6%. Les statistiques ne semblent pas révéler un effet plus défavorable de résider à Villiers-le-Bel par rapport à Sarcelles, comme le suggéraient les signaux envoyés par ces communes.

Tableau 4.14 – Taux bruts de succès selon la commune de résidence

Villes	Taux de réponses	IC de niveau 95%	
Villiers-le-Bel	17,6%	15,5%	19,7%
Sarcelles	17,3%	15,2%	19,5%
Enghien-les-Bains	20,4%	18,1%	22,6%
Observations	3 684		
Villes	Répartition des réponses favorables	IC de niveau 95%	
Villiers-le-Bel	31,8%	28,3%	35,3%
Sarcelles	31,4%	27,9%	34,9%
Enghien-les-Bains	36,8%	33,2%	40,4%
Observations	1 324		

Lecture : La première colonne représente le pourcentage d'offres pour lesquelles les candidats fictifs du *testing* ont reçu au moins une réponse favorable.

Lorsque l'on s'intéresse à la répartition des candidatures acceptées, nous retrouvons les mêmes inégalités. Près de 37% des offres acceptées sont des offres de candidats d'Enghien-les-Bains. Tandis que Sarcelles et Villiers-le-Bel affichent des pourcentages inférieurs à 32%. Ces premiers résultats suggèrent quand même que le lieu de résidence peut être source de discrimination sur le marché du travail. En revanche, ils ne semblent pas montrer un effet

plus défavorable de provenir d'une commune ayant connue des émeutes. Si les recruteurs distinguent entre les bonnes et mauvaises communes, ils n'ont pas l'air de distinguer le degré de problème rencontré parmi les plus mauvaises. La suite de notre analyse regarde ce qu'il en est lorsque nous prenons en compte les différences entre hommes ou femmes et entre les français et les français d'origine marocaine. Il est en effet possible que le lieu de résidence ait des effets différenciés selon ces caractéristiques.

Le TABLEAU 4.15 présente les taux de succès pour chaque profil pour les mêmes offres d'emploi. Sur l'ensemble des candidatures envoyées, plus de la moitié (52,1%) ont reçu au moins une réponse favorable, ce qui traduit la forte tension sur ce marché du travail (informaticiens BAC+5).

Parmi les candidat(e)s d'origine française, les hommes résidant à Sarcelles et les femmes résidant à Enghien-les-Bains ou à Sarcelles connaissent les plus forts taux de réussite (respectivement 19,9%, 22,5% et 22,1%). A l'inverse, les hommes qui résident à Enghien-les-Bains ou à Villiers-le-Bel connaissent un taux de réussite plus faible (respectivement 16,9% et 18,6%), ainsi que les femmes qui résident à Villiers-le-Bel (17,9%). Parmi les candidat(e)s d'origine marocaine, les femmes résidant à Enghien-les-Bains connaissent le plus fort taux de réussite (19,5%), ainsi que les hommes qui résident à Enghien-les-Bains ou Sarcelles (respectivement 18,6% et 19,2%). Les candidats et candidates d'origine marocaine qui connaissent les plus faibles taux d'invitation à un entretien sont les hommes résidant à Villiers-le-Bel (17,3%), ainsi que les femmes résidant soit à Sarcelles (13,7%) soit à Villiers-le-Bel (15%).

Tableau 4.15 – Taux bruts de succès sur les mêmes offres d'emploi

	Taux de réponses favorables	Student	IC de niveau 90%	
			Borne inf.	Borne sup.
Origine française				
<i>Femmes :</i>				
Enghien-les-Bains	22,5%**	9,39	18,60%	26,40%
Sarcelles	22,1%**	9,31	18,20%	26,10%
Villiers-le-Bel	17,9%**	8,23	14,30%	21,50%
<i>Hommes :</i>				
Enghien-les-Bains	16,9%**	7,95	13,40%	20,50%
Sarcelles	19,9%**	8,76	16,30%	23,80%
Villiers-le-Bel	18,6%**	8,4	15,00%	22,10%
Origine marocaine				
<i>Femmes :</i>				
Enghien-les-Bains	19,5%**	8,71	16,00%	23,10%
Sarcelles	13,7%**	6,96	10,40%	16,90%
Villiers-le-Bel	15,0%**	7,31	11,70%	18,20%
<i>Hommes :</i>				
Enghien-les-Bains	18,6%**	8,45	15,00%	22,10%
Sarcelles	19,2%**	8,58	15,60%	23,10%
Villiers-le-Bel	17,3%**	7,96	13,70%	20,80%
Tx de réponse en nb d'offres		52.1%		

Lecture : La première colonne représente le pourcentage d'offres pour lesquelles les candidats fictifs du *testing* ont reçu au moins une réponse favorable.

Notes : Les statistiques de *Student* et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du *bootstrap* réalisée sur 10 000 tirages. * significatif au seuil de 10% ; ** : significatif au seuil de 5%.

4.2.2.2 Mesures de la discrimination conditionnelle

L'origine marocaine n'est pas systématiquement discriminante pour les hommes

Pour la plupart des communes de résidence, l'origine marocaine n'apparaît pas systématiquement discriminante pour les hommes (TABLEAU 4.16). On constatait dans le TABLEAU 4.15 qu'une origine française augmentait les chances de succès pour tous les profils, à l'exception des hommes résidant à Enghien-les-Bains. On constate désormais qu'aucun de ces écarts n'est statistiquement significatif : aucune discrimination significative n'apparaît pour les hommes. Il faut souligner à nouveau que nous avons retenu une profession en tension pour laquelle les discriminations sont *a priori* difficiles à observer, puisqu'il peut être très coûteux pour un employeur de discriminer sur un marché du travail où les candidats sont rares relativement aux offres d'emploi. Nous nous sommes placés volontairement sur un terrain peu propice aux discriminations à l'embauche.

L'origine marocaine réduit toutefois les chances de succès des habitant(e)s de Sarcelles

Si globalement l'origine marocaine n'est pas un facteur discriminant pour les hommes, qu'ils résident à Sarcelles, Villiers-le-Bel ou Enghien-les-Bains, ce résultat moyen cache toutefois un effet de composition : parmi les hommes résidant à Sarcelles, le candidat d'origine marocaine a moins de chances que le candidat d'origine française d'obtenir un entretien pour un poste en contrat à durée indéterminée (ANNEXE 4.8, TABLEAU 4.33). Parmi les femmes résidant à Sarcelles, les candidates d'origine marocaine sont également pénalisées par rapport aux candidates d'origine française : elles ont significativement moins de chances d'obtenir un entretien d'embauche (-8,5 points).

Une discrimination à l'encontre des femmes parmi les candidats d'origine marocaine résidant à Sarcelles et en faveur des femmes parmi les candidats d'origine française résidant à Enghien

Nous comparons l'accès aux entretiens d'embauche des hommes et des femmes, à lieu de résidence et origine donnés. Les femmes d'origine française résidant à Enghien-les-Bains font l'objet d'une discrimination inversée par rapport aux hommes de même origine. L'écart en leur faveur est de +5,5 points. Au contraire, les femmes d'origine marocaine résidant à Sarcelles ont moins de chances que les hommes d'origine marocaine d'obtenir un entretien d'embauche (-5,5 points).

Une discrimination territoriale affectant seulement les femmes

Nous examinons l'effet du lieu de résidence sur les mêmes offres d'emploi, en considérant tout d'abord la situation d'Enghien-les-Bains comme référence. Nous trouvons des effets significatifs du lieu de résidence, mais uniquement pour les femmes. Plus précisément, nous trouvons trois effets significatifs : la discrimination existe pour les femmes d'origine française résidant à Villiers-le-Bel (-4,6 points), ainsi que pour les femmes d'origine marocaine, qu'elles résident à Sarcelles (-5,9 points) ou à Villiers-le-Bel (-4,6 points). Globalement, seules les femmes semblent donc être pénalisées lorsqu'elles résident à Villiers-le-Bel ou Sarcelles plutôt qu'à Enghien-les-Bains.

Un effet "Villiers-le-Bel" à l'encontre des femmes d'origine française

Nous comparons enfin la discrimination à l'encontre des habitants de Villiers-le-Bel relativement à ceux qui résident à Sarcelles. Nous trouvons que seules les femmes d'origine française pâtissent de cette discrimination territoriale. Ainsi les chances d'accès à un entretien d'embauche d'une femme d'origine française sont de 4,2 points inférieures si elle réside à Villiers-

le-Bel plutôt qu'à Sarcelles.

L'analyse que nous avons menée dans le TABLEAU 4.16 permet de contrôler les caractéristiques des candidat(e)s mais pas des entreprises ou des offres d'emploi. Nous avons donc mené des régressions supplémentaires afin de purger les écarts obtenus des caractéristiques des entreprises et des offres, comme expliqué dans l'ANNEXE 4.9. Ceci nous permet de calculer des coefficients de discriminations corrigés, présentés dans le TABLEAU 4.17. Tous les résultats précédents restent valables. La plus forte correction concerne la discrimination à l'encontre des femmes d'origine marocaine résidant à Sarcelles : elle passe de 8.5% à 7.7% après correction, ce qui n'affecte pas nos résultats de manière importante.

Tableau 4.16 – Différences de taux de succès sur les mêmes offres

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	Écart (en points de %)	Student	IC de niveau 90%	
			Borne inf.	Borne sup.
Effet de l'origine par genre et lieu de résidence (France-Maroc)				
<i>Femmes :</i>				
Enghien	2,9	1,25	-1	6,8
Sarcelles	8,5	3,66**	4,6	12,4
Villiers-le-Bel	2,9	1,28	-1	6,5
<i>Hommes :</i>				
Enghien	-1,6	0,69	-5,5	2,3
Sarcelles	0,7	0,24	-3,9	5,2
Villiers-le-Bel	1,3	0,54	-2,6	5,2
Effet du genre par origine et lieu de résidence (Homme-Femme)				
<i>France :</i>				
Enghien	-5,5	2,24**	-9,8	-1,6
Sarcelles	-2,3	0,84	-6,8	2,3
Villiers-le-Bel	0,7	0,29	-2,9	4,2
<i>Maroc :</i>				
Enghien	-1	0,42	-4,9	2,9
Sarcelles	5,5	2,33**	1,6	9,4
Villiers-le-Bel	2,3	0,9	-2	6,5
Effet de résidence dans une commune défavorisée par origine et genre (Enghien-les-Bains - Sarcelles)				
France, Femmes	0,3	0,13	-3,9	4,2
France, Hommes	-2,9	1,26	-6,8	0,7
Maroc, Femmes	5,9**	2,55	2	9,8
Maroc, Hommes	-0,7	0,28	-4,6	3,3
Effet de médiatisation pour une commune défavorisée par origine et genre (Sarcelles - Villiers-le-Bel)				
France, Femmes	4,2**	1,98	0,7	7,8
France, Hommes	1,3	0,6	-2,3	4,9
Maroc, Femmes	-1,3	0,55	-5,2	2,6
Maroc, Hommes	2	0,83	-2	5,9
Effet joint de médiatisation et de résidence dans une commune déf. par origine et genre (Enghien-les-Bains - Villiers-le-Bel)				
France, Femmes	4,6*	1,83	0,3	8,8
France, Hommes	-1,6	0,74	-5,2	2
Maroc, Femmes	4,6*	1,86	0,7	8,5
Maroc, Hommes	1,3	0,54	-2,6	5,2

Lecture : Les femmes d'origine française résidant à Sarcelles ont un taux de réussite plus élevé que les femmes d'origine marocaine résidant dans la même commune (+8.5%). La différence est significative au seuil de 5% (Student : 3.66).

Notes : Les statistiques de *Student* et les intervalles de confiance ont été calculés par la méthode du *bootstrap* réalisée sur 10 000 tirages. * significatif au seuil de 10% ; ** : significatif au seuil de 5%.

Tableau 4.17 – Coefficients de discrimination corrigés

Comparaisons 2 à 2 sur les mêmes offres	Différence (% points)	Student
Effet de l'origine par genre et lieu de résidence (France-Maroc)		
<i>Femmes :</i>		
Enghien	2,90%	1,27
Sarcelles	7,70%	3,76**
Villiers-le-Bel	2,90%	1,39
<i>Hommes :</i>		
Enghien	-1,30%	0,59
Sarcelles	0,60%	0,29
Villiers-le-Bel	1,10%	0,55
Effet du genre par origine et lieu de résidence (Homme-Femme)		
<i>France :</i>		
Enghien	-5,30%	2,20**
Sarcelles	-2,30%	1,03
Villiers-le-Bel	0,40%	0,2
<i>Maroc :</i>		
Enghien	-0,80%	0,42
Sarcelles	5,20%	2,32**
Villiers-le-Bel	2,50%	1,11
Effet de la résidence dans une commune défavorisée par origine et genre (Enghien-les-Bains - Sarcelles)		
France, Femmes	0,30%	0,16
France, Hommes	-2,30%	1,27
Maroc, Femmes	6,00%	2,81**
Maroc, Hommes	-0,60%	0,32
Effet de la médiatisation pour une commune défavorisée par origine et genre (Sarcelles - Villiers-le-Bel)		
France, Femmes	3,90%	2,12**
France, Hommes	1,20%	0,57
Maroc, Femmes	-1,10%	0,54
Maroc, Hommes	1,80%	0,78
Effet joint de médiatisation et de résidence dans une commune déf. par origine et genre (Enghien-les-Bains - Villiers-le-Bel)		
France, Femmes	4,30%	1,88*
France, Hommes	-1,10%	0,57
Maroc, Femmes	4,30%	2,12**
Maroc, Hommes	1,20%	0,56

Notes : Les coefficients de discrimination sont calculés à partir des régressions *probit* ordonnées présentées dans l'ANNEXE 4.9. Ils représentent le coefficient de discrimination au point moyen de l'échantillon, et peuvent s'interpréter comme dans le TABLEAU 4.16. * Significatif à 10% ; ** : Significatif à 5%.

Cette section a permis d'examiner les effets croisés de la réputation du lieu de résidence (Enghien-les-Bains, Sarcelles, Villiers-le-Bel), du sexe et de l'origine (française ou marocaine) sur la discrimination à l'embauche. Les évaluations sont réalisées sur des données expérimentales à l'aide d'un *testing* conduit entre décembre 2008 et janvier 2009 et ciblé sur la profession d'informaticiens BAC+5, en Ile-de-France. 12 CV similaires ont été construits et envoyés en réponses à 307 offres d'emploi dans toute l'Ile-de-France.

Nous trouvons trois résultats principaux. Premièrement, dans l'ensemble, pour l'accès aux entretiens d'embauche de cette profession en tension, l'origine marocaine n'apparaît pas systématiquement discriminante pour les hommes, quelle que soit leur commune de résidence. Toutefois lorsqu'ils résident à Sarcelles, les hommes d'origine marocaine ont de plus faibles chances que les hommes d'origine française d'accéder à un entretien d'embauche pour un poste en contrat à durée indéterminée. L'origine a également un effet sur l'accès aux entretiens d'embauche pour les femmes résidant à Sarcelles. Deuxièmement, le sexe des candidats exerce un effet distinct sur les chances de succès des candidats d'origine marocaine résidant à Sarcelles d'une part, et celles des candidats d'origine française résidant à Enghien-les-Bains d'autre part. Les femmes sont pénalisées dans le premier cas et au contraire favorisées par rapport aux hommes dans le second cas.

Troisièmement, nous trouvons une discrimination territoriale qui affecte exclusivement les femmes. Résider dans une commune défavorisée (Villiers-le-Bel ou à Sarcelles) plutôt que dans une commune favorisée (Enghien-les-Bains) réduit la probabilité d'une candidate d'accéder à un entretien d'embauche. Nous trouvons une pénalité plus importante au fait de résider à Villiers-le-Bel : les candidates d'origine française sont pénalisées lorsqu'elles vivent dans cette commune défavorisée qui a connu en 2007 des émeutes urbaines médiatisées, plutôt qu'à Sarcelles, commune également défavorisée mais qui a été moins médiatisée.

Ces résultats convergent pour témoigner de l'existence de discriminations à l'embauche à la fois selon l'origine, le sexe et le lieu de résidence. Même en se plaçant sur un terrain *a priori* peu propice aux discriminations, une profession qualifiée et en tension où la discrimination à l'embauche peut être excessivement coûteuse pour les employeurs qui la pratiquent, nous trouvons de multiples preuves statistiques de l'existence de formes conditionnelles de discrimination. Ces preuves sont robustes ; elles résistent si l'on diversifie les méthodes statistiques et si l'on intensifie les contrôles, en prenant en considération des variables caractérisant la nature des offres d'emploi. Elles permettent notamment de conclure à un effet spécifique et important du

lieu de résidence sur l'accès à l'emploi, indépendamment des caractéristiques individuelles de la personne, qui sont pleinement contrôlées par l'approche expérimentale.

Conclusion

Ce chapitre s'est focalisé sur le problème de discrimination territoriale en France, qui est l'un des mécanismes relatifs aux effets de quartier identifiés dans la littérature. Pour pouvoir démontrer l'existence de cette forme de discrimination, il importe de pouvoir isoler ce mécanisme des autres effets propres de la ségrégation résidentielle. Nous avons développé deux stratégies différents qui reposent pourtant sur le même fondement : (1) distinguer les effets de résider dans des quartiers similaires et dits "défavorisés" mais dont certains renvoient un signal plus négatif que d'autres ; (2) voir les conséquences que cela peut produire sur l'accès à l'emploi.

Dans la première section, nous avons montré que des individus qui habitaient dans des quartiers "défavorisés", mais dont certains étaient étiquetés ZUS et les autres non, connaissaient des inégalités en termes de performances sur le marché du travail. Les premiers connaissent une probabilité plus faible d'être en emploi, d'avoir un CDI ou de travailler à temps plein. L'existence de la discrimination territoriale est démontrée de manière subjective et objective. D'abord par l'observation d'une hausse du sentiment d'avoir été discriminé en raison de son adresse pour ceux qui habitent en ZUS. Ensuite, puisque nos individus habitent tous dans des quartiers "défavorisés", les différences observées sur le marché du travail ne peuvent s'expliquer par les caractéristiques plus ou moins défavorables des habitants du quartier. Le seul élément qui distinguent les quartiers est cette appartenance ou non à une ZUS. Cette partie inexpliquée peut donc être attribuée à de la discrimination territoriale. Nous montrons que les effets sont plus accentués pour les habitants de ZRU que ceux de ZUS et plus accentués pour ceux de ZFU que ceux de ZRU ou ZUS.

Dans la seconde section, les résultats que nous obtenons sont plus contrastés. Nous avons cherché à vérifier que le lieu de résidence pouvait avoir un effet sur la recherche d'emploi, en raison d'éventuels comportements discriminatoires de la part des employeurs. Nous avons comparé les chances d'être embauché d'individus fictifs, qui sont similaires en tous points hormis en ce qui concerne leur lieu de résidence. La discrimination territoriale est évaluée par la comparaison entre le fait de provenir d'une ville favorisée (Enghien-les-Bains) et d'une

ville défavorisée (Sarcelles) ainsi que par la comparaison entre le fait de provenir de cette ville défavorisée et d'une autre ayant connu des émeutes (Villiers-le-Bel). On a là une gradation de la stigmatisation du territoire. Dans l'ensemble, les résultats ne montrent pas l'existence d'une discrimination territoriale, hormis pour les femmes. Ce résultat se justifie à deux égards. D'une part, nous nous plaçons sur une profession en tension pour laquelle il peut être difficile d'observer de la discrimination en raison du manque de main d'œuvre. D'autre part, l'effet observé pour les femmes peut se justifier par le fait qu'une femme hautement qualifiée qui réside dans des quartiers défavorisés envoie un signal particulier qui interpelle le recruteur et peut l'inciter à ne pas la recruter. Celui-ci estime qu'il n'est pas ordinaire pour une femme de ce niveau de résider dans un tel quartier et donc est réticent à l'embaucher. Il y a une dissonance entre ces deux caractéristiques.

Dans l'ensemble, ces travaux laissent suggérer qu'il existe bel et bien de la discrimination territoriale en France, même si les résultats de la deuxième section ne sont pas généralisables car nous raisonnons sur un espace donné et sur une période donnée. En termes de recommandations de politiques publiques, les solutions ne sont pas forcément évidentes. Cela suppose d'agir sur les quartiers pour que ceux-ci ne soient plus stigmatisés. Cela peut passer par la destruction d'immeubles, la délocalisation d'HLM et autant d'éléments qui contribuent à nuire à l'image d'un quartier. C'est notamment l'une des missions de l'ANRU (Agence Nationale pour la Rénovation Urbaine) qui a pour objectif général d'accompagner des projets urbains globaux pour transformer les quartiers en profondeur. Cela peut également passer par la délocalisation de familles afin d'améliorer la mixité dans les quartiers, car on peut imaginer que c'est lorsque un quartier dépasse un certain seuil d'une population donnée qu'il commence à porter ce stigmate.

Annexe CHAPITRE 4

ANNEXE 4.1. CONSTRUCTION DE L'INDICATEUR SYNTHÉTIQUE DE LA QUALITÉ DU QUARTIER

Tableau 4.18 – Matrice de corrélation

	% HLM	% men. 6 p.	Tx act.	Tx chô m.	% ouv.	Tx scolar.	% étr.	% peu dipl.
% HLM	1	0,382	-0,041	0,549	0,233	-0,138	0,510	0,095
% men. 6 p.	0,382	1	-0,182	0,370	0,291	-0,118	0,422	0,149
Tx activité	-0,041	-0,182	1	-0,416	-0,113	0,271	-0,044	-0,418
Tx chô m.	0,549	0,370	-0,416	1	0,184	-0,226	0,480	0,201
% ouvriers	0,233	0,291	-0,113	0,184	1	-0,548	0,074	0,686
Tx scolar.	-0,138	-0,118	0,271	-0,226	-0,548	1	-0,010	-0,727
% étrangers	0,510	0,422	-0,044	0,480	0,074	-0,010	1	-0,133
% peu dipl.	0,095	0,149	-0,418	0,201	0,686	-0,727	-0,133	1

Tableau 4.19 – Valeurs propres

	F1	F2	F3	F4
Valeur propre	2,983	1,955	1,023	0,693
% variance	37,282	24,443	12,782	8,668
% cumulé	37,282	61,726	74,508	83,176

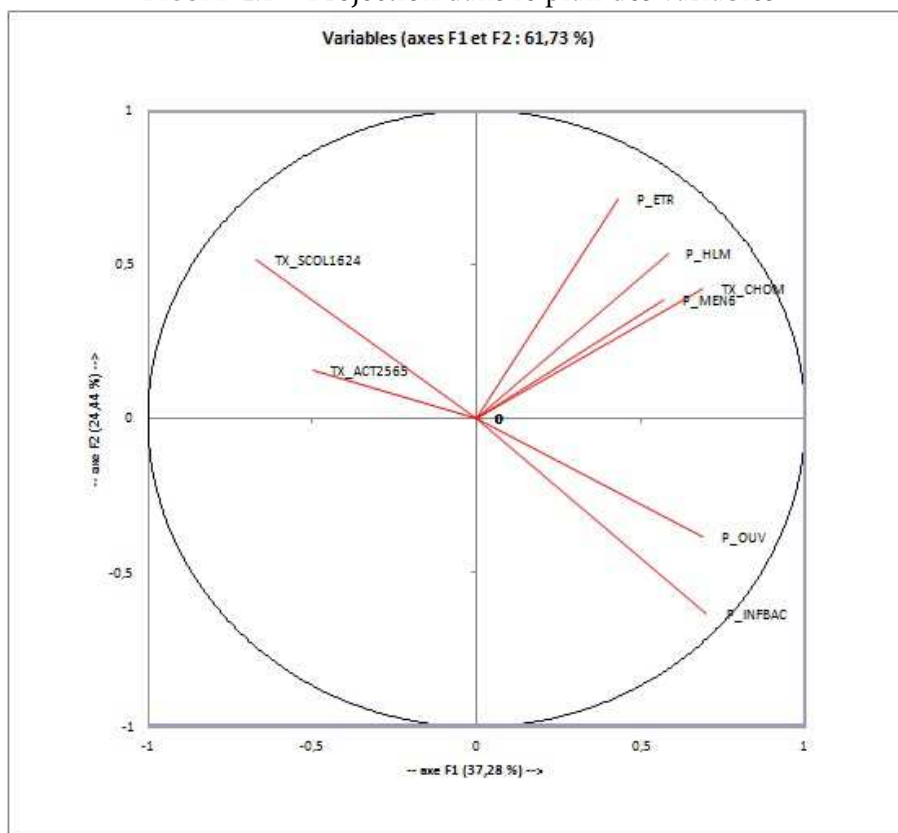
Tableau 4.20 – Coordonnées et contributions des variables sur les axes

Variables	Coordonnées		Contributions		Cos carré	
	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2
Taux de chô m.	0,687	0,42	15,832	9,01	0,472	0,176
Taux d'activité des 25-65 ans	-0,497	0,156	8,27	1,243	0,247	0,024
Part des ouvriers	0,688	-0,383	15,882	7,505	0,474	0,147
Part des personnes avec dipl. < Bac	0,7	-0,632	16,432	20,443	0,49	0,4
Taux de scolarisation des 16-25 ans	-0,67	0,514	15,056	13,488	0,449	0,264
Part des ménages > 6 pers.	0,571	0,384	10,943	7,529	0,326	0,147
Part des étrangers dans la pop	0,431	0,713	6,219	25,981	0,185	0,508
Part de logements HLM	0,582	0,538	11,366	14,8	0,339	0,289

Source : INSEE, Recensement de la population, 1999.

Champ : Analyse en Composantes Principales effectuée sur les 17 340 quartiers identifiés dans l'enquête Génération 2004 géocodée.

FIGURE 4.2 – Projection dans le plan des variables



ANNEXE 4.2. DISTRIBUTION DES QUARTIERS ET LEURS COORDONNÉES SUR LE 1ER AXE

Tableau 4.21 – Distribution sur l'échantillon global

	1er Quartile	Médiane	3ème quartile	Ecart-type
Tous quartiers	-1,06	-0,089	0,839	0,013
Quartiers ZUS	1,598	3,302	4,807	0,073
Quartiers ZRU	2,123	3,902	5,328	0,087
Quartiers ZFU	2,496	4,196	5,557	0,13
Quartiers sans ZUS	-1,124	-0,178	0,695	0,011

Tableau 4.22 – Distribution sur les deux derniers déciles

	1er Quartile	Médiane	3ème quartile	Ecart-type
Tous quartiers	1,43	1,95	3	0,025
Quartiers ZUS	2,52	3,84	5,16	0,063
Quartiers ZRU	2,72	4,25	5,47	0,077
Quartiers ZFU	2,93	4,41	5,66	0,12
Quartiers sans ZUS	1,35	1,72	2,32	0,017

ANNEXE 4.3. L'ÉVALUATION DES EFFETS DE RÉSIDER EN ZUS PAR APPARIEMENTS SÉLECTIFS

Notre objectif est de mesurer l'effet de résider en ZUS sur l'accès à l'emploi de deux groupes d'individus, *toutes choses égales par ailleurs*. L'un vit dans un quartier qui abrite une ZUS et l'autre non.

Nous notons D_i le lieu de résidence d'un individu donné, avec $D_i = 1$ pour les adolescents qui résident dans un quartier en ZUS, et $D_i = 0$ pour les individus qui n'y résident pas. Nous avons donc des individus "traités" ($D_i = 1$) et des individus "non-traités" ($D_i = 0$).

Y_i représente l'accès à l'emploi (Être en emploi ou avoir un emploi à temps plein, par exemple), et l'effet de résider en ZUS sur l'accès à l'emploi peut s'écrire :

$$R_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (4.3)$$

Comme il est impossible d'observer un même individu face aux deux situations de traitement, on mesure l'effet moyen du traitement sur la population traitée (dans notre cas il s'agit de la population qui habite dans un quartier en ZUS) que l'on note :

$$R_1 = E[Y(1) - Y(0) | D = 1] = E[Y(1) | D = 1] - E[Y(0) | D = 1] \quad (4.4)$$

La deuxième partie de l'égalité (2) ne peut pas être observée. Pour mesurer l'effet moyen du traitement sur la population traitée, il est nécessaire de supposer que $E[Y(0) | D = 1] = E[Y(0) | D = 0] = E(Y(0))$, ce qui revient à supposer que quelque soit le quartier où l'individu réside, le comportement sur le marché du travail reste le même. On a alors :

$$R_1 = E[Y(1) | D = 1] - E[Y(0) | D = 0] \quad (4.5)$$

Par ailleurs, si les populations "traitées" et "non-traitées" ont des caractéristiques différentes et que celles-ci ont une influence sur Y_i , les résultats de l'estimation de l'effet moyen du traitement peuvent être biaisés. Il convient alors de corriger ce biais en contrôlant des différences de caractéristiques observables X . Le traitement est alors considéré comme distribué aléatoirement "conditionnellement aux caractéristiques observables".

$$Y(1), Y(0) \perp D | X \quad (4.6)$$

Quand le nombre de ces caractéristiques est élevé, il est difficile de réaliser un apparie-

ment sur l'ensemble de ces caractéristiques. Une solution est de réaliser un appariement sur le score de propension $\pi(x)$, qui se définit comme la probabilité, pour un individu possédant les caractéristiques x , d'être traité ($\pi(x) = \Pr(T = 1 | X)$). On peut alors écrire :

$$Y(1), Y(0) \perp D | \pi(x) \quad (4.7)$$

L'effet causal est évalué comme :

$$R_1 = E_{\pi(X)}(E[Y(1) | D = 1, \pi(X)] - E[Y(0) | D = 0, \pi(X)] | T = 1) \quad (4.8)$$

Il est toutefois essentiel qu'il existe un intervalle commun aux deux distributions du score de propension entre les deux groupes. Il s'agit de la condition de "support commun" :

$$0 < \pi(X) < 1 \quad (4.9)$$

ANNEXE 4.4. CARACTÉRISTIQUES DES DIFFÉRENTS QUARTIERS

Tableau 4.23 – Echantillon global

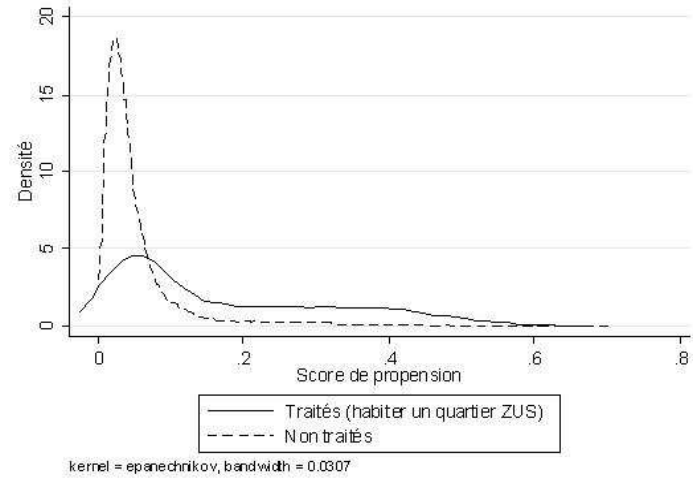
Variabes	Tous quartiers	ZUS	ZRU	ZFU	hors ZUS
Taux de chômage	12,20%	24,50%	26,50%	27,10%	11,40%
Taux d'activité des 25-65 ans	78,70%	75,80%	74,30%	74,00%	78,90%
Part des ouvriers	15,60%	20,60%	21,70%	22,10%	15,20%
Part des personnes avec dipl. < Bac	63,70%	68,00%	69,90%	69,80%	63,40%
Taux de scolarisation des 16-25 ans	76,70%	72,30%	70,90%	71,50%	77,00%
Part des ménages > 6 pers.	2,60%	7,10%	8,30%	9,30%	2,30%
Part des étrangers dans la pop°	4,70%	16,10%	16,40%	18,60%	4,00%
Part de logements HLM	13,50%	57,30%	61,90%	64,30%	10,70%
Coordonnée moyenne sur le 1er axe	0	3,22	3,81	4,11	-0,21
Nombre de quartiers	17 337	1 049	707	302	16 288

Tableau 4.24 – Sous-échantillon correspondant aux deux derniers déciles

Variabes	Tous quartiers	ZUS	ZRU	ZFU	hors ZUS
Taux de chômage	19,7%	26,7%	28,0%	28,2%	17,4%
Taux d'activité des 25-65 ans	74,6%	74,6%	73,6%	73,5%	74,6%
Part des ouvriers	21,4%	22,4%	22,8%	22,9%	21,1%
Part des personnes avec dipl. < Bac	72,9%	71,0%	71,4%	70,7%	73,5%
Taux de scolarisation des 16-25 ans	67,1%	69,7%	69,3%	70,4%	66,2%
Part des ménages > 6 pers.	5,2%	8,1%	8,9%	9,9%	4,2%
Part des étrangers dans la pop°	9,7%	17,6%	17,7%	19,8%	7,1%
Part de logements HLM	3,5%	64,2%	66,1%	67,5%	24,9%
Coordonnée moyenne sur le 1er axe	2,48	3,99	4,31	4,49	1,99
Nombre de quartiers	3 468	855	626	276	2 613

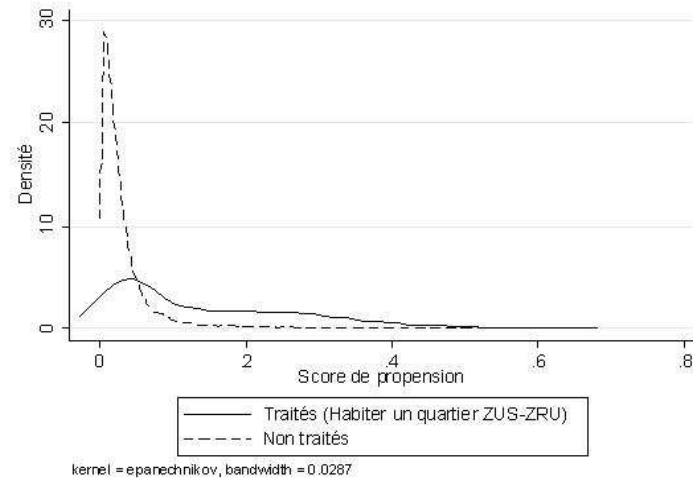
ANNEXE 4.5. DISTRIBUTION DES SCORES DE PROPENSION POUR LES INDIVIDUS TRAITÉS ET NON-TRAITÉS

FIGURE 4.3 – Scores de propension pour les individus vivant en quartier ZUS ou non



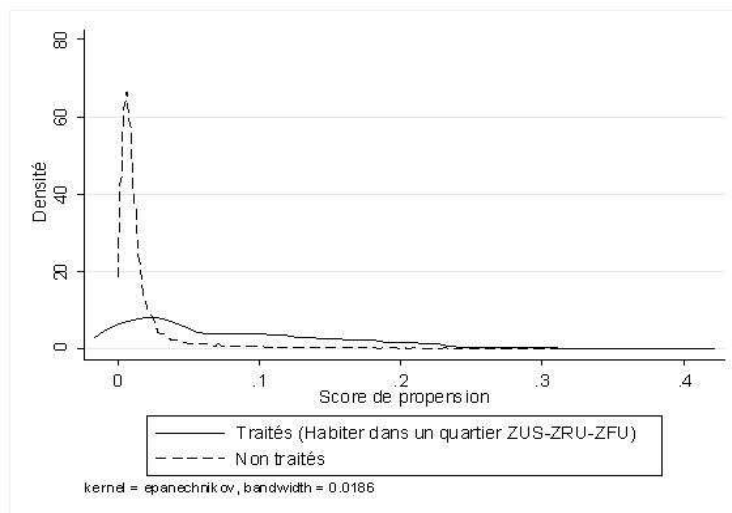
Source : Enquêtes Génération 2004 du CEREQ - Interrogation à 3 ans.
 Champs : ensemble des 27 572 individus vivant dans un quartier ZUS ou non.

FIGURE 4.4 – Scores de propension pour les individus vivant en quartier ZUS ou non



Source : Enquêtes Génération 2004 du CEREQ - Interrogation à 3 ans.
 Champs : ensemble des 27 572 individus vivant dans un quartier ZUS-ZRU-ZFU ou non.

FIGURE 4.5 – Scores de propension pour les individus vivant en quartier ZUS-ZRU-ZFU ou non



Source : Enquêtes Génération 2004 du CEREQ - Interrogation à 3 ans.

Champs : ensemble des 27 572 individus vivant dans un quartier ZUS-ZRU-ZFU ou non.

ANNEXE 4.6. PROBABILITÉ D'ÊTRE TRAITÉ - SOUS-ÉCHANTILLON

Tableau 4.25 – Probabilité d'habiter en ZUS/ZRU/ZFU

Variable	Vivre en ZUS		Vivre en ZRU		Vivre en ZFU	
	Coeff.	σ	Coeff.	σ	Coeff.	σ
Constante	-2,442***	1,69	-3,197*	2,04	-4,878*	2,81
Être une femme	-0,186**	0,08	-0,252**	0,10	-0,258*	0,14
Age en 2004	0,138	0,14	0,139	0,18	0,118	0,24
Age en 2004 au carré	-0,002	0,003	-0,002	0,003	-0,002	0,005
Niveau de sortie des études (réf. : non diplômé)						
CAP-BEP-MC	-0,116	0,11	-0,056	0,13	-0,022	0,17
Bac	-0,381***	0,13	-0,338**	0,15	-0,149**	0,21
Deug	-1,015**	0,46	-1,283**	0,58	-0,770	0,79
BTS-DUT-Santé-social	-0,689***	0,19	-0,658***	0,22	-0,349**	0,31
Licence L3	-0,504**	0,25	-0,336***	0,29	-0,266	0,43
Maîtrise M1, MST...	-0,676**	0,32	-0,398***	0,36	-0,084	0,49
DEA-DESS-Master-M2	-0,934***	0,29	-0,894**	0,36	-0,553*	0,51
Doctorat	-0,718*	0,40	-1,381**	0,66	-0,896**	0,83
Exp. ant. : emploi régulier (réf. : Non)						
Oui, plusieurs	0,477*	0,27	0,711**	0,30	0,315	0,47
Oui, un seul	0,145	0,13	0,294***	0,15	0,296	0,21
Exp. ant. : jobs et petits boulots (réf. : Non)						
Oui, souvent (> 3 par an)	-0,277**	0,12	-0,140*	0,14	-0,377*	0,21
Oui, parfois (≤ 3 par an)	-0,206**	0,09	-0,173*	0,11	-0,299**	0,15
Situation dans le ménage (réf. : Vit seul)						
Vit chez ses parents	0,954***	0,14	1,213***	0,18	1,661***	0,30
Vit en couple	-0,402**	0,16	-0,317	0,22	0,065	0,35
Nombre enfants	0,390***	0,11	0,368**	0,14	0,489**	0,19
Nationalité père : ≠ française	0,626**	0,15	0,776***	0,18	0,814***	0,25
Nationalité mère : ≠ française	0,338**	0,16	0,292*	0,18	0,221**	0,25
CSP du père (réf. : Tech., agent de maîtr., prof. int.)						
Ouvrier	0,273**	0,19	0,282	0,23	0,458	0,33
Employé	0,187	0,19	0,278	0,24	0,390	0,34
Cadre, ingénieur, prof. lib.	-0,267	0,24	-0,219**	0,30	0,102	0,41
Artisan, commerçant, chef d'entr.	-0,269	0,24	-0,232	0,29	0,041	0,41
Agriculteur	-1,607**	0,77	-1,254	0,79	-1,125	0,42
Situation du père (réf. : Au chômage)						
Travaille	-0,366**	0,16	-0,386**	0,19	-0,106	0,28
Inactif	-0,113	0,19	-0,222	0,21	0,184	0,30
Décédé, autre	-0,430*	0,25	-0,669**	0,22	-0,531*	0,39
Indicatrices régionales						
	Oui		Oui		Oui	
Observations	5 640		5 331		4 973	
Pseudo R²	0,20		0,22		0,22	

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Notes : Les estimations incluent également des informations sur la CSP de la mère et sur sa situation professionnelle (active, inactive etc.). Elles ne sont pas reportées car elles donnent la même information que pour le père.

ANNEXE 4.7. ESTIMATIONS ALTERNATIVES

Tableau 4.26 – Effets de résider en ZUS (2ème définition) sur les variables de résultat

Variabes	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,142***	0,009	-0,072***	0,012	27 572
Temps d'accès au 1er emploi	1,958***	0,157	0,923***	0,212	26 270
Sentiment de discrimination	0,082***	0,003	0,066***	0,008	27 572
Être en CDI	-0,076***	0,011	-0,041***	0,011	27 572
Contrat à temps plein	-0,151***	0,012	-0,080***	0,013	27 572

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.27 – Effets de résider en ZRU (2ème définition) sur les variables de résultat

Variabes	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,158***	0,011	-0,077***	0,015	26 974
Temps d'accès au 1er emploi	2,122***	0,189	0,981***	0,259	25 751
Sentiment de discrimination	0,104***	0,004	0,087***	0,009	26 974
Être en CDI	-0,099***	0,013	-0,056***	0,013	26 974
Contrat à temps plein	-0,162***	0,014	-0,084***	0,016	26 974

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.28 – Effets de résider en ZFU (2ème définition) sur les variables de résultat

Variabes	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,161***	0,017	-0,089***	0,022	26 279
Temps d'accès au 1er emploi	2,464***	0,287	1,489***	0,398	25 119
Sentiment de discrimination	0,135***	0,005	0,119***	0,016	26 279
Être en CDI	-0,111***	0,020	-0,071***	0,018	26 279
Contrat à temps plein	-0,163***	0,021	-0,091***	0,023	26 279

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.29: Probabilité d'habiter en ZUS
(variables explicatives supplémentaires)

Variable	Vivre en ZUS (échantillon global)		Vivre en ZUS (sous-échantillon)	
	Coeff.	Écart-type	Coeff.	Écart-type
Constante	-5,905***	1,456	-4,713**	1,829
Être une femme	-0,591***	0,213	-0,421*	0,258
Nombre enfants	0,237**	0,109	0,334**	0,135
Être une femme X enfants(s)	0,481**	0,222	0,239	0,268
Age en 2004	0,067	0,117	0,004	0,151
Age en 2004 au carré	0,067	0,117	0	0,003
Niveau de sortie des études en 2004				
Non diplômé	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
CAP-BEP-MC	-0,158*	0,097	-0,028	0,114
Bac	-0,486***	0,113	-0,272**	0,137
Deug	-0,964***	0,336	-0,821*	0,472
BTS-DUT-Santé-social	-0,749***	0,145	-0,508**	0,198
Licence L3	-0,669***	0,206	-0,292	0,262
Maîtrise M1, MST...	-0,892***	0,246	-0,496	0,332
DEA-DESS-Master-M2	-1,043***	0,229	-0,749**	0,305
Doctorat	-0,765***	0,283	-0,613	0,418
Exp. Prof. ant., emploi régulier				
Oui, plusieurs	0,386*	0,209	0,412	0,273
Oui, un seul	0,298**	0,105	0,121	0,137
Non	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Exp. Prof. ant., jobs et petits boulots				
Oui, souvent (plus de 3 par an)	-0,336***	0,102	-0,328**	0,127
Oui, parfois (3 ou moins par an)	-0,164**	0,077	-0,225**	0,095
Non, jamais	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Nationalité du père (réf. : français)				
Pays européens (hors pays de l'est)	0,482**	0,191	0,464**	0,225
Pays d'Europe de l'est	1,107**	0,525	0,437	0,699
Pays du Maghreb, du Moyen-Orient	1,103***	0,138	0,876***	0,189
Pays d'Afrique (hors Maghreb)	1,212***	0,262	0,843**	0,361
Pays d'Asie	0,762	0,482	0,833	0,921
Autres pays	0,403	0,682	0,592	0,883
Nationalité de la mère (réf. : française)				
Pays européens (hors pays de l'est)	0,057	0,207	0,14	0,248
Pays d'Europe de l'est	0,707	0,526	0,914	0,666
Pays du Maghreb, du Moyen-Orient	0,643***	0,141	0,355*	0,191
Pays d'Afrique (hors Maghreb)	1,101***	0,265	0,751**	0,366
Pays d'Asie	0,721	0,501	0,306	0,937
Autres pays	1,363**	0,601	1,269*	0,738
CSP du père à la date de fin d'études				
Ouvrier	0,332**	0,151	0,232	0,191
Employé	0,138	0,156	0,097	0,197
Tech., agent de maîtr., VRP, prof. Interm.	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Cadre, ingénieur, prof. Lib., professeur	-0,662***	0,186	-0,298	0,243
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	-0,483**	0,196	-0,384	0,251
Agriculteur	-1,311**	0,561	-1,351*	0,771

CSP de la mère à la date de fin d'études				
Ouvrière	0,003	0,236	-0,076	0,308
Employée	0,327	0,222	0,392	0,296
Tech., agent de maîtr., VRP, prof. Interm.	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Cadre, ingénieur, prof. Lib., professeur	0,146	0,263	0,602*	0,352
Artisan, commerçant, chef d'entreprise	0,161	0,331	-0,076	0,308
Agricultrice	0,267	0,547	-0,505	0,827
Situation du père à la fin des études				
Travaille	-0,374**	0,145	-0,259	0,172
Au chômage	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Inactif	-0,187	0,161	-0,109	0,192
Décédé, autre	-0,307	0,21	-0,326	0,255
Situation de la mère à la fin des études				
Travaille	-0,677***	0,181	-0,630***	0,215
Au chômage	<i>Réf.</i>		<i>Réf.</i>	
Inactive	-0,174	0,185	-0,275	0,219
Décédée, autre	-0,597**	0,253	-0,654**	0,302
Indicatrices régionales				
	Oui		Oui	
log du nombre d'emploi dans la ZE	0,237***	0,031	0,281***	0,039
Observations	27 572		5 640	
Pseudo R²	0.15		0,23	

Sources : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.30 – Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat (variables explicatives supplémentaires)

Variables	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,192***	0,118	-0,082***	0,015	27 572
Temps d'accès au 1er emploi	2,691***	1,194	1,043***	0,281	26 270
Sentiment de discrimination	0,100***	0,004	0,066***	0,009	27 527
Etre en CDI	-0,109***	0,014	-0,043***	0,014	27 527
Contrat à temps plein	-0,196***	0,014	-0,076***	0,016	27 527

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

Tableau 4.31 – Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat (variables explicatives supplémentaires) - Sous-échantillon

Variables	Naïf	écart-type	Effet moyen global	écart-type	Obs.
Être en emploi	-0,152***	0,015	-0,047**	0,019	5 640
Temps d'accès au 1er emploi	2,234***	0,273	0,666*	0,357	5 224
Sentiment de discrimination	0,097***	0,007	0,051***	0,012	5 640
Être en CDI	-0,073***	0,015	-0,003	0,017	5 640
Contrat à temps plein	-0,157***	0,017	-0,053**	0,021	5 640

Source : Enquête Génération 2004 du CEREQ – Interrogation à 3 ans.

Lecture : *** significatif au seuil de 1%, ** significatif au seuil de 5%, * significatif au seuil de 10%.

ANNEXE 4.8. ESTIMATIONS DE LA DISCRIMINATION CONDITIONNELLE

Tableau 4.32 – Effets de la résidence dans une commune défavorisée

Origine	Française				Marocaine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Genre	Coeff	t	Coeff	t	Coeff	t	Coeff	t
1ère constante	-1,46	12,99	-1,5	12,85	-1,72	13,24	-1,53	13,23
2e constante	1,44	13,08	1,71	13,02	1,27	12,93	1,58	13,16
Métro					-0,69	1,96		
RER	-0,54	2,38	1,49	2,69			0,51	1,95
Train	-0,4	1,9						
Bus							1,02	2,17
Source : APEC			-0,63	2,79			-0,57	2,85
CV de type B			0,62	3,49			-0,5	2,98
Janvier			0,56	2,82				
Temps en voiture			-0,01	2,15			-0,02	2,57
Écart tps voiture - transp.							0,02	2,35
Taille : 1-9	0,77	3,09						
Taille : 10-19								
Taille : 20-49	0,5	2,09						
Taille : 50-99	0,63	2,33						
Taille : 100-249								
Taille : 250 et plus								
Taux d'exp. : moins de 5%								
Taux d'exp. : entre 5% et 50%					-0,87	1,8		
Age de l'entreprise			-0,01	1,81			0,02	2,04
Emploi en ZUS					-0,6	2,67		
Revenu médian							2,78E-05	1,65
Variables en différences :								
Métro			0,85	2,04				
RER			-1,92	3,4	-0,73	1,94		
Bus			-1,45	1,72				

Notes : Régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés.

Lecture : Variable expliquée : -1 : Sarcelles préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Enghien préférée. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation). Des variables en différences sont également incluses mais ne mesurent pas la discrimination.

Tableau 4.33 – Effets de la médiatisation pour une commune défavorisée

Origine Genre Variables	Française				Marocaine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
	Coeff	t	Coeff	t	Coeff	t	Coeff	t
1ère constante	-1,8	13,28	-1,5	13,62	-1,44	13,23	-1,46	13,53
2e constante	1,44	12,94	1,41	13,44	1,53	13,26	1,34	13,2
Métro								
RER								
Train								
Bus								
Source : APEC	0,52	2,6					0,35	1,87
CV de type 2	0,49	2,79			0,28	1,77		
Janvier								
CDI					0,56	2,16	-0,55	2,13
Temps en voiture								
Écart tps voiture - transp.								
Taille : 1-9					0,46	1,81		
Taille : 10-19								
Taille : 20-49								
Taille : 50-99					0,71	2,57		
Taille : 100-249								
Taille : 250 et plus								
Taux d'exp. : moins de 5%								
Taux d'exp. : entre 5% et 50%					0,94	1,93		
Age de l'entreprise			0,01	1,69				
Emploi en ZUS								
Revenu médian					-3,20E-05	2,31		
Variables en différences :								
Temps en voiture	-0,16	2,96			-0,24	2,23		

Notes : Régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés.

Lecture : Variable expliquée : -1 : Villiers-le-Bel préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Sarcelles préférée. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation). Des variables en différences sont également incluses mais ne mesurent pas la discrimination.

Tableau 4.34 – Effets joints de la médiatisation et de la résidence dans une commune défavorisée

Origine Genre	Française				Marocaine			
	Femmes		Hommes		Femmes		Hommes	
Variables	Coeff	t	Coeff	t	Coeff	t	Coeff	t
1ère constante	-1,53	13,41	-1,49	13,3	-1,67	13,09	-1,5	13,36
2e constante	1,25	12,66	1,58	13,21	1,34	12,73	1,42	13,08
RER	-0,34	2,17					1,25	1,81
Train					0,84	1,91		
Source : APEC					0,53	2,39		
Source : Les Jeudis					0,68	3,42		
CV de type B			0,35	2,1	0,38	2,36	-0,32	2
CDI	0,62	2,41			0,66	2,37	-0,55	2,13
Temps en voiture					-0,01	3,27		
Écart tps voiture - transp.					0,02	2,78		
Taille : 1-9	0,48	1,97						
Taille : 10-19								
Taille : 20-49	0,55	2,34						
Taille : 50-99	0,53	1,99						
Taille : 100-249								
Taille : 250 et plus								
Revenu médian			2,53E-05	3,7			6,62E-05	2,6
% ménages imposables							-0,04	2,85
Variables en différences :								
Métro			0,68	1,77				
RER							0,72	2,74
Train							0,68	2,1

Notes : Régressions Probit ordonnées utilisées pour calculer les coefficients de discrimination corrigés.

Lecture : Variable expliquée : -1 : Villiers-le-Bel préférée, 0 : Traitement identique, 1 : Enghien-les-Bains préférée. Résultat d'une élimination progressive au seuil de 10%. Les variables suivantes ont été entrées dans les régressions de départ : genre du recruteur, source de l'offre (APEC, les jeudis, autres), type de contrat de travail (CDI, CDD), type de CV, date de candidature (Décembre, Janvier), salaire offert, transports en commun utilisés (métro, RER, bus, tramway, train), temps de transport, localisation de l'offre (existence de ZUS, revenu médian, ratio interdéciles, part des ménages imposables), variables d'entreprises (âge, taille, taux d'exportation). Des variables en différences sont également incluses mais ne mesurent pas la discrimination.

ANNEXE 4.9. MÉTHODES STATISTIQUES ET ÉCONOMÉTRIQUES

1. Statistiques descriptives et *bootstrap*

Les données que nous employons sont expérimentales. Pour cette raison, les statistiques descriptives constituent une bonne mesure de la discrimination. Nous comparons donc les taux de réussite, sur les mêmes offres, de candidatures qui diffèrent uniquement par le sexe, l'origine, le lieu de résidence ou le mode de transport. Afin de déterminer si ces écarts de taux de réussite sont significatifs ou non, nous employons la méthode du *bootstrap*. Il s'agit d'une méthode qui évite de faire des hypothèses fortes sur la distribution suivie par les données. On procède de la manière suivante : nous effectuons dix mille tirages avec remise dans notre échantillon puis nous calculons la statistique désirée sur chacun de ces dix mille échantillons. Les dix mille points ainsi obtenus nous donnent une estimation de la distribution de la statistique désirée. Nous pouvons ensuite calculer un *t* de Student en divisant la statistique par son écart-type, et calculer un intervalle de confiance en prenant les centiles correspondants de cette distribution. Nos statistiques sont donc robustes.

2. Estimations des modèles *logit* et *probit* ordonnés

Les statistiques descriptives permettent de mesurer la discrimination globale. Toutefois, il se peut que des caractéristiques du candidat ou du poste influencent l'intensité de la discrimination. On parle de discrimination conditionnelle quand la discrimination ne s'exerce que lorsqu'une variable explicative prend une valeur précise. De plus, dans un *testing*, l'expérimentateur ne peut contrôler que les caractéristiques des candidatures, pas celles des entreprises, car il répond à toutes les offres d'emploi. Il est donc possible que les caractéristiques des entreprises révèlent une discrimination conditionnelle. Le but des régressions *logit* et *probit* est le suivant : d'une part, vérifier si des caractéristiques de l'offre ou du candidat influencent significativement la mesure de discrimination ; d'autre part, fournir une mesure corrigée de discrimination quand un problème est détecté.

Dans l'ensemble des *testings* réalisés, on compare deux candidatures. Trois solutions sont possibles : le premier candidat est choisi seul, le second candidat est choisi seul, ou les deux candidats reçoivent la même réponse. Ceci revient à étudier la différence entre les réponses qu'ils obtiennent. En codant 1 pour une réponse positive (0 pour une réponse négative), on obtient $0 - 1 = -1$ quand le second candidat est pris, $0 - 0 = 0$ ou $1 - 1 = 0$ quand les deux candi-

ats obtiennent la même réponse et $1 - 0 = 1$ quand le premier candidat est pris. La différence des réponses offre donc une mesure de la discrimination vis à vis du second candidat (-1 : il est favorisé ; 0 : traitement égal ; 1 : il est discriminé). Il s'agit d'une variable qualitative ordonnée, que l'on explique en fonction des variables explicatives disponibles dans l'étude. Pour estimer ce type de relation, les deux modèles les plus répandus sont les modèles *logit* ordonné et *probit* ordonné, qui reposent sur des hypothèses différentes de distribution (respectivement, logistique et normale). Nous estimons ces deux modèles par le maximum de vraisemblance, et faisons un test de Vuong pour les départager. Dans la majorité des cas, le test de Vuong conclut qu'ils sont équivalents, et dans certains cas que le modèle *probit* ordonné offre un meilleur ajustement que le modèle *logit* ordonné. Pour cette raison, nous ne reportons que les résultats fournis par le premier.

Dans le cas du modèle *probit ordonné*, la variable observable est définie par :

$$y = \begin{cases} -1 & \text{si } y_i^* < a_0 \text{ (candidat 2 préféré)} \\ 0 & \text{si } a_0 < y_i^* < a_1 \text{ (candidats indifférents)} \\ 1 & \text{si } y_i^* > a_1 \text{ (candidat 1 préféré)} \end{cases} \quad (4.10)$$

où (a_0, a_1) sont deux seuils inconnus. Si la différence d'utilité est forte entre les deux recrutements, seul un des deux candidats sera recruté. La probabilité que le premier candidat soit choisi est égale à : $Pr[y_i = 1] = Pr[y_i^* \geq a_1] = 1 - \Phi(a_1 - b_0 - X_i b_1) = 1 - \Phi(\alpha_1 - X_i b_1)$, où Φ est la fonction de répartition de la loi normale centrée-réduite et $\alpha_1 = a_1 - b_0$ est la première constante du modèle *probit* ordonné.

La probabilité que le second candidat soit choisi est égale à $Pr[y_i = -1] = Pr[y_i^* < a_0] = \Phi(a_0 - b_0 - X_i b_1) = \Phi(\alpha_0 - X_i b_1)$, où $\alpha_0 = a_0 - b_0$ est la seconde constante du modèle *probit* ordonné. Le coefficient de discrimination au point moyen de l'échantillon est donc égal à :

$$D = Pr[y_i = 1|\bar{X}] - Pr[y_i = -1|\bar{X}] = 1 - \Phi(\alpha_1 - \bar{X} b_1) - \Phi(\alpha_0 - \bar{X} b_1) \quad (4.11)$$

Enfin, Nous utilisons des variables explicatives centrées pour toutes nos régressions ($\bar{X} = 0$).

Troisième partie

Expliquer la géographie du retour à l'emploi

Introduction de la troisième partie

Jusqu'à présent nous avons cherché à vérifier, sur données individuelles, l'existence de liens entre le contexte local et les trajectoires individuelles sur le marché du travail. Nous avons montré que les effets de quartier pouvaient déterminer les performances sur le marché du travail au même titre que les caractéristiques des individus ou du ménage. Le fait que le contexte local ait une influence sur la réussite individuelle se traduit par des inégalités spatiales au niveau géographique supérieur. Puisque les individus sont pénalisés par leur lieu de résidence, il en ressort que certains quartiers ou certaines localités affichent des taux de chômage plus élevés ou des durées de chômage plus longues que d'autres. L'enjeu de cette dernière partie est de voir dans quelles mesures les différents mécanismes cités dans la revue de littérature du CHAPITRE 1 peuvent être pertinents pour expliquer les disparités spatiales de chômage (qui ont déjà été évoquées dans le CHAPITRE 2).

Tester l'un de ces mécanismes isolément, comme c'était fait dans la DEUXIÈME PARTIE qui cherchait à vérifier l'existence d'effets de quartier en France, n'est pas totalement satisfaisant car cela ne permet pas de trancher en ce qui concerne leur importance respective. C'est l'un des objectifs de cette partie que d'essayer de départager l'importance des problèmes d'effets de quartier, de *Spatial Mismatch* mais aussi d'autres mécanismes que nous présenterons par la suite. Il peut s'agir de l'importance de l'adéquation entre les compétences des demandeurs d'emplois localement et celles requises par les entreprises (hypothèse plus connue sous le nom de *Skill Mismatch* (Carlson et Theodore, 1995 ; Danziger et Holzer, 1997 ; Gordon, 2002). Il peut également s'agir du statut résidentiel des ménages qui a une influence directe ou indirecte sur la mobilité géographique des individus et sur le chômage (Oswald, 1996, 1999). Pouvoir identifier quels mécanismes sont susceptibles de jouer le plus sur les écarts de taux de chômage observés entre localités est important en termes de recommandations pour les politiques publiques.

On peut s'attendre à ce que les phénomènes observés au niveau individuel le soient également à un niveau plus agrégé comme celui de la commune. Supposer que ce que l'on observe à un niveau agrégé est également valable au niveau individuel est en revanche source d' "erreur écologique" (*ecological fallacy*). C'est une erreur que l'on commet lorsqu'on cherche à relier le comportement d'un individu et ses caractéristiques à travers des données agrégées par groupes et qui se retrouve donc très souvent, dès lors que l'on travaille sur des données spatialisées

(Marpsat, 1999). Mener les analyses à un niveau individuel puis agrégé, comme nous le faisons, garantit qu'il n'y a pas de discordance dans les effets observés entre les deux échelles. Le fait de proposer différentes méthodes et différentes échelles d'analyse constitue un moyen de vérifier la robustesse de nos résultats.

Le premier chapitre (CHAPITRE 5) s'inscrit dans la continuité des analyses menées dans le CHAPITRE 2 de cette thèse. Nous allons plus loin qu'un simple constat et/ou état des lieux sur les disparités de sortie du chômage en Ile-de-France, puisque nous essayons de les expliquer par l'intermédiaire de mécanismes issus de la littérature en économie spatiale et urbaine. La sortie du chômage dans cette région laisse apparaître de fortes disparités locales mais aussi et surtout un profil particulier. Nous observons des durées de chômage importantes dans les communes les plus éloignées du centre mais aussi à Paris et dans la proche banlieue. Les communes localisées à distance intermédiaire affichent, quant à elles, un profil beaucoup plus favorable en termes de sorties du chômage. Cette diversité des situations observées justifie notre démarche qui vise à déterminer quels mécanismes sont potentiellement pertinents. Un chômage élevé à la fois à Paris (où le réservoir d'emplois est conséquent) et dans les franges de la région (caractérisées par un éloignement important des centres d'emplois) n'a sûrement pas les mêmes explications.

Dans un premier temps, nous testons l'impact de la ségrégation résidentielle¹⁹ et du problème de *Spatial Mismatch*. Lorsque nous voulons évaluer l'importance de ces phénomènes sur les disparités de chômage, nous sommes confrontés à un problème inhérent à l'usage de données spatiales : la dépendance spatiale. Concrètement, la valeur d'une variable dans une unité spatiale peut dépendre de la valeur de cette même variable dans les unités spatiales voisines. Nous mettons en place dans ce chapitre, et pour l'ensemble des autres travaux confrontés à ce problème, les méthodes appropriées issues de l'économétrie spatiale. Nous trouvons un impact significatif des deux phénomènes sur les durées de chômage dans les communes. Les problèmes de ségrégation résidentielle semblent davantage pertinents pour expliquer la situation dans certains arrondissements parisiens et dans la périphérie immédiate, tandis que les problèmes de mauvais appariement spatial entre la localisation des habitants et des emplois semblent pertinents pour les communes en marge de la région.

19. La ségrégation résidentielle est considérée comme une source de manifestation d'effets de quartier défavorables et notamment les effets de voisinage. C'est pourquoi nous utilisons les deux termes pour désigner le même phénomène. Il importe de noter quand même qu'un quartier ségrégué peut être un quartier qui concentre fortement des populations aux caractéristiques favorables comme les cadres, par exemple. Dans notre cas, la ségrégation résidentielle qui nous intéresse est celle des populations fragiles ou aux caractéristiques défavorables.

Par la suite, nous testons un nouveau mécanisme susceptible d'expliquer les écarts de situation observés en région parisienne. Il s'agit de l'hypothèse d'Oswald (1996, 1999) qui avance que la part des propriétaires dans une région est positivement corrélée au taux de chômage. Les propriétaires sont supposés moins mobiles et donc sont plus contraints sur le marché du travail, en termes d'opportunité d'emplois. Nous regardons l'effet du statut résidentiel sur le chômage à l'échelle de la commune. Nous considérons le statut de propriétaire mais pas seulement puisque nous considérons aussi le statut de locataire en HLM ou locataire privé. Nous trouvons que la part de propriétaires, dans une commune donnée, diminue le chômage. Ce résultat est en apparence contradiction avec l'hypothèse d'Oswald qui défend l'idée d'un effet défavorable du statut de propriétaire sur l'emploi. Lorsque nous considérons les autres statuts simultanément, nous trouvons un effet favorable de la part des locataires sur le taux de chômage, un effet négatif de la part des propriétaires et un effet encore plus négatif de la part des locataires HLM. Ce résultat réhabilite l'hypothèse d'Oswald car l'on peut considérer que les locataires HLM sont moins mobiles que les propriétaires qui, eux, sont moins mobiles que les locataires privés. Cette gradation de la mobilité est retranscrite dans les effets produits sur le taux de chômage.

Le chapitre suivant (CHAPITRE 6) cherche à atteindre un double objectif. Nous tentons d'expliquer la dispersion des durées communales de chômage par une batterie d'indicateurs beaucoup plus riche que précédemment. Ces indicateurs sont représentatifs du dynamisme de l'emploi local, du *Spatial Mismatch*, du *Skill Mismatch* et de la ségrégation résidentielle. Parmi tous ces indicateurs, nous voulons déterminer lesquels expliquent le mieux les disparités de durées observées pour pouvoir en tirer les conclusions adéquates en termes de recommandations pour les politiques publiques à adopter. Les résultats des régressions montrent que tous ces indicateurs sont pertinents. Des régressions avec entrées hiérarchiques sont ensuite développées pour évaluer quels grands groupes d'explications contribuent le plus à rendre comptes des écarts observés. Les résultats confirment l'importance majeure du *Skill* et du *Spatial mismatches*. L'exercice de simulations de politiques publiques tend à confirmer l'utilité d'agir sur ces deux leviers pour réduire les durées locales de chômage. Pour être efficace, l'action doit être à la fois massive et ciblée dans l'espace.

Chapitre 5

Analyse de quelques déterminants locaux du retour à l'emploi

Sommaire

Introduction	297
5.1 Chômage, <i>Spatial Mismatch</i> et ségrégation résidentielle en Ile-de-France . .	299
5.1.1 Expliquer les disparités territoriales	300
5.1.2 Données et construction des variables	303
5.1.3 Méthode économétrique	307
5.1.4 Résultats	311
5.2 Chômage et statut résidentiel : existe-t-il un lien ?	317
5.2.1 L'hypothèse d'Oswald : revue de littérature des travaux existant	318
5.2.2 Données et méthodes	321
5.2.3 Résultats	323
Conclusion	333
Annexe CHAPITRE 5	336

Introduction ¹

Alors que les dispositifs publics d'aide au retour à l'emploi sont de plus en plus décentralisés et territorialisés, l'effet du local est resté absent des analyses de l'emploi et du chômage. Il y a ainsi un contraste très net entre, d'un côté, l'action et les débats publics qui semblent se préoccuper de plus en plus des disparités territoriales à différentes échelles (régions, zones d'emploi, communes ou quartiers), et de l'autre côté les analyses et les observations des chercheurs qui restent le plus souvent nationales sans intégrer les diversités des situations locales.

Le CHAPITRE 2 a montré que les disparités locales sont fortes d'une commune à l'autre, en Ile-de-France, quel que soit l'indicateur que l'on retient pour estimer ces disparités. Elles restent élevées lorsque l'on neutralise les différences de structure selon l'âge, le sexe ou la qualification. L'objectif du présent chapitre est d'expliquer ces disparités inter-communales en mobilisant les analyses théoriques issues de l'économie spatiale. Il s'agit de comprendre comment l'organisation de l'espace urbain peut affecter les opportunités économiques des habitants de certaines zones. L'étude du retour à l'emploi dans une perspective spatiale n'est pas récente. Déjà en 1968, Kain avançait l'idée selon laquelle la déconnexion entre lieux de résidence et lieux de travail (*Spatial Mismatch*), pour les populations les plus fragiles, pouvait constituer un frein au retour à l'emploi. Suite à cette intuition de nombreux travaux se sont développés outre-atlantique sur l'organisation spatiale des villes et sur les problèmes de chômage (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990 ; Rogers, 1997 ; Immergluck, 1998 etc.).

En Europe, on recense encore peu de travaux qui intègrent la dimension spatiale dans le processus de recherche d'emplois. Dujardin, Selod et Thomas (2004, 2008), par exemple, ont vérifié l'impact de la ségrégation résidentielle sur la probabilité d'être en emploi pour la ville de Bruxelles. Gaschet et Gaussier (2004) ont cherché à mettre à jour les déterminants spatiaux du chômage de long terme dans l'agglomération bordelaise, tandis que Gobillon et Selod (2007) se sont intéressés à la région parisienne. Dans l'ensemble de ces travaux, les disparités spatiales de retour à l'emploi sont expliquées soit par des problèmes d'accès aux opportunités d'emploi, soit par les effets de composition et/ou de ségrégation propres à certaines zones. Nous mobilisons ces arguments, mais pas seulement, pour tenter d'expliquer les différences inter-communales de sortie du chômage au sein de la région Ile-de-France. Contrairement à la plupart de ces

1. Ce chapitre intègre deux articles différents. Le premier est co-écrit avec E. Duguet et Y. L'horty et est intitulé : "Sortir du chômage en Ile-de-France : Disparités territoriales, *Spatial Mismatch* et ségrégation résidentielle". Il est paru dans la *Revue Économique* en 2009 (n°60(4)). Le second est un travail en cours avec Y. L'horty et s'intitule : "Home-ownership and unemployment in the Paris region : A test of the Oswald hypothesis".

études qui mobilisent essentiellement des données d'enquêtes et des indicateurs de stocks, l'originalité de ce chapitre est d'aborder ces questions avec des indicateurs de flux estimés sur des sources administratives exhaustives.

L'objet de la première section (SECTION 5.1) est d'expliquer les disparités intercommunales de retour à l'emploi dans la région Ile-de-France observée dans le CHAPITRE 2 de cette thèse. Partant du fichier historique statistique de Pôle Emploi, nous avons estimé des modèles de durée qui permettent d'évaluer les chances de sortir du chômage dans chaque commune de la région. Nous avons constaté que les disparités locales sont fortes d'une commune à l'autre, quel que soit l'indicateur que l'on retient pour estimer ces disparités. En outre, la région affiche une géographie particulière : au centre et dans la grande périphérie, les sorties du chômage sont plus rares que dans une zone intermédiaire de moyenne périphérie à l'échelle régionale. Les localités les plus éloignées du centre se caractérisent généralement par des durées du chômage élevées. Pour tenter d'interpréter cette logique concentrique nous nous intéressons à deux mécanismes distincts : l'hypothèse de *Spatial Mismatch* et de ségrégation résidentielle.

La seconde section (SECTION 5.2) se concentre exclusivement sur un autre mécanisme susceptible d'influer sur les disparités de chômage observées. Dans une série de papiers dans les années 90, Andrew Oswald (1996, 1999) a tenté de développer l'idée qu'une explication majeure des taux de chômage élevés observés ces dernières décennies dans les pays de l'OCDE était l'augmentation de la part des propriétaires. Cette hypothèse est basée sur l'argument selon lequel les propriétaires sont moins mobiles que les locataires. Si bien qu'une augmentation des premiers a pour conséquence de freiner les appariements entre les individus à la recherche d'emploi et les emplois vacants.

Nous testons, dans cette section, l'hypothèse d'Oswald pour les communes de la région Ile-de-France. Nous analysons ainsi les effets du taux de propriétaires mais aussi d'autres statuts résidentiels sur différents indicateurs de performance sur le marché du travail : le taux de chômage et le taux de sortie du chômage. Analyser le lien entre statut résidentiel et chômage est important car cela renvoie indirectement au problème d'accessibilité aux emplois. En effet, la moindre disponibilité des emplois localement est un problème surtout pour les individus les moins mobiles. Ceux qui n'ont pas l'opportunité d'élargir leur horizon de recherche ou de déménager seront effectivement davantage pénalisés.

Les premiers résultats apparaissent être en contradiction avec l'hypothèse d'Oswald. *Toutes*

choses égales par ailleurs, un taux de propriétaires important est associé à un faible (fort) taux de chômage (taux de sortie du chômage). L'ajout d'autres types de statuts résidentiels tend à relativiser ce résultat.

5.1 Chômage, *Spatial Mismatch* et ségrégation résidentielle en Ile-de-France

Le CHAPITRE 2 de cette thèse a montré qu'il existait, en France mais aussi en région parisienne, d'importantes disparités locales en ce qui concerne les problèmes de retour à l'emploi. Il n'est effectivement pas rare d'observer des communes voisines avec des durées de chômage ou des taux de sortie du chômage très différents. Pour autant, ce constat n'est pas la règle puisque l'on observe également de larges zones, de larges agglomérats de communes avec des indicateurs de retour à l'emploi très proches.

La région parisienne révèle une géographie particulière avec des durées de chômage élevées à Paris et dans sa périphérie la plus immédiate mais aussi dans les communes les plus en marge de la région. Les communes situées dans une zone intermédiaire affichent un profil beaucoup plus favorable. Ce constat assez surprenant se maintient globalement lorsque l'on contrôle des caractéristiques socio-économiques de la main d'œuvre. Nous pouvons en déduire que les écarts observés s'expliquent potentiellement par un effet du territoire. Ceci nous mène alors à une nouvelle question : quels mécanismes se cachent derrière cet effet du territoire ? Dans cette section nous regroupons sous ce terme le problème de *Spatial Mismatch* et de ségrégation résidentielle. L'objectif est de voir comment ils peuvent rendre compte des écarts observés sur l'ensemble de la région.

Pour tester ces mécanismes nous avons recours à des modèles économétriques adaptés aux données géo-localisés comme celles dont nous disposons. En effet, il est fort probable qu'il existe dans nos données des problèmes d'autocorrélation spatiale qui seraient une source de biais majeur dans notre analyse. Ce type de problème se présente dès lors que la valeur d'une variable dans une unité spatiale n'est pas indépendante de sa valeur dans les unités spatiales voisines. Dans ce cas, il est nécessaire de mettre en place des modèles issus de l'économétrie spatiale qui corrigent de cette inter-dépendance. C'est la méthode qui est retenue dans cette section mais également dans la suivante.

Après avoir rappelé les déterminants potentiels retenus pour expliquer les disparités observées, nous testons l'impact de ces déterminants sur les flux de sortie du chômage.

5.1.1 Expliquer les disparités territoriales

5.1.1.1 la sortie du chômage : une géographie particulière

L'allure générale des disparités spatiales du retour à l'emploi en Ile-de-France semble correspondre à une logique circulaire où le centre et la grande périphérie présentent des taux de retour à l'emploi plutôt faibles alors que dans la périphérie intermédiaire les taux de sortie sont élevés. La durée locale du chômage laisse apparaître une courbe en U aplati en fonction de la proximité au centre (FIGURE 5.1 et FIGURE 5.2). La question que l'on peut alors se poser est : comment expliquer cette étonnante géographie des sorties du chômage ? La théorie économique avance l'idée selon laquelle la localisation des individus et l'organisation spatiale des villes peuvent être sources d'une concentration spatiale du chômage, à travers deux séries de mécanismes souvent regroupés sous le terme d' *effets de quartier* (Voir CHAPITRE 1). Il s'agit du rôle défavorable de la déconnexion physique entre lieu de résidence et lieux d'emplois (l'hypothèse de *Spatial Mismatch*) et des effets négatifs de la ségrégation résidentielle entre groupes socio-économiques.

FIGURE 5.1 – Proximité au centre de Paris et durée du chômage (en voiture)

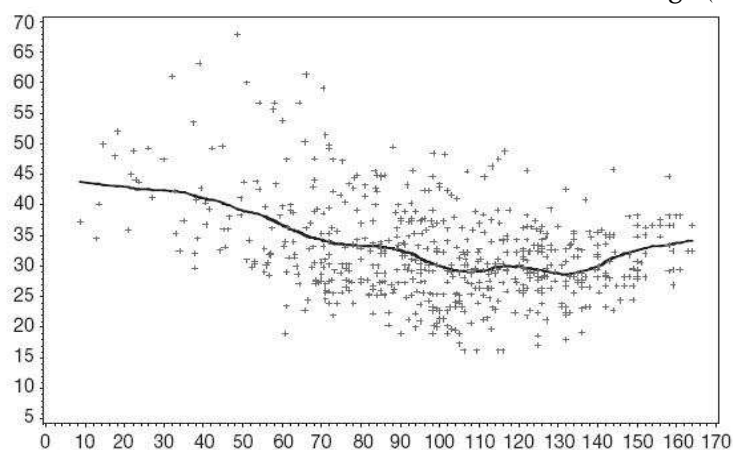
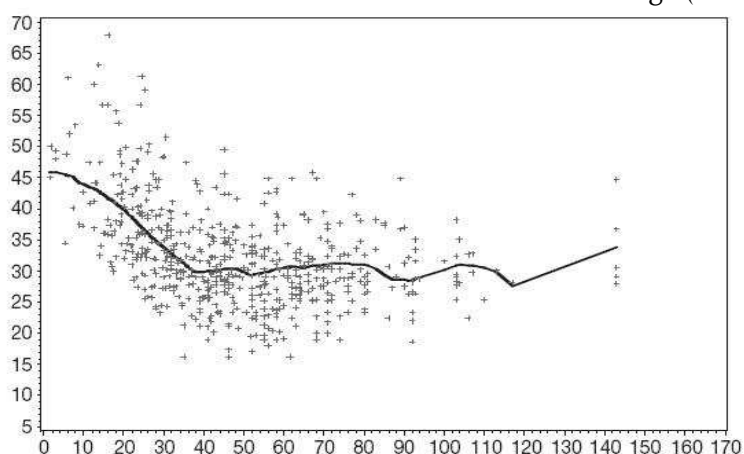


FIGURE 5.2 – Proximité au centre de Paris et durée du chômage (en transports)



Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi et Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

Lecture : chaque point représente une commune, soit 914 localités pour lesquelles les durées de chômage ont pu être estimées. L'axe des ordonnées représente les durées de chômage. Elles sont exprimées en mois et correspondent aux durées brutes sous la convention "Reprise d'emploi déclarée". L'axe des abscisses représente les temps de transport (ils sont exprimés en minutes). Le centre est posé ici comme le premier arrondissement de Paris. La courbe représente l'estimation non paramétrique de la durée moyenne de chômage, obtenue avec un noyau d'Epanechnikov et une fenêtre variable déterminée par validation croisée ("adaptive kernel estimator").

5.1.1.2 Les problèmes de l'accessibilité aux opportunités d'emplois

La littérature en économie urbaine identifie différents mécanismes potentiels qui lient l'hypothèse de *Spatial Mismatch* aux situations rencontrées sur le marché du travail par certains habitants (Arnott, 1997). Nous rappelons les deux principaux retenus :

Le premier mécanisme est expliqué par les coûts de déplacements. Une déconnexion physique entre le lieu de résidence et le lieu de travail peut conduire à d'importants coûts de déplacements dès lors que certaines localisations ne bénéficient pas d'un système de transport public approprié. Ces coûts peuvent être accentués par des problèmes de congestion ou par une faible qualité des systèmes de transports publics. Un phénomène qui est très vraisemblable pour la région parisienne. Dans ce contexte, les chômeurs résidant dans des quartiers et/ou communes déconnectés des centres d'emplois sont confrontés à des coûts monétaires et temporels souvent trop élevés en comparaison des salaires qui leurs sont proposés (Coulson *et al.*, 2001 ; Brueckner et Zenou, 2003).

Le second mécanisme est donné par différentes caractéristiques du processus de recherche d'emploi. En premier lieu, un individu résidant loin des centres d'emplois peut rencontrer des difficultés dans l'obtention d'informations sur les emplois disponibles (Rogers, 1997). Pour Simpson (1992), les métropoles consistent en une série d' "îlots" contenant de l'information sur les opportunités d'emplois (celle-ci circule librement au sein d'un îlot mais sa transmission entre îlots est coûteuse). Dans ces conditions, chercher un emploi loin du domicile peut se révéler être trop coûteux. Les individus vont chercher un emploi efficacement dans une zone relativement restreinte, près du domicile, et ce, quand bien même les emplois seraient de faible qualité (Davis et Huff, 1972). D'autres études empiriques montrent que la distance physique aux emplois tend à réduire l'information disponible concernant les emplois vacants (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990, 1991). Il existe plusieurs justifications à ce phénomène parmi lesquelles le fait que les entreprises peuvent recourir à des modes de recrutement plutôt locaux tels que la publication d'une annonce dans un journal local ou un affichage dans une vitrine.

5.1.1.3 Ségrégation résidentielle et "effets de quartiers"

L'autre série d'arguments, liant organisation spatiale des villes et les problèmes de chômage, insiste sur les effets de la ségrégation résidentielle. Ces mécanismes ayant déjà été explicités à plusieurs reprises, nous nous contentons de les lister². Ainsi vivre dans un quartier

2. Là encore, le lecteur est renvoyé au CHAPITRE 1 pour avoir plus de détails.

ségrégé/défavorisé a pour conséquences :

- D’être un frein à l’acquisition de capital humain (Bénabou, 1993).
- D’accroître la propension à avoir un comportement déviant (Crane 1991). Le comportement de l’individu étant fortement lié à la proportion d’individus adoptant déjà ce comportement.
- De ne proposer qu’un réseau social de faible qualité pour les individus qui y résident (Holzer, 1988 ; Selod et Zenou, 2006).
- D’être propice à subir une discrimination territoriale (Holzer et Ihlanfeldt, 1998).

Lorsque l’on s’intéresse aux conséquences de l’organisation urbaine sur le retour à l’emploi, l’une des difficultés majeures est de réussir à isoler ce qui provient d’un pur phénomène de ségrégation socio-spatiale et ce qui provient d’un mauvais appariement spatial entre la localisation des emplois et celle des actifs. Les deux phénomènes doivent être clairement distingués. Il importe donc de contrôler les effets de la ségrégation résidentielle afin d’estimer l’importance du mauvais appariement spatial sur les chances de retour à l’emploi, et inversement. C’est typiquement l’objectif de travaux récents qui cherchent à séparer les problèmes de ségrégation et d’accessibilité aux emplois. Dujardin *et al.* (2004) / Gobillon et Selod (2007) mettent l’accent sur les déterminants du chômage dans la région métropolitaine de Bruxelles / dans la région parisienne. Rospabé et Selod (2006) font de même pour Cape Town en Afrique du Sud. Cette section s’inscrit dans cette démarche de distinction et d’identification des effets.

5.1.2 Données et construction des variables

5.1.2.1 Les données

Les estimations, réalisées à partir du FHS de Pôle Emploi, permettent d’obtenir des taux de sortie du chômage à un niveau communal. Les taux ne sont qu’une autre expression des durées calculées. Plus la durée de chômage est élevée, plus le taux de sortie du chômage sera faible, et inversement. Nous disposons de taux nets qui représentent les taux de sorties pour chaque commune, *toutes choses égales par ailleurs*, en contrôlant des caractéristiques individuelles propres à chaque demandeur d’emplois. L’intérêt de raisonner sur ces taux réside dans le fait que les écarts de taux de sortie du chômage ne sont, dans ce cas, pas dus à une composition de la main d’œuvre locale qui serait fort différente d’une commune à l’autre.

Si les caractéristiques des demandeurs d'emplois n'expliquent plus ces écarts de taux de chômage, il est pertinent de s'intéresser à l'effet du contexte local. Pour cela, on mobilise également les données du recensement de l'INSEE de 1999 qui renseignent sur la composition démographique, sur les qualifications de la population active, sur le type de ménages, sur les emplois dans les communes etc. Cet ensemble de données est mobilisé pour la construction d'indicateurs de composition et de ségrégation ou encore d'accès à l'emploi.

Enfin, des matrices de temps de déplacements entre communes, fournies par la Direction Régionale de l'Équipement Ile-de-France (DREIF), renseignent sur les temps de déplacement entre chacune des communes d'Ile-de-France selon deux moyens de locomotion (le véhicule privé et les transports en commun) et permettent d'identifier l'enclavement d'une commune donnée.

5.1.2.2 Les variables

Mesures de la ségrégation résidentielle

La littérature en économie urbaine a montré que de nombreuses caractéristiques de voisinage peuvent affecter la probabilité d'être en emploi, telles que le taux de chômage, le niveau de qualification, le pourcentage d'ouvriers etc. Introduire ces caractéristiques simultanément dans une régression peut poser des problèmes de colinéarité puisque les indicateurs de composition/ségrégation sont souvent fortement corrélés entre eux.

Ainsi, pour mesurer la ségrégation dans une commune donnée nous avons recours aux méthodes de l'analyse de données. Nous cherchons à identifier les communes socialement et économiquement homogènes au sein de la région parisienne. La méthode est proche de celle employée par Dujardin *et al.* (2004). Nous réalisons une classification ascendante hiérarchique (CAH) qui regroupe les différentes communes selon un procédé algorithmique (critère de Wald). Les variables mobilisées renseignent sur la structure démographique (part des étrangers, part des familles monoparentales, taux de chômage), sur la composition en termes de qualifications (part des personnes peu diplômées, part des personnes avec Bac+2 ou plus) et sur la composition en termes de catégories socio-professionnelles (part des ouvriers, part des cadres). Elles contiennent aussi des indications sur la qualité des réseaux sociaux ou sur le sens des éventuels "effets de pairs" (il sera d'autant plus bénéfique de vivre dans un quartier favorisé que celui affiche déjà un niveau de capital humain élevé).

Cette méthode nous permet d'identifier quatre types de communes : les communes très

défavorisées ; moyennes-défavorisées ; moyennes-favorisées et très favorisées (ANNEXE 5.1). Les premières se caractérisent par une population étrangère importante, par la présence de nombreuses familles monoparentales ou encore par un taux de chômage très supérieur à la moyenne. En outre, ces communes affichent, dans l'ensemble, une population moins qualifiée et moins diplômée. Le noyau principal est situé en proche banlieue nord. Il occupe la majorité de la Seine-Saint-Denis, il déborde au nord sur le Val-d'Oise (Garges, Sarcelles, Villiers-le-Bel) et à l'ouest, sur les Hauts-de-Seine (FIGURE 5.14). Les communes moyennes-défavorisées affichent une composition très proche de celle de la moyenne régionale. Toutefois, la caractéristique majeure de ces communes est une population moins diplômée, une forte présence d'actifs ouvriers et une population relativement moins aisée en termes de revenus. Elles couvrent à elles seules la majeure partie de la Seine-et-Marne et les marges occidentales des Yvelines ou du Val d'Oise. Les communes de ce type sont rares en petite couronne. Elles correspondent presque exclusivement à des espaces péri-urbains et pavillonnaires.

Les communes moyennes-favorisées affichent aussi des caractéristiques proches de la moyenne mais elles se distinguent par une population plus qualifiée avec une structure démographique plus favorable. Elles sont réparties sur l'ensemble du territoire, notamment sur la frange ouest. Enfin, les communes très favorisées affichent un revenu fiscal très supérieur à la moyenne, qui s'accompagne de surcroît d'une population majoritairement qualifiée. La part importante de familles étrangères s'explique notamment par la présence de nombreux arrondissements parisiens et de communes de la Petite Couronne. Elles sont surtout localisées dans l'Ouest parisien, dans la proche périphérie et sur une large part du département des Yvelines.

Mesures de l'accessibilité aux emplois

L'accessibilité aux emplois est une question centrale au sein de la région Ile-de-France. En 2003, sur les 4,9 millions de salariés qui résident en Ile-de-France, trois franciliens sur quatre, quittent leur commune de résidence pour se rendre sur leur lieu de travail. Sur ces 3,7 millions de personnes, 2,4 millions quittent non seulement leur commune mais aussi le département où ils vivent (Jabot, 2006).

Pour mesurer l'accessibilité aux emplois nous nous restreignons aux limites administratives de la région Ile-de-France. Ce choix méthodologique peut poser problème dans le sens où il est clair que le marché francilien ne saurait être contenu par de telles limites administratives. Gilli (2005) montre que les déplacements quotidiens, à travers tout le bassin parisien, plaident davantage pour l'existence d'une région fonctionnelle intégrant plusieurs régions administra-

tives. Il demeure, cependant, que la majorité des déplacements domicile-travail concerne des parcours internes à la région. En 2003, seulement 24 000 Franciliens quittent la région pour aller travailler, alors que 120 000 habitants d'une autre région sont salariés en Ile-de-France. En outre, les salariés franciliens qui quittent la région sont, à part égale, cadres, ouvriers ou toutes autres catégories socioprofessionnelles (Jabot, 2006). Pour ces raisons, le biais résultant de la décision de se restreindre aux contours administratifs semble somme toute assez modeste, bien que cette limite soit à garder à l'esprit dans l'interprétation des mesures de l'accessibilité.

Pour décrire l'accessibilité aux emplois des diverses communes de la région, différents indicateurs ont été construits. Le premier est le suivant :

$$Dens20_i = \frac{\sum_j emplois_j}{\sum_j population_active_j} \quad (5.1)$$

où j correspond à l'ensemble des communes comprises dans un rayon de 20 kilomètres pour une commune i donnée³. On répète ce procédé pour chacune des communes de la région.

Une deuxième série d'indicateurs mesure la part de l'ensemble des emplois de la région accessible en un temps donné. Sa construction est telle que :

$$Pemp45_{im} = \frac{\sum_j emplois_j T_{ij}}{\sum emplois} \quad (5.2)$$

avec j qui représente l'ensemble des communes accessibles dans un temps de déplacement de 45 minutes à partir d'une commune i donnée. Ce seuil de 45 minutes est justifié par différentes études menées par la DREIF qui tendent à montrer que le temps de déplacement moyen pour une personne qui se rend sur son lieu de travail est de l'ordre de 36 minutes en 2001-2002⁴. Le total des emplois ainsi calculé est ensuite rapporté au total des emplois de la région. L'indicateur a été construit pour toutes les communes et pour deux types de moyen de déplacement m : la voiture et les transports en commun⁵.

3. La référence pour cet indicateur est une distance euclidienne, qui correspond à la distance à vol d'oiseau. On raisonne à partir des coordonnées des centroïdes des communes.

4. Enquête globale de transport 2001-2002 : "la mobilité des franciliens en quelques chiffres".

5. Une autre limite du fait de se restreindre à l'Ile-de-France réside dans le fait que ces différents indicateurs tendent à sur-valoriser le poids des communes les plus éloignées. En effet, nombreuses de ces communes ont potentiellement accès à des centres d'emplois limitrophes à la région (notamment en Picardie) qui ne sont pas pris en compte dans notre analyse.

Tableau 5.1 – Autocorrélation spatiale globale du taux de sortie du chômage et du taux de chômage

Taux de sortie du chômage (reprise d'emploi)			
Matrice W	I de Moran	Écart-type	p-valeur
Reine 1	0,7105	0,0225	0,001
Reine 2	0,5862	0,0169	0,001
Distance < 5 km	0,6447	0,0147	0,001
Taux de chômage			
Matrice W	I de Moran	Écart-type	p-valeur
Reine 1	0,4211	0,0165	0,001
Reine 2	0,3327	0,0108	0,001
Distance < 5 km	0,382	0,0134	0,001

Source : Estimations SOLSTICE et recensement de la population (1999).

Notes : Pour le taux de sortie du chômage, $E[I] = -0,0011$. Pour le taux de chômage, $E[I] = -0,0008$.

5.1.3 Méthode économétrique

Nous nous appuyons sur les théories développées dans le cadre de l'économie urbaine afin d'expliquer pourquoi le retour à l'emploi diffère d'une commune à l'autre dans l'espace francilien. Pour tester ces théories, le recours à la méthode des *Moindres Carrées Ordinaires* pose problème pour une raison particulière : la nécessaire prise en compte de l'autocorrélation spatiale. En effet, l'estimation par MCO d'une relation présentant des effets spatiaux, devient inappropriée dans le cas où les observations ne sont pas indépendantes. Une des caractéristiques des modèles qui utilisent des données géo-localisées est que les résidus de la régression peuvent être spatialement corrélés. Ces résidus seront plus fortement corrélés pour des communes proches que pour des communes distantes. Dans un tel cas, il est évident que l'estimation des coefficients et des écarts-types serait alors sûrement biaisée (Le Gallo, 2002). Ce phénomène est a priori très vraisemblable dans notre cas puisque la cartographie dans le CHAPITRE 2 a mis en avant des zones homogènes où les localités présentaient des durées de chômage très proches les unes des autres, mais également l'existence d'autocorrélation spatiale.

Prendre en compte l'autocorrélation spatiale

Nous présentons, dans le tableau suivant, les coefficients d'autocorrélation (I de Moran) du taux de sortie de chômage et du taux de chômage obtenus pour différents types de matrices de poids spatiaux⁶.

Quel que soit le type de matrice retenu, nous constatons que le taux de sortie de chômage (et le taux de chômage) présente une autocorrélation spatiale significative positive relativement

6. Nous affichons également dans le tableau le I de Moran pour le taux de chômage, car c'est l'une des variables à expliquer que l'on retient dans la section suivante.

élevée. Deux communes éloignées géographiquement ont donc des taux de sortie du chômage différents. Des communes voisines géographiquement sont aussi des communes voisines en termes de sortie du chômage. Pour considérer ce problème d'autocorrélation spatiale dans nos données, il importe de mettre en place le modèle adéquat.

Les différentes modélisations

Comme point de départ, nous considérons le modèle suivant pour expliquer le taux de sortie de chômage dans chaque commune :

$$Y_i = \beta_i \text{Segreg} + \gamma_i \text{Acces} + \delta_i \text{Zones} + \epsilon_i \quad (5.3)$$

où Y_i est le taux de sortie du chômage pour une commune i donnée. Il est compris dans l'intervalle $[0 ; 1]$. *Segreg* regroupe des indicatrices issues de la CAH. La commune affiche la valeur 1 si elle appartient à une classe donnée classe, 0 sinon. On regarde ainsi l'effet différencié de vivre dans tel type de commune plutôt que tel autre. *Acces* est un vecteur de variables mesurant l'accessibilité aux emplois pour chacune des communes de la région Ile-de-France. Outre l'indicateur simple du taux de motorisation des ménages, nous retenons la part des emplois accessibles à 45 minutes (en véhicule ou en transports publics) et la densité d'emplois dans un rayon de 20 kilomètres. *Zones* inclut des indicatrices pour les zones d'emploi, afin de contrôler d'une éventuelle hétérogénéité inobservée.

Selon la littérature en économétrie spatiale, deux modèles traditionnels peuvent être spécifiés pour prendre en compte l'autocorrélation : un modèle SAR dans lequel la variable dépendante suit un processus spatialement autoregressif. Il permet de modéliser les effets de débordement en intégrant une variable endogène spatialement décalée (W_y) en plus de la matrice des variables indépendantes ; un modèle SEM dans lequel la dépendance spatiale se rattache aux erreurs.

Le modèle SAR peut s'écrire de la façon suivante :

$$Y_i = \rho WY_i + \beta_i \text{Segreg} + \gamma_i \text{Acces} + \delta_i \text{Zones} + \epsilon_i \quad \epsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (5.4)$$

où le paramètre estimé ρ mesure la dépendance spatiale des observations.

Le modèle SEM s'écrit lui de la façon suivante :

$$Y_i = \beta_i \text{Segreg} + \gamma_i \text{Acces} + \delta_i \text{Zones} + \epsilon_i \quad \epsilon = \lambda W\epsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (5.5)$$

où λ est le paramètre représentant l'intensité de la dépendance spatiale entre les résidus de la régression. Cette dépendance est qualifiée de dépendance spatiale de nuisance.

Choisir la bonne modélisation

A priori, les deux modèles semblent applicables. Dans le modèle SAR, l'autocorrélation spatiale des observations est capturée par la variable endogène spatialement décalée W_y et reflète l'idée selon laquelle le taux de sortie du chômage dans une commune est influencé par celui des communes voisines. Dans le modèle SEM, nous considérons la dépendance spatiale comme une nuisance statistique qui peut s'expliquer par des problèmes de mauvaises spécifications (variables omises, mauvaise échelle géographique retenue etc.).

Lorsqu'une variable endogène décalée est ignorée dans la spécification du modèle, alors qu'elle est présente dans le processus générateur des données, les estimateurs des MCO dans le modèle représenté par l'équation 5.3 seront biaisés et non convergents (contrairement à l'équation 5.4). De même, ne pas considérer la dépendance spatiale au niveau des erreurs et estimer l'équation 5.4, plutôt que l'équation 5.5, produit des estimateurs biaisés et inconsistants. Quel que soit le modèle spatial retenu, les paramètres de l'équation sont estimés par la méthode du Maximum de Vraisemblance.

Dans la pratique, il existe des tests qui permettent de trancher entre les deux formes de dépendance spatiale. Il s'agit des tests du multiplicateur de Lagrange (LMERR, LMLAG et leurs versions robustes R-LMERR et R-LMLAG). Toutefois, le contexte de l'analyse et la structure des données peuvent permettre de s'affranchir de ces tests et de recourir à la méthode la plus logiquement appropriée.

Dans notre cas, nous supposons que l'autocorrélation spatiale provient de l'échelle d'analyse qui est retenue. En effet, la façon dont les données spatiales sont agrégées peut avoir un effet sur la mesure de l'autocorrélation spatiale. Il s'agit du "Modifiable Areal Unit Problem" (MAUP) (Le Gallo, 2002). Celui-ci regroupe deux problèmes potentiels : (1) l'autocorrélation spatiale peut être affectée par le niveau d'agrégation utilisé. On parle d'effet d'échelle. (2) La façon de découper une zone en plusieurs subdivisions donne lieu à de nombreuses configurations spatiales. L'autocorrélation peut être liée à ce problème de forme des unités spatiales. Or, ce sont deux problèmes que l'on retrouve potentiellement dans notre analyse à l'échelle de la

commune⁷. Dans ce cas, le modèle approprié est le modèle SEM.

Si l'autocorrélation spatiale provient du fait que les données sont affectées par des processus qui relient des lieux différents et qui sont à l'origine d'une organisation particulière des activités dans l'espace, il est d'usage de recourir au modèle SAR. Dit autrement, l'organisation et la structure spatiales inhérentes aux phénomènes économiques et sociaux produisent des interactions complexes qui doivent être intégrées dans la modélisation des phénomènes spatiaux. Ces interactions spatiales peuvent prendre la forme d'effets de diffusion et d'effets de débordement, qui supposent que les observations s'influencent. Néanmoins, ici, il est difficile d'envisager que le chômage dans une commune puisse influencer le chômage dans les communes voisines. Si des effets de pairs peuvent exister, ils jouent davantage à l'échelle individuelle plutôt que communale.

Pour ces différentes raisons, nous avons recours à un modèle SEM dans l'ensemble de ce chapitre mais aussi dans le chapitre suivant. Puisque nous raisonnons toujours à l'échelle de la commune et que nous cherchons à expliquer les disparités de chômage, le raisonnement décrit est valable dans toutes les configurations qui seront présentées. Nous estimons donc l'équation 5.6 par Maximum de Vraisemblance. Nous retenons une matrice de distance qui permet de définir comme voisines toutes les communes comprises dans un rayon de 5 kilomètres.

Le recours à ces régressions agrégées permet de mettre en évidence des relations spatiales contribuant à la formation du chômage au niveau des communes. Le recours aux "taux nets" permet de contrôler d'éventuels effets de composition (par exemple, une commune comportant une proportion élevée d'étrangers connaît un taux de chômage élevé car les étrangers sont, toutes choses égales par ailleurs, plus au chômage) puisque nous raisonnons comme si chaque commune avait la composition moyenne de la région. Dans ces conditions, notre estimation permet de prendre la pleine mesure des effets de ségrégation (une commune comportant une proportion élevée d'étrangers connaît un taux de chômage élevé pour des raisons de stigmatisation du quartier par les employeurs ou encore à cause de la faible qualité des réseaux sociaux). Cependant, cette méthode est sujette au risque de l' "erreur écologique", une erreur d'interprétation qui consiste à inférer à un niveau individuel des résultats obtenus à un niveau agrégé (Marpsat, 1999).

De plus, mettre en relation les résultats des individus à leur localisation résidentielle pose

7. En d'autres termes, nous supposons que l'échelle utilisée lors de la collecte de données (communale) est agrégée, et peut ne pas effectivement correspondre à l'échelle à laquelle le processus que l'on étudie joue. Ceci donne lieu à des erreurs de mesures.

le problème de l'endogénéité des choix de localisations. C'est typiquement le cas si l'on part du postulat que les individus ne choisissent pas leur lieu de résidence au hasard. Il est probable que des individus se regroupent spatialement en fonction de caractéristiques similaires et de résultats identiques sur le marché du travail. Dans ces conditions, il est difficile de distinguer si un individu est au chômage parce qu'il vit dans un quartier particulier ou bien si cet individu vit dans ce quartier parce qu'il est au chômage. Dans nos estimations, nous ne prenons pas en compte ce biais.

5.1.4 Résultats

On teste successivement différents groupes de variables (modèle 1 à 3) pour expliquer les écarts de taux nets de sortie du chômage (TABLEAU 5.6). Raisonner à partir des taux nets permet d'expliquer les écarts de situation en termes de sortie du chômage à compositions de demandeurs d'emplois identiques.

Les deux premiers modèles présentent des régressions pour chacune des deux séries de variables explicatives introduites séparément. Le premier modèle considère exclusivement les problèmes de ségrégation. La référence correspond aux communes les plus "défavorisées" selon la typologie. Nous constatons sans surprise que ces communes sont les plus défavorables en termes de retour à l'emploi. On assiste à une amélioration des chances de sortie du chômage à mesure que l'on habite dans un type de commune de plus en plus "favorisé". Si ces indicateurs confirment les effets de la ségrégation sur le retour à l'emploi, ils ne permettent pas de savoir quel mécanisme prédomine. On ne sait pas si l'effet négatif provient d'une faible qualité du réseau social, d'éventuels effets de pairs, d'un phénomène de discrimination territoriale ou encore d'une combinaison des trois.

Ces résultats confirment ce que l'on obtenait au niveau individuel dans le CHAPITRE 3. En particulier, nous observons que la qualité du quartier détermine la situation d'emploi. Les estimations obtenues vont également dans le sens d'un certain nombre de travaux sur données agrégées comme celui-ci. En effet, Dujardin *et al.* (2008) pour Bruxelles ou encore Gobillon *et al.* (2011) pour la région Ile-de-France montrent également un effet défavorable de la composition de la commune sur son taux de chômage ou sa durée moyenne de chômage.

Le modèle 2 ne considère que des variables mesurant l'accès à l'emploi. On peut constater que la plupart jouent dans le sens prédit par la théorie économique. Aussi bien le taux de motorisation des ménages de la commune que la part des emplois accessible en 45 minutes

en transports publics ou privés font augmenter le taux de sortie du chômage au niveau communal⁸. Si l'accès aux moyens de transports (publics ou privés) semble favoriser le retour à l'emploi, il n'en est pas de même pour le fait de résider à proximité immédiate du gisement d'emploi. Il apparaît que la densité d'emplois (définie par le rapport emplois sur population active) dans un rayon de 20 kilomètres n'a pas d'effets significatifs⁹.

Ces résultats sont difficilement comparables avec la plupart des études américaines car ces dernières distinguent les problèmes d'accessibilité entre les différentes populations (Noirs et Blancs, par exemple). Dans notre cas, nous considérons la population globale lors de l'analyse des effets de la distance physique aux emplois. Néanmoins, Bouabdallah *et al.* (2002), Cavaco et Lesueur (2004) montrent, sur données françaises, des effets significatifs de la mobilité et de l'élargissement de la zone de prospection sur la durée de chômage. Ces résultats vont dans le sens d'un effet favorable de l'accessibilité aux emplois sur le chômage. De même Aslund *et al.* (2010) trouvent, sur données suédoises, que la proximité aux emplois joue positivement sur les performances des individus sur le marché du travail. Concrètement, le fait d'augmenter le nombre d'emplois dans la localisation initiale tend à augmenter la probabilité d'être en emploi. En revanche, Gobillon et Selod (2007) observent que les communes de région parisienne où sont concentrés les chômeurs ne semblent pas se caractériser par une mauvaise connexion physique aux emplois. Cette apparente contradiction avec nos résultats peut s'expliquer par le fait que nous ayons des indicateurs de l'accessibilité différents. Or, les travaux de Rogers (1997) ou DeRango (2001) montrent que la validation ou non de cette hypothèse de *Spatial Mismatch*, dans les travaux empiriques, est étroitement liée à l'indicateur mobilisé pour mesurer l'accessibilité ou aux spécifications retenues pour expliquer le statut d'emploi.

Le modèle suivant (modèle 3) combine les deux groupes de variables. En ce qui concerne l'effet de la ségrégation, les constats évoqués restent sensiblement les mêmes, ce qui renforce l'idée selon laquelle la composition d'un quartier ou d'une commune influe sur le retour à l'emploi. Résider à proximité de populations dont le capital humain est faible, dans une localité où les réseaux sociaux sont peu développés ou de mauvaise qualité influe négativement sur

8. D'autres indicateurs permettant de mesurer la concurrence sur le marché du travail ont été testés (part de la population active accessible aux emplois de la commune en 45 minutes en transport ou voiture). Toutefois ces derniers révèlent une forte corrélation avec les mesures de l'accessibilité. Les introduire dans le modèle pose un problème de colinéarité. En outre, elle présente le même effet positif sur le retour à l'emploi que les indicateurs d'accessibilité)

9. Nous avons essayé d'introduire une mesure de la densité d'emplois à 10 kilomètres dans les estimations afin de capturer davantage les différences entre les pôles d'emplois de proche couronne et ceux de moyenne banlieue. Nous ne trouvons pas non plus d'effet significatif.

le retour à l'emploi. En outre, le fait de résider dans des localités déconnectées des centres d'emplois agit défavorablement sur une sortie rapide du chômage. Ce constat mérite d'être nuancé dans le sens où une proximité immédiate semble ne pas avoir d'effet.

L'introduction d'indicatrices par zones d'emplois, dans l'ensemble des modèles permet de prendre en considération les problèmes d'hétérogénéité inobservée et de contrôler de la spécificité des marchés locaux du travail. Ce découpage territorial est retenu plutôt que celui des bassins d'emplois ou bassins de vie qui donnent une taille considérable au bassin parisien et masquerait donc l'hétérogénéité que l'on cherche à capturer. Dans l'ensemble, l'effet résiduel du territoire demeure important même après avoir pris en compte les effets de composition, de distance physique à l'emploi et de ségrégation résidentielle. Il apparaît que la zone d'emploi de Paris (la référence) s'impose comme la plus défavorable en matière de retour à l'emploi. La localisation dans cette zone d'emploi augmenterait la durée du chômage comparativement aux autres zones de la région. Le résultat va à l'encontre des idées reçues puisque la densité d'emplois est la plus élevée à Paris. Il semble cependant que ces observations soient dépendantes du découpage territorial retenu (zones ou bassins).

Tableau 5.2 – Taux nets de sortie du chômage / "Reprise d'emploi déclarée"

	1	2	3	4
Nombre d'observations	914	914	914	914
Variabes explicatives				
Constante	0,325*** (0,013)	0,246*** (0,024)	0,276*** (0,024)	0,302*** (0,024)
Ségrégation				
<i>Communes très défavorisées</i>	<i>Réf</i>		<i>Réf</i>	<i>Réf</i>
Communes moyennes-défavorisées	0,035*** (0,004)		0,029*** (0,004)	0,022*** (0,006)
Communes moyennes-favorisées	0,039*** (0,004)		0,032*** (0,004)	0,024*** (0,005)
Communes très favorisées	0,038*** (0,005)		0,031*** (0,005)	0,021*** (0,006)
Accès à l'emploi				
Taux de motorisation		0,162*** (0,021)	0,079*** (0,023)	0,060** (0,023)
Densité d'emplois à 20km		-0,004 (0,008)	-0,004 (0,007)	-0,004 (0,007)
% d'emplois access. à 45mn en transports		0,012* (0,007)	0,010* (0,006)	0,010* (0,006)
% d'emplois access. à 45mn en véhicule		0,030** (0,015)	0,025* (0,015)	0,026* (0,015)
Discrimination territoriale				
Présence d'une ZUS				-0,017*** (0,005)
Indicatrice de zones d'emplois				
	oui	oui	oui	oui
λ	0,824*** (0,024)	0,816*** (0,025)	0,819*** (0,024)	0,824*** (0,024)
Log likelihood	1833,30	1812,99	1839,07	1661,1
AIC	-3608,59	-3565,99	-3612,14	-3650,2

Sources : Estimations SOLSTICE, recensement de la population (1999) et Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

Niveaux de significativité : *** significatif au seuil de 1% ; ** significatif au seuil de 5% ; * significatif au seuil de 10%. Notes : Le tableau présente les résultats de l'estimation de différents modèles SEM. Les estimations ont été réalisées sous GeoDa. Les écarts-type sont notés entre parenthèses.

Dans le modèle 4, nous introduisons une indicatrice renseignant sur la présence ou non de Zones Urbaines Sensibles (ZUS) dans la commune.¹⁰ Elles sont au nombre de 157 pour la région Ile-de-France. Si notre première série d'indicateurs, issue de la CAH, permet de contrôler des difficultés socio-économiques de certaines communes alors l'indicatrice de la présence d'une ZUS doit seulement renseigner sur le fait que la commune envoie un signal négatif. Comme dans le CHAPITRE 4, nous supposons que la présence d'une ZUS dans une commune peut avoir deux effets combinés : un effet de concentration de population fragiles et un effet de discrimination territoriale. Puisque nos indicateurs permettent de contrôler de la ségrégation résidentielle, il demeure alors un effet de discrimination que nous essayons de mesurer dans notre estimation. Le modèle 4 montre bien un effet défavorable de la présence d'une ou plusieurs ZUS dans la commune, quand bien même nous contrôlons de la structure démographique et sociale. Nous retrouvons donc un effet déjà observé dans le chapitre précédent, bien que la méthodologie soit quelque peu différente.

Dans cette section nous avons tenté d'expliquer la géographie particulière du chômage en région parisienne. Les résultats de nos estimations semblent montrer que cette géographie constatée trouve vraisemblablement son origine dans des problèmes de distance physique aux emplois et de ségrégation résidentielle. Certaines localités semblent souffrir d'une mauvaise connexion physique aux opportunités d'emplois. L'enclavement d'une commune par rapport aux centres d'activités rend la prospection d'emploi coûteuse, peu intense et finalement inefficace (Davis et Huff, 1972 ; Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990, 1991 Coulson *et al.*, 2001 ; Brueckner et Zenou, 2003). Il semble que cela soit le cas pour une partie de la Seine et Marne, ainsi que pour les localités aux extrémités du Val-d'Oise et des Yvelines. On peut évoquer des effets de ségrégation résidentielle : l'agglomération de populations fragiles sur un territoire donné, peut contribuer à détériorer l'employabilité des individus, nuire à la qualité des réseaux sociaux intervenant dans l'obtention d'un emploi ou encore favoriser des comportements de discrimination territoriale par les employeurs. L'explication est pertinente pour le département de la Seine-Saint-Denis et pour un certain nombre d'arrondissements parisiens ou de localités de la proche périphérie.

Certaines limites du travail effectué dans cette section méritent d'être soulignées. Nos don-

10. Nous rappelons que les ZUS sont ces territoires infra-urbains définis par les pouvoirs publics pour être la cible prioritaire de la politique de la ville, en fonction des considérations locales liées aux difficultés que connaissent les habitants de ces territoires.

nées nous contraignent à nous restreindre à la région Ile-de-France. Ce qui pose problème dans la mesure de l'accessibilité puisque nous écartons certains bassins d'emplois limitrophes de la région. Ce phénomène ne biaise que marginalement l'analyse, mais il mérite d'être souligné. Nous ne prenons pas en compte l'endogénéité du choix de localisation des individus, ce qui peut être source de biais dans le sens où les individus ne choisissent vraisemblablement pas leur commune de résidence au hasard. Un éventuel tri spatial des individus est donc susceptible d'affecter nos résultats. Ensuite, si nous montrons bien un effet de la ségrégation résidentielle sur le retour à l'emploi, il est difficile de dire si celui-ci s'explique davantage par des "effets de voisinage", une faiblesse des réseaux sociaux ou encore un problème de discrimination territoriale.

Nos résultats plaident cependant pour une meilleure prise en compte du contexte local dans les analyses de retour à l'emploi. La distinction entre les problèmes de ségrégation et les problèmes d'accessibilité se révèle d'autant plus importante que la conséquence en termes de politiques publiques est différente : alors que dans un cas il peut sembler nécessaire de favoriser la mixité, dans l'autre un développement des infrastructures en termes de transports semble plus adéquat.

L'organisation urbaine d'une agglomération, mesurée par les problèmes d'accessibilité aux emplois ou de ségrégation résidentielle, semble donc influencer sur les performances relatives au marché du travail. Pour autant, peut-on écarter l'influence d'autres mécanismes pour expliquer les écarts observés dans les durées de chômage ? C'est à cette question que se propose de répondre la prochaine section, puisque nous nous intéressons au rôle du statut résidentiel. Si l'accessibilité aux emplois est importante, est-ce que l'on peut également démontrer un effet de certains mécanismes qui tendraient à réduire la mobilité géographique des individus ?

5.2 Chômage et statut résidentiel : existe-t-il un lien ?

Différentes explications ont été apportées par la littérature en économie urbaine pour expliquer les disparités entre régions ou départements, par exemple, en termes de performances sur le marché du travail. Comme nous l'avons vu, cela peut s'expliquer par des problèmes de mauvais appariement spatial, pour certains habitants, entre le lieu de résidence et les centres d'emplois (Kain, 1968, 1992); Cela peut être dû à un processus de ségrégation résidentielle à l'origine d'effets de voisinage ou encore cela peut être dû à un phénomène de discrimination territoriale. Récemment, des différences structurelles relatives au statut résidentiel ont été proposées pour expliquer les disparités observées sur le marché du travail (en termes de chômage).

En effet, dans une série d'articles, Andrew Oswald (1996, 1999) cherche à mettre en évidence les liens qui peuvent exister entre le marché du logement et le marché du travail. L'auteur avance qu'un pourcentage de propriétaires élevé dans un pays ou dans une région est responsable d'un important niveau de chômage. Son hypothèse s'appuie sur le fait selon lequel les propriétaires seraient moins mobiles que les locataires. L'augmentation du nombre de propriétaires et d'accédants à la propriété aurait pour conséquence de diminuer les appariements entre les demandeurs d'emplois et les postes vacants. Concrètement, les contraintes de mobilité spécifiques aux propriétaires réduisent l'efficacité de la recherche d'emploi pour les individus concernés par ce statut résidentiel. A partir de données de pays de l'OCDE sur les trois décennies précédentes, Oswald trouve qu'une augmentation de 5 points de pourcentage du taux de propriétaires résulte en une hausse d'un point de pourcentage du taux de chômage.

Suite aux travaux pionniers d'Oswald, de nombreux auteurs ont essayé de tester et vérifier le lien potentiel entre le statut résidentiel et les performances sur le marché du travail (voir par exemple Nickell et Layard, 1999; Green et Hendershott, 2001a, 2001b; Coulson et Fisher, 2002; Munch *et al.* 2006, 2008; Battu *et al.* 2008). Ces travaux diffèrent par la méthodologie utilisée : analyse empirique ou modèle théorique. Ils diffèrent également par l'approche qui est privilégiée : certains testent l'hypothèse d'Oswald à un niveau macro-économique tandis que d'autres la testent à un niveau micro-économique. De plus, les auteurs ne confirment pas nécessairement l'hypothèse, puisqu'une partie non négligeable de ces travaux ne trouve pas de lien positif entre le statut de propriétaire et le chômage. Dans les faits, il apparaît que les travaux mobilisant l'approche micro-économique tendent à rejeter l'hypothèse d'Oswald alors que les travaux mobilisant une approche macro-économique tendent à la supporter (Dietz et

Haurin, 2003).

Dans cette section, nous voulons tester le lien entre le statut de propriétaire et le chômage dans le cas de la région Ile-de-France. Notre approche est relativement différente des autres pour un certain nombre de raisons. Premièrement, notre analyse empirique est menée à un niveau agrégé qui est relativement peu commun (la commune). Deuxièmement, nous considérons le statut de propriétaire mais également les autres statuts (locataire privé, locataire public, logé à titre gratuit)¹¹. Troisièmement, nous développons un modèle d'économétrie spatiale approprié afin de prendre en compte les problèmes de dépendance spatiale qui sont inhérents à l'usage de données géo-localisées. Quatrièmement, nous mobilisons différents indicateurs pour mesurer le chômage dans les communes : le taux de chômage et le taux de sortie du chômage.

5.2.1 L'hypothèse d'Oswald : revue de littérature des travaux existant

Nous présentons d'abord quelques mécanismes théoriques sous-jacents à l'hypothèse d'Oswald. Nous présentons ensuite un certain nombre de travaux empiriques micro ou macro-économiques qui confirment ou rejettent cette hypothèse. Nous verrons que très peu de travaux sur données agrégées prennent en compte les problèmes de dépendance spatiale ou d'effets de débordements alors qu'ils peuvent être une source sérieuse de biais.

Dans différents articles, Andrew Oswald (1996, 1997, 1999) a montré une corrélation entre le statut de propriétaire et le chômage au sein des pays et entre les pays. A partir de données sur les pays de l'OCDE et sur les régions de ces pays, il est arrivé à la conclusion que si le taux de propriétaires augmente de cinq points de pourcentage, le chômage augmente également d'un point de pourcentage. Cependant, ses conclusions sont obtenues avec de simples MCO à une variable où l'on explique le taux de chômage par le taux de propriétaires dans les pays de l'OCDE dans les années 1960 et 1990 et dans les régions en France, en Suède et en Italie dans les années 1990 ; avec des modèles à effets fixes pour les pays et les régions afin de contrôler de l'hétérogénéité inobservée.

Par la suite, un certain nombre d'articles ont essayé de vérifier l'hypothèse d'Oswald sur des données agrégées ou individuelles. Parmi les travaux qui vont dans le sens d'une relation positive entre le statut de propriétaire et le chômage, ceux de Nickell (1998) et Nickell

11. Nous faisons la distinction entre ces différents statuts car l'impact du marché du logement sur le marché du travail varie sûrement entre eux.

et Layard (1999) sont une extension de l'analyse empirique menée par Oswald. Les auteurs ajoutent des covariables dans l'analyse sur les données de l'OCDE utilisées par Oswald. Ils développent de simples régressions sur 20 pays de l'OCDE en mobilisant deux périodes différentes (1983-1988 et 1989-1994). Les résultats montrent que lorsque d'autres covariables sont introduites, alors l'effet du statut de propriétaire sur le chômage est réduit. Pehkonen (1999) confirme également l'hypothèse d'Oswald. Utilisant des données sur des zones d'emplois finlandaises, l'auteur trouve qu'une différence de 10% dans le taux de propriétaires est associée à une différence de 1 point de pourcentage dans le taux de chômage.

A partir de données déjà utilisées par Oswald, Green et Hendershott (2001a) essayent de vérifier l'hypothèse en estimant la relation pour six différentes classes d'âge, pour les chefs de ménage et pour la population totale. Ils ne trouvent aucune relation pour les jeunes chefs de ménage et les plus âgés, mais ils en trouvent une pour la classe intermédiaire. En 2004, Barrios García et Rodríguez Hernández analysent la relation entre le statut de propriétaire et le chômage en utilisant des données espagnoles à l'échelle de la province. Ils développent un modèle macro-économique qui relie le taux de propriétaires et le taux de chômage dans un système d'équations simultanées. Cela leur permet de prendre en compte un potentiel biais de simultanéité mais aussi de réduire le biais de la variable omise. S'ils ne confirment pas directement l'hypothèse d'Oswald, ils trouvent qu'un taux de chômage plus élevé diminue le taux de propriétaires.

Parmi les travaux sur données individuelles qui testent l'hypothèse d'Oswald, nous pouvons citer celui de Goss et Phillips (1997). Même si en 1997 les auteurs n'avaient pas connaissance du travail d'Oswald, ils ont examiné l'impact du patrimoine immobilier sur la durée de chômage sur données américaines. Ils trouvent notamment que le statut de propriétaire réduit la durée de chômage comparativement à d'autres statuts, avec un effet plus fort pour les créanciers hypothécaires par rapport aux simples propriétaires. Un autre travail de Green et Hendershott (2001b) confirme encore l'hypothèse. Il montre que les individus qui sont propriétaires et qui deviennent chômeurs retrouvent un emploi moins rapidement que ne le font ceux qui sont locataires. Les auteurs trouvent un effet plus faible que ceux reportés par Oswald.

A partir d'une enquête française (Trajectoires des Demandeurs d'Emplois de la DARES), Brunet et Lesueur (2003) estiment l'effet d'être propriétaire sur la durée de chômage, tout en prenant en compte le biais de censure et le biais de sélection des individus dans leur statut résidentiel. Ils trouvent que les propriétaires exercent un effet positif et significatif sur la durée de

chômage. En 2007, Brunet *et al.* réalisent une analyse comparative sur données individuelles françaises et anglaises. Les résultats montrent d'importantes différences entre les comportements des ménages en France et en Angleterre. Le statut de propriétaire a un effet positif sur la durée du chômage en France, mais n'a pas d'effet significatif au Royaume-Uni. Finalement, Battu *et al.* (2008) examinent également les effets du statut résidentiel sur l'emploi des individus et les durées de chômage au Royaume-Uni. Ils montrent que les propriétaires ont une probabilité plus faible d'obtenir un emploi dans les marchés du travail les plus éloignés par rapport aux locataires de logements privés.

Les analyses empiriques qui réfutent l'hypothèse d'Oswald sont très souvent des analyses micro-économiques. Par exemple, Coulson et Fisher (2002), à partir de données américaines, trouvent que la durée du chômage est plus courte pour les propriétaires que pour les locataires. Van Leuvensteijn et Koning (2004) utilisent des données de panel néerlandaises, qui renseignent sur l'historique des individus sur le marché du travail et le marché du logement sur la période 1989-1998, pour estimer un modèle non-paramétrique où sont intégrés conjointement les durées d'emploi et le statut de propriétaire. Leurs résultats montrent que les propriétaires sont moins vulnérables au chômage que les locataires.

Munch *et al.* (2006) et Munch *et al.* (2008), à partir de données danoises, examinent respectivement l'impact du statut de propriétaire sur la mobilité des travailleurs et la durée du chômage et l'impact sur la mobilité de l'emploi et les salaires des individus. Leurs résultats viennent contredire l'hypothèse d'Oswald car, dans un cas, ils trouvent que le statut de propriétaire augmente les chances de trouver un emploi localement et, dans l'autre cas, ils mettent au jour un effet clairement négatif du statut de propriétaire sur le risque de chômage et un effet positif sur les salaires. Finalement, Coulson et Fisher (2009) comparent et testent quatre hypothèses alternatives reliant le statut de propriétaire aux performances sur le marché du travail. Contrôlant la potentielle endogénéité relative au statut de propriétaire via une approche par variable instrumentale, ils trouvent que les propriétaires sont moins enclin à être au chômage. Ils trouvent également que les propriétaires tendent à gagner des salaires plus faibles que les locataires, *toutes choses égales par ailleurs*.

Il apparaît que les analyses empiriques qui mobilisent des approches micro-économiques vont à l'encontre des résultats d'Oswald alors que les analyses empiriques qui mobilisent une approche macro-économique tendent à les retrouver. Cependant, les méthodes ou modèles qui

utilisent des données agrégées présentent quelques problèmes qui ne sont que rarement traités. Travailler sur des unités spatiales telles que les régions ou les départements suppose que l'on contrôle le potentiel problème d'autocorrélation spatiale entre elles. Dès lors, nous devons utiliser des modèles issus de l'économétrie spatiale qui prennent en compte ce phénomène qui peut être une source de biais dans notre analyse empirique.

5.2.2 Données et méthodes

Dans cette sous-section, nous décrivons nos données, les variables et les modèles retenus afin de tester l'hypothèse d'Oswald pour la région parisienne.

5.2.2.1 Données et variables

Dans cette section, nous utilisons deux bases de données distinctes afin de tester la relation entre le taux de propriétaires et le taux de chômage. Nous utilisons le FHS qui fournit des informations sur les chômeurs qui sont inscrits à Pôle Emploi, qu'ils reçoivent une allocation ou non. Cela inclut des travailleurs inscrits entre le 1er Juillet 2001 et le 30 Juin 2002 et suivis jusqu'au 31 Mars 2006. Ce fichier est utilisé pour calculer l'une de nos variables à expliquer : le "taux net de sortie du chômage" pour chaque commune. La méthodologie utilisée pour calculer cet indicateur est identique à celle utilisée dans la section précédente et dans le CHAPITRE 2¹². Par ailleurs, il importe de préciser que nous considérons une personne sortie du chômage dès lors que celle-ci a déclaré avoir retrouvé un emploi. On se focalise donc sur la définition "reprises d'emploi déclarée".

La seconde base de données est le recensement de la population de 1999 qui fournit des informations sur la composition démographique, les qualifications de la population active, le type de ménage, les emplois disponibles etc. Elle est utilisée pour construire notre seconde variable à expliquer (le taux de chômage) et les différentes variables explicatives utilisées dans nos modèles. Nous disposons d'une information exhaustive pour les 1 300 communes qui composent la région.

A partir de cette base de données, nous retenons donc le taux de chômage dans la commune comme autre variable à expliquer. Nous retenons le taux de propriétaires comme variable explicative mais également les autres statuts résidentiels tels que la part des locataires privés, la part des locataires publics et la part des logés à titre gratuit. En plus de ces variables, les

12. L'ANNEXE 2.1 du CHAPITRE 2 décrit la méthode économétrique.

modèles qui sont estimés incluent un ensemble de variables mobilisées pour contrôler de la composition socio-économique et de potentiels effets de territoire (ces contrôles sont disponibles pour chaque commune de la région) : part de la population active âgée de 16 à 29 ans, part des femmes dans la population active, part des actifs peu qualifiés, part des individus de nationalité étrangère, part des personnes vivant en couple (mariées ou non), logarithme de la distance moyenne domicile-travail et le logarithme de la densité moyenne de population (ratio entre la population et la surface de la commune).

En introduisant ces variables, nous espérons capturer certains effets de la structure familiale ou encore une certaine discrimination sur le marché travail (contre les femmes, contre les individus de nationalité étrangère etc.). Nous incluons également des indicatrices pour les différents départements de la région afin de contrôler d'une potentielle hétérogénéité inobservée. L'ANNEXE 5.3 présente les variables retenues et donne quelques statistiques descriptives pour les différents départements.

5.2.2.2 Le modèle

Pour tester l'hypothèse d'Oswald sur nos données, le recours aux MCO pose un problème pour une raison particulière : la nécessité de prendre en compte l'autocorrélation spatiale. Comme dans la section précédente, le taux de chômage (ou le taux de sortie du chômage) dans une commune n'est pas indépendant de sa valeur dans les communes voisines. Le TABLEAU 5.1 a confirmé l'existence de dépendance spatiale au niveau de ces deux variables à expliquer. L'estimation par la méthode des MCO d'une relation avec des effets spatiaux est inappropriée quand les observations ne sont pas indépendantes, car elle ne permet pas de tenir compte de ce phénomène d'autocorrélation spatiale. L'estimation des coefficients et des écarts-types serait alors surement biaisée (Le Gallo, 2002).

Nous retenons la même méthode économétrique que dans la section suivante. Nous avons recours à un modèle à erreurs spatialement corrélées (modèle SEM). Ce modèle est le plus approprié pour les analyses sur données agrégées. Nous considérons donc l'équation suivante :

$$Y_i = \beta_{1i}House_i + \beta_{2i}X_i + \epsilon_i \quad \epsilon = \lambda W\epsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I) \quad i = 1, 2, \dots, n. \quad (5.6)$$

où W est la matrice de poids spatiaux définie précédemment (matrice de distance). Les paramètres β_1 et β_2 sont estimés par la méthode du Maximum de Vraisemblance. Nous utilisons

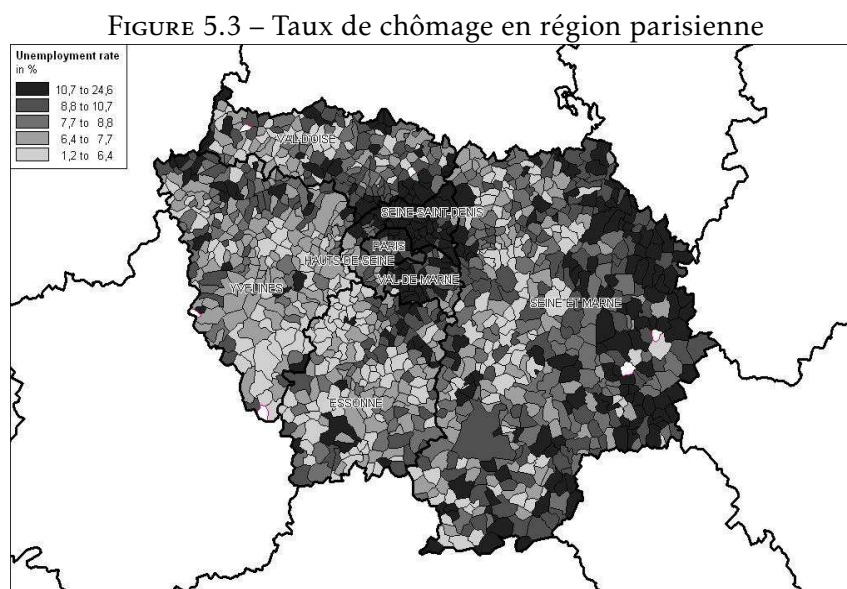
cette stratégie pour les deux estimations du taux de chômage et du taux de sortie du chômage. Le vecteur *House* est un vecteur qui inclut nos principales variables explicatives : part des propriétaires, dans un premier temps ; part des propriétaires *plus* la part des autres statuts résidentiels, dans un second temps. Finalement, le vecteur *X* inclut l'ensemble des variables de contrôle citées dans la sous-section précédente.

5.2.3 Résultats

Dans cette section, nous présentons quelques faits stylisés pour la région parisienne. Nous regardons l'existence d'une éventuelle relation entre le statut de propriétaire et le chômage. Dans un second temps, nous allons plus loin que de simples corrélations et essayons de mesurer l'impact du statut résidentiel sur le chômage.

5.2.3.1 Faits stylisés

En premier lieu, nous nous intéressons aux disparités de taux de chômage en région Ile-de-France. La FIGURE 5.3 confirme ce que l'on observait déjà pour les durées de chômage dans la section précédente. A savoir que les disparités peuvent être fortes d'une commune à l'autre. On observe également ces massifs de communes avec des taux de chômage très proches.



Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

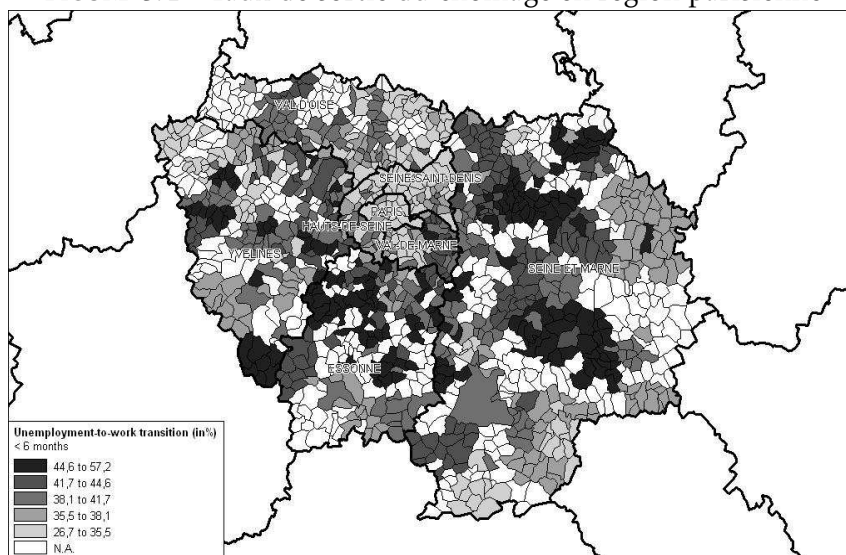
Notes : Les communes en gris clair représentent des communes avec un faible taux de chômage. Les communes en gris foncé représentent des communes avec un taux de chômage élevé.

Concrètement, certaines communes affichent des taux de chômage importants (entre 11%

et 24%) alors que d'autres montrent des taux de chômage relativement faibles (inférieurs à 6%). Pour la région, le taux de chômage moyen est de 8,8% en 1999. Les communes avec des taux de chômage élevés sont principalement localisées dans le département de Seine-Saint-Denis (où le taux de chômage moyen est de 16%) mais également dans les zones éloignées du centre de Paris, principalement en Seine et Marne. Les communes les plus avantagées, en termes de taux de chômage, sont localisées dans les départements des Yvelines et de l'Essonne. Le taux de chômage y est respectivement de 8% et 7%. Finalement, Paris montre d'importantes disparités entre arrondissements, avec un taux de chômage qui varie de 6% à près de 20%. Enfin, comme nous l'avons déjà observé plus tôt, si la région semble caractérisée par d'importantes disparités entre communes, nous observons également des communes voisines avec des taux de chômage qui sont très proches. Nous avons donc une confirmation du phénomène d'autocorrélation spatiale entre les unités spatiales.

La FIGURE 5.4 présente la géographie de notre seconde variable à expliquer : le taux de sortie du chômage. Dans l'ensemble, la géographie est très proche de celle observée pour les durées nettes de chômage avant une reprise d'emploi déclarée (observées dans le CHAPITRE 2), puisque les taux de sortie du chômage et les durées de chômage représente la même réalité.

FIGURE 5.4 – Taux de sortie du chômage en région parisienne



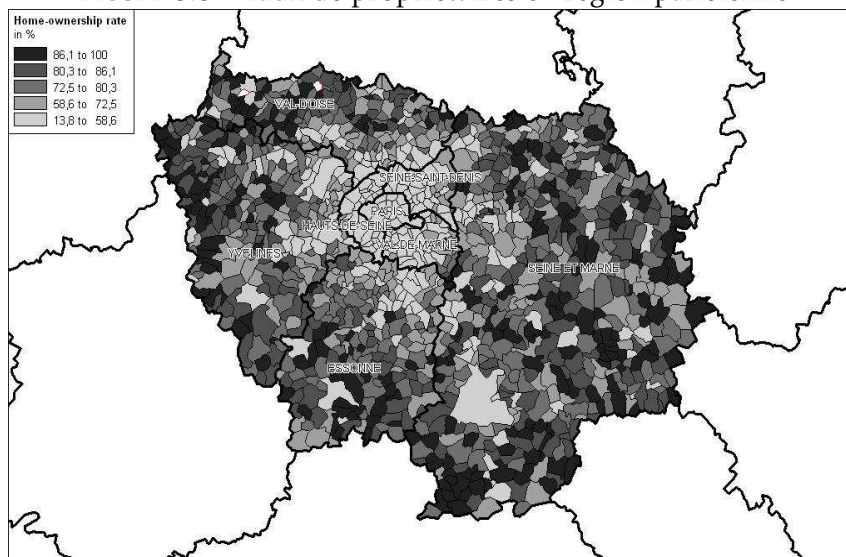
Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de Pôle Emploi.

Notes : Les communes en gris clair représentent des communes avec un faible taux de sortie du chômage. Les communes en gris foncé représentent des communes avec un taux de sortie du chômage élevé.

Le taux moyen de sortie du chômage pour l'ensemble de la région est proche de 40%. Là encore, cela ne masque pas d'importantes disparités entre communes ou départements. Le plus

favorable est l'Essonne (avec un taux de sortie du chômage de 44%), alors que le moins favorable reste la Seine-Saint-Denis ou Paris (respectivement 34% et 33%). De plus, nous retrouvons la logique concentrique déjà observée antérieurement avec des taux de sortie du chômage faibles à Paris et dans les marges de la région, mais plus élevés dans l'immédiate périphérie.

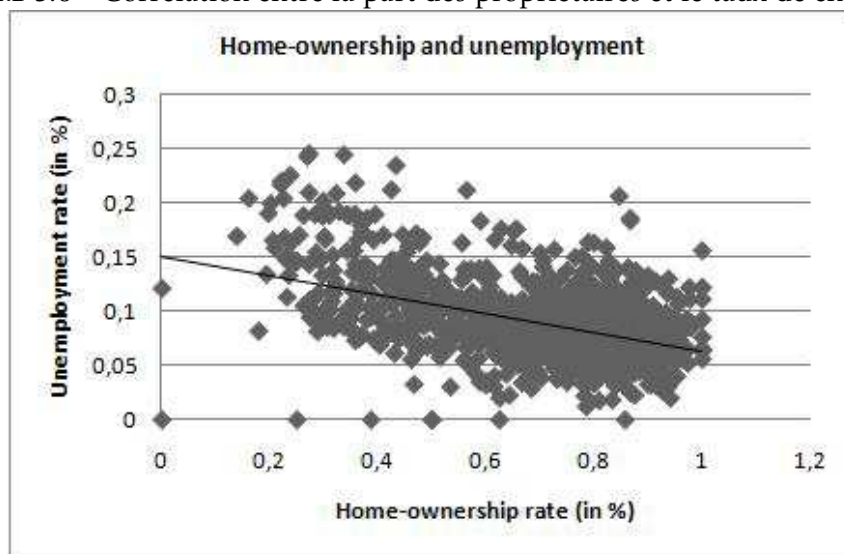
FIGURE 5.5 – Taux de propriétaires en région parisienne



Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

Notes : Les communes en gris clair représentent des communes avec un faible taux de propriétaires. Les communes en gris foncé représentent des communes avec un taux de propriétaires élevé.

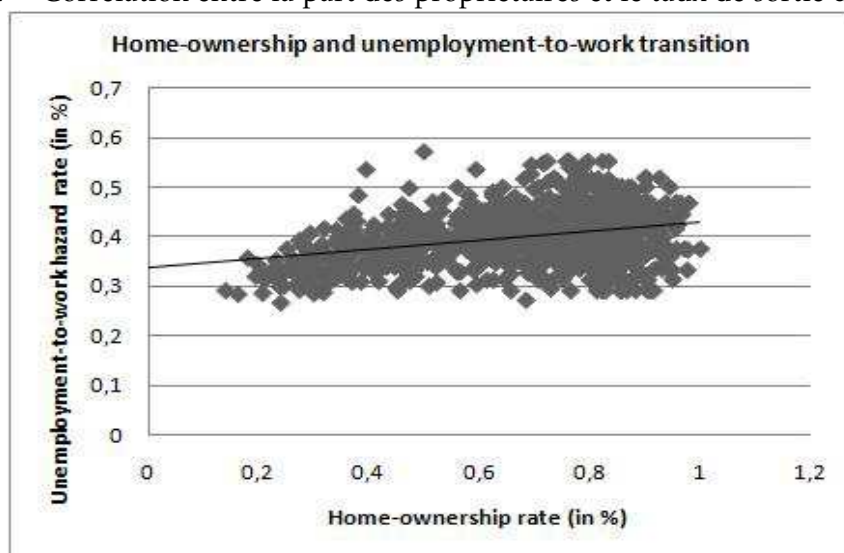
FIGURE 5.6 – Corrélation entre la part des propriétaires et le taux de chômage



Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

Notes : Les corrélations sont obtenues sur les 1 300 communes de la région.

FIGURE 5.7 – Corrélation entre la part des propriétaires et le taux de sortie du chômage



Source : INSEE, Recensement de la Population (1999) et FHS de Pôle Emploi.

Notes : Les corrélations sont obtenues sur les 914 communes de la région pour lesquelles les taux de sortie du chômage ont pu être calculés.

La FIGURE 5.5 représente le taux de propriétaires dans la région parisienne. Elle montre une importante hétérogénéité entre les départements, mais également au sein de ces départements. Nous observons que certaines communes ont des taux de propriétaires proches de 14% alors que d'autres affichent un taux proche de 100%. De plus, hormis pour Paris et ses trois départements limitrophes, il apparaît que les disparités sont très fortes. Il n'est pas rare d'observer deux communes voisines qui sont caractérisées par des taux de propriétaires très différents. Paris et son immédiate périphérie montrent une relative homogénéité avec des taux de propriétaires entre 30% et 43% contre plus de 70% pour la Seine et Marne, les Yvelines et l'Essonne. Le faible taux observé est expliqué par une importante part de locataires privés (49%) pour Paris, par une importante part de locataires privés et publics (respectivement 29% et 27%) pour les Hauts-de-Seine et principalement par une importante part de locataires publics (34%) pour la Seine-Saint-Denis.

La FIGURE 5.6 et la FIGURE 5.7 présentent les corrélations entre le taux de propriétaires, le taux de chômage et le taux de sortie du chômage. La FIGURE 5.6 montre une relation clairement négative entre le taux de chômage et le taux de propriétaires. Selon la droite de tendance, une augmentation de 10 points de pourcentage du taux de propriétaires est associée à une baisse de 0,9 point de pourcentage du taux de chômage. Le R^2 montre que le taux de propriétaires explique 21,8% de la variation du taux de chômage. De la même manière, la FIGURE 5.7 montre une faible relation mais positive entre le taux de propriétaires et le taux de sortie du chômage. Le statut de propriétaire semble moins déterminant car, selon le R^2 , il explique seulement 10,3% de la variation du taux de sortie du chômage. Dans ce cas, une augmentation de 10 points de pourcentage du taux de propriétaires est associée avec une hausse de 1 point de pourcentage du taux de sortie du chômage.

5.2.3.2 Résultats des régressions

Dans cette sous-section nous présentons les résultats de nos deux différents modèles. Dans un cas, notre variable dépendante est le taux de chômage et, dans l'autre, notre variable dépendante est le taux de sortie du chômage. Pour chacune de ces variables, nous testons l'effet du statut de propriétaire mais aussi l'effet des autres statuts résidentiels. Le TABLEAU 5.3 et le TABLEAU 5.4 présentent les résultats des différentes régressions.

Dans les deux modèles, les variables de contrôle affichent les mêmes effets. La part de la population active entre 16 et 29 ans ou la part des individus peu diplômés augmente le taux de

Tableau 5.3 – Taux de chômage et statut résidentiel - Résultats des régressions

Variables	Modèle 1		Modèle 2	
	Constante	0,044**	0,019	0,087***
λ	0,358***	0,046	0,357***	0,046
<i>Statut résidentiel</i>				
% de propriétaires	-0,012*	0,007	Réf.	
% de locataires publics			0,048***	0,009
% de locataires privés			-0,018**	0,009
% de logés à titre gratuit			-0,011	0,017
<i>Variables de contrôle</i>				
% de 16-29 ans	0,057**	0,020	0,055**	0,020
% de femmes	-0,097***	0,033	-0,118***	0,032
% de peu diplômés	0,087***	0,009	0,073***	0,009
% de couples	-0,032**	0,011	-0,041***	0,011
% d'individus de nat. étrangère	0,306***	0,023	0,265***	0,024
Log de densité de pop.	0,002**	0,001	0,001	0,000
Log dist. moy. domicile-travail	0,013***	0,003	0,011***	0,003
<i>Indicatrices départementales</i>				
Paris	Réf.		Réf.	
Seine et Marne	-0,006	0,007	-0,016**	0,008
Yvelines	-0,009	0,008	-0,017**	0,007
Essonne	-0,013	0,008	-0,020**	0,008
Hauts-de-Seine	-0,006	0,008	-0,017**	0,008
Seine-Saint-Denis	0,020	0,008	0,009	0,008
Val-de-Marne	-0,002	0,008	-0,013*	0,008
Val-d'Oise	-0,004	0,008	-0,014*	0,008
Log likelihood	3080,43		3101,58	
AIC	-6128,86		-6167,16	
R ²	0,569		0,583	
Observations	1 300		1300	

Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

Notes : Niveaux de significativité : *** significatif au seuil de 1% ; ** significatif au seuil de 5% ; * significatif au seuil de 10%. Les modèles ont été estimés avec GÉODa. Dans le modèle 1, nous testons l'impact du statut de propriétaire sur le taux de chômage en contrôlant pour les autres facteurs. Dans le modèle 2, nous testons l'impact de différents statuts résidentiels (avec celui de propriétaire comme référence) sur le taux de chômage. λ est le paramètre représentant l'intensité de la dépendance spatiale entre les résidus de la régression.

chômage dans la commune. Alors que la première catégorie peut souffrir d'un manque d'expérience sur le marché du travail, la seconde souffre quant à elle d'un manque de qualifications. La part des individus de nationalité étrangère a également un impact positif sur le taux de chômage. L'effet peut se justifier par le fait qu'ils sont probablement confrontés à de la discrimination ou encore par le fait que cet indicateur est aussi un *proxy* de la part de la population considérée comme fragile dans la commune¹³. La part des femmes dans la population active et la part des personnes en couple ont un effet négatif sur le taux de chômage. L'effet apparaît plus fort pour la part des femmes que pour la part des personnes en couple.

Nous observons également que les communes les plus importantes, c'est-à-dire les communes avec la densité de population la plus élevée, sont plus souvent confrontées à des taux de chômage élevés. L'importante densité est une source de tension sur le marché du travail. Lorsque davantage d'individus sont mis en concurrence, la probabilité de trouver un emploi risque d'être réduite et par conséquent le chômage peut augmenter.

La distance moyenne domicile-travail dans une commune donnée augmente le taux de chômage. Cet indicateur est un *proxy* de la distance qui sépare une commune donnée des centres d'emplois. Plus les individus sont éloignés des emplois, plus leur probabilité de rester au chômage est importante. Une déconnexion physique entre le lieu de résidence et le lieu de travail est susceptible de générer d'importants coûts de déplacement dès lors que certaines zones ne bénéficient pas de bonnes infrastructures pour les transports. Ces coûts peuvent être exacerbés par des problèmes de congestion ou la mauvaise qualité des transports publics, ce qui est très vraisemblable pour la région parisienne. Ce dernier effet est en adéquation avec les résultats de la section précédente et confirme l'importance de considérer le problème de l'accessibilité aux emplois pour expliquer le chômage local (Kain, 1968 ; Rogers, 1997 ; Ihlanfeldt et Sjoquist, 1990, 1991 ; Ortega, 2000 etc.).

Dans le modèle 1, les variables de statuts résidentiels montrent que le taux de propriétaires diminue le taux de chômage, ce qui contredit l'hypothèse de base d'Oswald. Le coefficient de la variable révèle une relation négative et significative. Le coefficient de la variable est relativement faible comparé aux autres variables de contrôle du modèle. Si le statut de propriétaire n'est pas un déterminant majeur du chômage, il affiche quand même un effet non nul. Les résultats montrent que les communes avec les parts de propriétaires les plus élevées sont celles

13. Cependant, une limite de notre indicateur reste que nous ne sommes pas capables de distinguer les étrangers selon qu'ils viennent d'Europe de l'est, d'Europe du nord, d'Afrique du nord etc. Or la discrimination peut jouer différemment selon l'origine.

avec les taux de chômage les plus faibles. Ce résultat ne rejette pas nécessairement l'hypothèse d'une moindre mobilité des propriétaires. Cela montre, au contraire, qu'ils semblent avoir des caractéristiques plus favorables à l'accès à l'emploi. L'introduction de quelques variables de contrôle a été faite afin de s'assurer que la part des propriétaires ne capture pas d'autres effets favorables à la reprise d'emploi¹⁴. Cette première série de résultats semble donc aller dans le sens de différents travaux micro-économiques qui montrent que le statut de propriétaire diminue le risque de chômage ou la durée de chômage (Coulson et Fisher, 2002, 2009 ; Leuvensteijn et Koning, 2004 ; Munch *et al.*, 2006 etc.).

Le modèle 2 fournit des informations nouvelles et intéressantes. En plus de la part de propriétaires, nous introduisons la part des autres statuts résidentiels. Nous observons qu'être propriétaire n'est pas nécessairement plus favorable qu'être locataire. Avec la part de propriétaires comme référence, il apparaît que la part de locataires publics est plus défavorable, alors que la part des locataires privés est plus favorable. Ces résultats peuvent être vus comme une réhabilitation de l'hypothèse d'Oswald. L'effet négatif (sur le chômage) du statut de locataire privé peut s'expliquer par fait qu'ils sont plus mobiles, ce qui facilite leur recherche d'emploi.

L'effet positif de la part de locataires publics peut être dû à quelques contraintes ou incitations qui rendent les locataires moins mobiles que les propriétaires. En effet, en France, les familles avec un revenu en dessous d'un seuil donné et avec certaines caractéristiques démographiques (par exemple les familles nombreuses, les familles mono-parentales etc.) peuvent demander des logements à loyers modérés (c'est-à-dire les logements sociaux). Comme le seuil est élevé, le nombre de familles pouvant potentiellement prétendre à ce type de logement est élevé et cela peut conduire à une attente considérable. Quand les familles obtiennent leur logement, elles ont le droit d'y rester pour une période indéterminée et ce, quelque soit leurs revenus. En outre, le loyer n'est que faiblement indexé au revenu du ménage et reste globalement plus faible que dans le secteur privé. Pour ces différentes raisons, les individus ont très peu d'incitations à quitter leur logement et ils font donc face au même type de dilemmes que les propriétaires durant leur recherche d'emploi. En résumé, les locataires privés sont plus mobiles que les propriétaires et les propriétaires sont vraisemblablement plus mobiles que les locataires publics. L'effet de chacun des statuts résidentiels sur le chômage est progressif et lié à leur degré de mobilité.

14. Par exemple, nous pouvons imaginer que les propriétaires sont plus qualifiés que les locataires. Et donc, sans contrôle du niveau de qualifications, nous pouvons attribuer aux propriétaires l'effet d'être qualifié, ce qui représente une source de biais importante.

Cette distinction entre statuts résidentiels a déjà été retenue dans le travail de Coulson et Fisher (2009). Ils montrent notamment que les locataires ont des salaires plus élevés que les propriétaires. Cet effet peut également se justifier par le fait que les locataires peuvent plus facilement changer de localisation et accroître leurs chances de trouver un emploi mieux rémunéré ou alors ils peuvent plus facilement faire jouer la concurrence entre entreprises. C'est le même type de raisonnement qui peut s'appliquer, dans notre cas, pour expliquer les différences entre propriétaires et locataires privés. Brunet *et al.* (2006) ont également mis en avant des différences sur le taux de sortie du chômage entre propriétaires et locataires (privés ou publics). Les résultats sur données françaises vont à l'encontre des nôtres : ils montrent que le statut de propriétaire augmente le taux de sortie du chômage, tandis que le statut de locataire le diminue. Toutefois, il est assez difficile de comparer des résultats de travaux sur données agrégées avec ceux sur données individuelles en raison du risque de l' "erreur écologique" (Marpsat, 1999). C'est le type d'erreur qui peut se produire dès lors que l'on infère à un niveau individuel des résultats obtenus à un niveau agrégé.

Le TABLEAU 5.4 présente des régressions du même ensemble d'indicateurs sur notre seconde variable à expliquer : le taux de sortie du chômage dans la commune. Nous nous attendons à ce que les coefficients soient inversés car nous expliquons désormais les chances de sortir du chômage et non le chômage. Nous retrouvons que peu d'effets déjà observés dans les régressions précédentes. De nombreuses variables de contrôle n'ont désormais plus d'effet significatif sur le taux de sortie du chômage. C'est notamment le cas pour la part de femmes dans la population active ou la part de 16-29 ans. De même, nous ne retrouvons plus l'effet observé concernant la distance moyenne domicile-travail. Certaines variables perdent leur significativité selon la spécification du modèle. C'est le cas pour la part des peu diplômés ou la part des couples dans la population. Toutefois, comme dans le cas des régressions précédentes, les indicatrices départementales montrent que Paris est le département le plus favorable au chômage.

Dans le modèle 1, nous observons que le taux de propriétaires dans la commune augmente le taux de sortie du chômage. Le coefficient montre une relation positive et significative. Lorsque nous introduisons les autres types de statuts résidentiels dans la régression (modèle 2), nous observons que la part des locataires publics dans la commune est la seule variable significative. Comme attendu, cela a un effet négatif sur les chances de sortir du chômage. Nous ne trouvons aucun effet significatif pour les autres types de statuts. Avec cette seconde série de régressions, nous ne pouvons pas vérifier notre hypothèse concernant le degré de mobilité

Tableau 5.4 – Taux de sortie du chômage et statut résidentiel - Résultats des régressions

	Modèle 1		Modèle 2	
Variabes				
Constante	0,393***	0,035	0,344***	0,038
λ	0,848***	0,025	0,856***	0,021
<i>Statut résidentiel</i>				
% de propriétaires	0,042***	0,012	Réf.	
% de locataires publics			-0,079***	0,014
% de locataires privés			0,011	0,016
% logés à titre gratuit			0,024	0,035
<i>Variabes de contrôle</i>				
% de 16-29 ans	0,043	0,036	0,049	0,036
% de femmes	-0,004	0,055	0,027	0,054
% de peu diplômés	-0,037**	0,016	-0,011	0,016
% de couples	-0,031*	0,019	-0,005	0,020
% d'individus de nationalité étrangère	-0,249***	0,039	-0,197***	0,039
Log de densité de pop.	-0,002	0,001	0,001	0,001
Log dist. moy. domicile-travail	-0,007	0,005	-0,002	0,005
<i>Indicatrices départementales</i>				
Paris	Réf.		Réf.	
Seine et Marne	0,068***	0,015	0,076***	0,015
Yvelines	0,041**	0,015	0,045**	0,014
Essonne	0,062***	0,015	0,068***	0,014
Hauts-de-Seine	0,025**	0,012	0,033**	0,012
Seine-Saint-Denis	0,027***	0,013	0,037***	0,013
Val-de-Marne	0,044***	0,013	0,051***	0,012
Val-d'Oise	0,021**	0,015	0,025***	0,015
Log likelihood	1845,10		1816,65	
AIC	-3581,07		-3595,3	
R ²	0,697		0,674	
Observations	917		917	

Source : INSEE, Recensement de la Population (1999) et FHS de Pôle Emploi.

Notes : Niveaux de significativité : *** significatif au seuil de 1% ; ** significatif au seuil de 5% ; * significatif au seuil de 10%. Les modèles ont été estimés avec GEO DA. Dans le modèle 1, nous testons l'impact du statut de propriétaire sur le taux de chômage en contrôlant pour les autres facteurs. Dans le modèle 2, nous testons l'impact de différents statuts résidentiels (avec celui de propriétaire comme référence) sur le taux de chômage. λ est le paramètre représentant l'intensité de la dépendance spatiale entre les résidus de la régression.

entre les quatre statuts qui impactent différemment sur le chômage¹⁵.

L'objectif de cette section était de tester la pertinence de l'hypothèse d'Oswald pour la région Ile-de-France. Concrètement, nous avons cherché à examiner la relation potentielle entre la part des propriétaires et le taux de chômage. L'analyse paraît d'autant plus intéressante que très peu de travaux en France se sont penchés sur cette question. Nos résultats contredisent l'hypothèse de base selon laquelle il existe une relation négative entre la part des propriétaires

15. Cela peut être dû au fait que avec ces nouvelles régressions nous perdons plus de 300 communes et donc certaines variables sont susceptibles de devenir non significatives.

et le taux de chômage dans les pays de l'OCDE, ces dernières décennies. Notre première régression (avec la part des propriétaires comme seule variable explicative) ou notre deuxième série de régressions (avec l'ajout de différentes caractéristiques de la commune) montrent toujours une relation positive entre la part des propriétaires et le taux de chômage. Assez logiquement, nous trouvons la relation opposée lorsque nous examinons les liens entre la part des propriétaires et le taux de sortie du chômage.

L'ajout de variables pour les autres statuts résidentiels dans les régressions semblent réhabiliter l'hypothèse d'Oswald. Nous trouvons qu'être locataire privé est plus favorable à l'accès à l'emploi qu'être propriétaire et être propriétaire est plus favorable que locataire public. Le fait que les locataires privés soient plus avantagés est sûrement dû au fait qu'ils sont plus mobiles (en raison de coûts de transactions moins élevés lorsqu'ils envisagent de déménager que pour les propriétaires, par exemple), ce qui est l'un des arguments d'Oswald.

Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons cherché à expliquer les disparités de performances sur le marché du travail en région Ile-de-France. Pour cela, nous avons retenu différents mécanismes issus de la littérature en économie urbaine qui sont susceptibles d'expliquer le chômage local.

Dans un premier temps (SECTION 5.1), nous analysons la pertinence et l'importance de mécanismes qui lient le lieu de résidence aux performances des individus sur le marché du travail. Nous nous intéressons aux problèmes posés par la ségrégation résidentielle et à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Les résultats montrent que ces deux mécanismes jouent un rôle non négligeable. Les communes évaluées comme "défavorisées" ou encore celles caractérisées par un éloignement physique aux emplois sont également celles pour lesquelles les durées de chômage sont les plus longues (ou les taux de sortie du chômage sont les plus faibles). Pour autant, la pertinence de chacun de ces mécanismes est susceptible de varier d'une commune à l'autre. Il est probable que les communes de la petite couronne souffrent davantage des conséquences de la ségrégation résidentielle alors que celles plus éloignées de la grande couronne soient surtout confrontées à un enclavement et un éloignement des centres d'emplois.

Dans un second temps (SECTION 5.2), nous nous intéressons aux liens potentiels entre le statut résidentiel et le chômage. Si l'organisation urbaine semble jouer un rôle déterminant, il importe également de vérifier le rôle que peut avoir le statut résidentiel des individus. Cette

question est loin d'être dénuée d'intérêt, pour deux raisons notamment : d'une part, de nombreux travaux ont déjà montré l'existence d'un tel lien dans les pays développés, ces dernières années. D'autre part, la part des propriétaires, la part des locataires privés et publics dans les communes et/ou départements est très variable en région Ile-de-France et est donc susceptible de jouer un rôle dans les écarts de situation observés sur le marché du travail.

Nous partons de l'idée avancée par Oswald : les propriétaires sont moins mobiles que les locataires car ils sont confrontés à des coûts de transaction plus élevés lorsqu'ils envisagent un déménagement pour se rapprocher des emplois notamment. Cette moindre mobilité implique alors que les propriétaires sont davantage confrontés au risque de chômage. Nous testons cette hypothèse et nous montrons que cette hypothèse n'est pas vérifiée pour la région Ile-de-France. Nous trouvons une relation négative entre le taux de chômage et la part des propriétaires dans la région. Toutefois, lorsque nous considérons les différents statuts résidentiels et plus seulement celui de propriétaire, les résultats semblent redonner du crédit à l'hypothèse d'Oswald. Nous trouvons qu'être locataire privé est plus favorable à l'accès à l'emploi qu'être propriétaire et être propriétaire est plus favorable que locataire public. Le fait que les locataires privés soient plus avantagés est sûrement dû au fait qu'ils sont plus mobiles (en raison de coûts de transaction moins élevés lorsqu'ils envisagent de déménager que pour les propriétaires, par exemple), ce qui est l'argument d'Oswald.

Ce problème de mobilité des ménages ne peut être dissocié des problèmes d'accessibilité aux emplois. En effet, la moindre mobilité provoquée par le statut résidentiel n'est un frein à l'emploi ou à la recherche d'emploi qu'à partir du moment où l'individu est physiquement éloigné des centres d'emplois. Dans ces conditions, il ne peut pas élargir sa zone de prospection ce qui a des répercussions négatives sur la recherche d'emploi (Davis et Huff, 1972 ; Rogers, 1997 ; Cavaco et Lesueur, 2002 etc.)

En termes de politiques publiques, les résultats de ce chapitre sont intéressants. Il est évident qu'ils plaident pour une meilleure prise en compte, que cela n'est fait actuellement, du contexte local dans les analyses du chômage. Si les compétences et qualifications des demandeurs sont évidemment des éléments clés à considérer, il paraît indispensable de considérer la dimension territoriale. Nous montrons que les problèmes de ségrégation et les problèmes d'accessibilité aux emplois jouent un rôle non négligeable. La distinction entre ces problèmes est d'autant plus importante que la conséquence en termes de politiques publiques est différente : alors que dans un cas il semble nécessaire de favoriser la mixité, dans l'autre, un développe-

ment des infrastructures en termes de transports semble plus approprié.

Pour autant certaines caractéristiques individuelles ne doivent pas être écartées car elles peuvent avoir des conséquences sur les mobilités. Le statut résidentiel implique des degrés de mobilité divers qui impactent eux mêmes différemment sur le chômage ou le statut d'emploi. Dès lors, si modifier les lois du marchés du logement afin de faciliter la mobilité ou le changement de logement semble relativement ambitieux, une alternative reste de développer la mobilité quotidienne en agissant sur les infrastructures de transport. En effet, le problème majeur tient au fait que certaines franges de la population n'ont pas un accès géographique aux emplois dans des localisations distantes. Si leur statut résidentiel ne leur permet pas de se relocaliser près de ces centres d'emplois, de meilleures politiques pour les transports publics, pourrait être une solution appropriée. Améliorer l'accessibilité aux emplois serait un outil permettant la prise en compte d'un double problème : lutter contre l'enclavement de certaines populations qui peinent à trouver ou retrouver un emploi dans les zones les plus distantes *et* lutter contre la plus faible mobilité de certains ménages et/ou individus et faire en sorte que ce frein n'en soit plus un.

Le prochain chapitre revient sur les différents mécanismes déjà étudiés tout au long de cette thèse et cherche à voir lesquels sont les plus importants à considérer lorsque l'on cherche à lutter contre les problèmes de chômage. La question que l'on se pose est la suivante : parmi toutes les mécanismes tels que le *Skill Mismatch*, le *Spatial Mismatch*, la ségrégation résidentielle, le dynamisme du marché du travail, le statut résidentiel, lesquels peuvent être considérer comme des leviers à actionner pour améliorer la situation sur le marché du travail ?

Annexe CHAPITRE 5

ANNEXE 5.1. TYPOLOGIE DES COMMUNES

Tableau 5.5 – Coordonnées, contributions et cosinus carrés des variables sur les axes 1 et 2

Variables	Coordonnées		Contributions		Cosinus carrés	
	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2	Axe 1	Axe 2
Part des familles dont chef étranger	-0,12	-0,84	0,45	34,03	0,02	0,7
Part des familles monoparentales	-0,08	-0,75	0,19	27,23	0,01	0,56
Part des pers. Peu diplômées	-0,68	0,53	13,4	13,36	0,47	0,28
Part des pers. >BAC+2	0,81	0,05	19,01	0,11	0,66	0
Part des cadres	0,9	-0,16	23,18	1,32	0,81	0,03
Part des ouvriers	-0,82	0,11	19,43	0,59	0,68	0,01
Rev fisc moyen	0,78	0,07	17,51	0,25	0,61	0,01
Taux de chômage	-0,49	-0,69	6,83	23,12	0,24	0,48

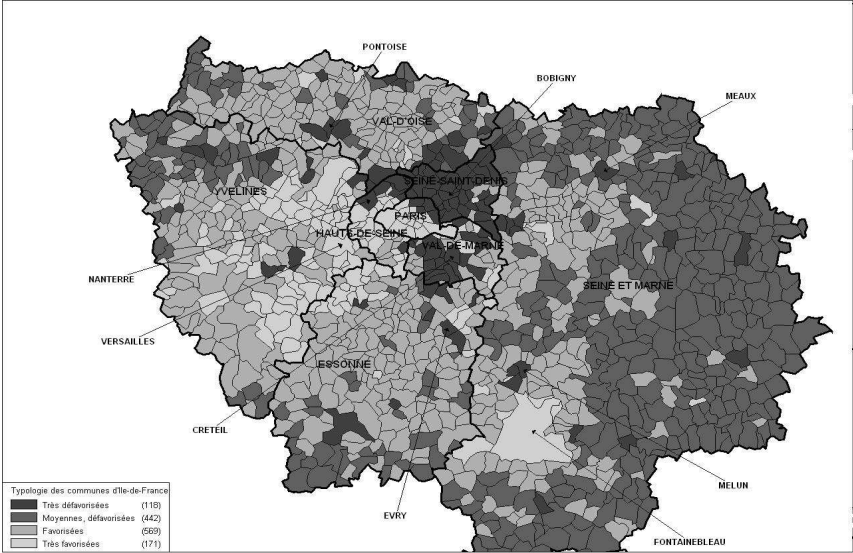
Lecture : On ne se concentre que sur les deux premiers axes factoriels car ils expliquent à eux seuls 69,4

Tableau 5.6 – Statistiques descriptives des types de communes retenus par la CAH

variables	Très défavorisées	Moyennes Défavorisées	Moyennes Favorisées	Très favorisées	Total
% familles dont chef étr.	16,49	4,69	5,37	7,14	6,38
% familles monoparentales	16,39	7,45	8,42	9,85	9
% pers peu diplômées	21,16	26,54	23,22	14,34	22,99
% pers >BAC+2	7,14	6,73	10,56	12,31	9,18
% cadres	12,28	10,5	20,63	42,12	19,25
% ouvriers	27,59	32,21	18,51	9,75	22,84
Rev fisc moyen	15545	19944	23487	37417	23394
Taux de chômage	15,61	9,26	7,38	7,39	8,77
Nombre de communes	118	442	569	171	1300

Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

FIGURE 5.8 – Typologie des communes d’Ile-de-France



Source : typologie réalisée à partir d’une classification ascendante hiérarchique sur les données du recensement de l’INSEE (1999).

ANNEXE 5.2. STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON 1

Tableau 5.7 – Variables continues

Variables	Obs.	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Taux de sortie du chômage	914	0,4	0,055	0,268	0,572
Taux de motorisation des ménages	914	0,869	0,111	0,28	1
Densité d'emplois à 20 km	914	1,375	0,319	0,164	3,765
% emplois à 45mn en transports	914	0,177	0,241	0,001	0,87
% emplois à 45mn en véhicule	914	0,104	0,147	0,005	0,859

Source : INSEE, Recensement de la Population (1999).

Tableau 5.8 – Variables dichotomiques

Variables	oui	non
Observations	914	
Communes très favorisées (en %)	13,02	86,98
Communes très défavorisées (en %)	12,58	87,42
Communes moyennes-favorisées (en %)	42,78	57,22
Communes moyennes-défavorisées (en %)	31,62	68,38
Présence d'une ou plusieurs ZUS (en %)	11,49	88,51

Source : Calcul de l'auteur à partir du recensement de la population de l'INSEE (1999).

ANNEXE 5.3. STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ÉCHANTILLON 2

	Paris	Seine et Marne	Yvelines	Essonne	Hauts-de Seine	Seine-Saint- Denis	Val-de- Marne	Val- d'Oise
Variables								
Taux de chômage	0,11	0,09	0,08	0,07	0,1	0,16	0,11	0,09
% de propriétaires	0,3	0,77	0,74	0,74	0,4	0,43	0,5	0,72
% de locataires publics	0,12	0,04	0,07	0,08	0,27	0,34	0,26	0,08
% de locataires publics	0,49	0,14	0,14	0,15	0,29	0,2	0,2	0,15
% de logés à titre gratuit	0,09	0,04	0,05	0,04	0,04	0,03	0,04	0,05
% de 16-29 ans	0,23	0,18	0,17	0,18	0,21	0,23	0,21	0,19
% de femmes	0,49	0,45	0,45	0,46	0,48	0,47	0,48	0,46
% de peu diplômés	0,34	0,63	0,51	0,55	0,44	0,63	0,54	0,57
% de couples	0,35	0,73	0,74	0,72	0,53	0,58	0,6	0,72
% d'individus de nationalité étrangère	0,15	0,04	0,05	0,05	0,11	0,17	0,11	0,05
Densité de population	22521,9	271,6	715,9	849,5	9596,1	6804,1	6264,4	1020,1
Distance moyenne domicile-travail	4,43	19,11	15,92	15,31	6,18	7,79	8,21	13,89
Observations	20	514	262	196	36	40	47	185
Taux de sortie du chômage	0,33	0,42	0,39	0,44	0,37	0,34	0,39	0,37
Observations	20	352	191	123	35	39	46	108

Source : INSEE, Recensement de la Population (1999) et FHS de Pôle Emploi.

Chapitre 6

Quelles politiques publiques pour réduire les durées locales du chômage ?

Sommaire

Introduction	342
6.1 Variables et modèle économétrique	343
6.1.1 La variable expliquée : les disparités locales de durées du chômage . . .	343
6.1.2 Les variables explicatives : construction d'indicateurs	345
6.1.3 Le modèle économétrique	357
6.2 Résultat des estimations	358
6.3 Hiérarchie des effets	362
6.4 Simulation de politiques publiques	365
6.4.1 Méthode de simulation	365
6.4.2 Résultats	366
Conclusion	368
Annexe CHAPITRE 6	370

Introduction ¹

La revue de littérature du CHAPITRE 1 et les applications réalisées dans le cadre de cette thèse ont en partie confirmé le rôle joué par la distance aux emplois dans la difficulté à sortir du chômage. Les travailleurs qui résident à distance des bassins d'emploi passent en moyenne plus de temps que les autres au chômage, en raison des coûts de prospection induits par la distance aux emplois (Rogers, 1997 ; Immergluk, 1998) ou du coût prohibitif des transports (Brueckner et Martin, 1997). Hellerstein *et al.* (2008), qui étudient la situation de Chicago, montrent cependant que la distance physique à l'emploi compte peu dès lors que l'on prend en compte les problèmes de *Skill Mismatch* à un niveau d'observation suffisamment fin. Des effets de pairs et de réseaux sont également à considérer pour expliquer le chômage de longue durée de certaines catégories (Crane, 1991 ; O' Reagan, 1993) ; les trois effets jouant différemment selon les catégories de travailleurs (Pastor et Marcelli, 2000). Ces difficultés semblent, en outre, accentuées par les contraintes liées au marché de l'immobilier, d'après une étude sur données britanniques (Patachini et Zenou, 2006).

Trois voies sont alors ouvertes aux politiques publiques (Ihlanfeldt et Sjoquist, 1998) : rapprocher les emplois des travailleurs, les travailleurs des emplois ou assurer une meilleure connexion entre les deux. Par exemple, une subvention publique des transports (Kawabata, 2003 ; Holzer *et al.* 2003), ou une aide ciblée à la motorisation des ménages (Raphael et Stoll, 2001) peuvent limiter le *spatial Mismatch* et accélérer la sortie du chômage.

Nos travaux menés sur l'Ile-de-France (chapitre précédent) suggèrent également que l'éloignement physique aux emplois peut en partie expliquer la courbe en U du chômage observée autour de Paris, mais soulignent cependant que les phénomènes de ségrégation ont aussi un rôle à jouer dans l'explication des différences locales dans l'accès à l'emploi (résultat également obtenu par Gobillon et Selod, 2007). Nous montrons également que, une fois contrôlée de la structure de la main-d'œuvre au niveau régional, nous observons des différences marquées de durées de chômage pour des communes contigües, ainsi que des "grappes de territoires" homogènes (qui ne s'expliquent donc pas par les caractéristiques socio-démographiques des chômeurs). Ce qui justifie qu'il faille trouver des explications alternatives à une simple approche par les caractéristiques de l'offre de travail pour expliquer ces effets proprement géographiques.

1. Ce dernier chapitre reprend un travail intitulé : "Comment réduire la fracture spatiale ? Théories et applications en Ile-de-France" réalisé avec Nathalie Georges et Yannick L'Horty. Il est paru comme document de travail du CEE en 2010 (n°126).

L'objectif de ce dernier chapitre est de rendre compte des disparités spatiales de durées du chômage en intégrant la demande locale de travail à l'aide d'un modèle de flux (concernant d'un côté les durées de chômage et de l'autre le dynamisme de créations et destructions d'emplois) qui réintègre la demande de travail à travers des indicateurs agrégés au niveau de la commune. Nous y estimons un modèle à erreurs spatialement corrélées afin d'expliquer la dispersion des durées communales de chômage par une batterie d'indicateurs beaucoup plus complète qu'auparavant. Ces indicateurs sont représentatifs du dynamisme de l'emploi local, du *Spatial Mismatch*, du *Skill Mismatch* et d'effets de ségrégation résidentielle. L'autre apport de ce chapitre est de proposer des régressions avec entrées hiérarchiques afin de vérifier la portée explicative du *Skill* et du *Spatial Mismatches*, tandis que des simulations de politiques publiques sont proposées afin de voir dans quelles directions agir pour réduire les durées locales de chômage.

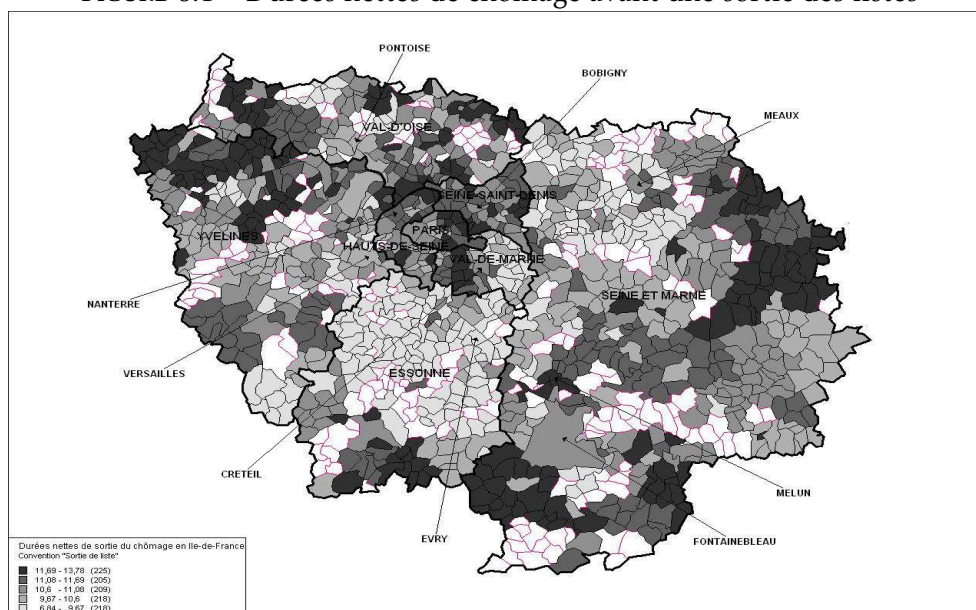
6.1 Variables et modèle économétrique

6.1.1 La variable expliquée : les disparités locales de durées du chômage

Nous mobilisons la même méthodologie que dans le chapitre précédent afin d'établir une cartographie du retour à l'emploi en Ile-de-France à partir des données exhaustives du FHS de Pôle Emploi (mis à jour au 31 mars 2006 pour les inscrits entre le 1er juillet 2001 et le 30 juin 2002), exploitées au niveau de la commune. Les estimations de la durée moyenne passée au chômage dans chaque commune ont été faites à partir d'un modèle de durée à la Weibull, en contrôlant des caractéristiques individuelles renseignées dans le FHS. Nous nous intéresserons ici aux durées nettes en convention "sorties de liste", dont les résultats sont synthétisés par la FIGURE 6.1.

Nous constatons que, même corrigées de la composition de la population active, les disparités locales concernant les taux de retour à l'emploi sont fortes en Ile-de-France, avec 10% des communes où la durée de chômage est inférieure à 9,8 mois, et 10% où elle est supérieure à 13,7 mois. L'organisation générale de la région est relativement circulaire, avec des durées plus élevées au centre (Paris et première couronne) et dans la grande périphérie. En partant du centre pour se diriger vers la périphérie de la région, la durée du chômage suit une courbe en U, cf. FIGURE 6.1, ce qui pourrait trouver des explications différentes : traduire les problèmes d'accès aux emplois et/ou révéler la mise en œuvre de certaines politiques publiques. Comme

FIGURE 6.1 – Durées nettes de chômage avant une sortie des listes



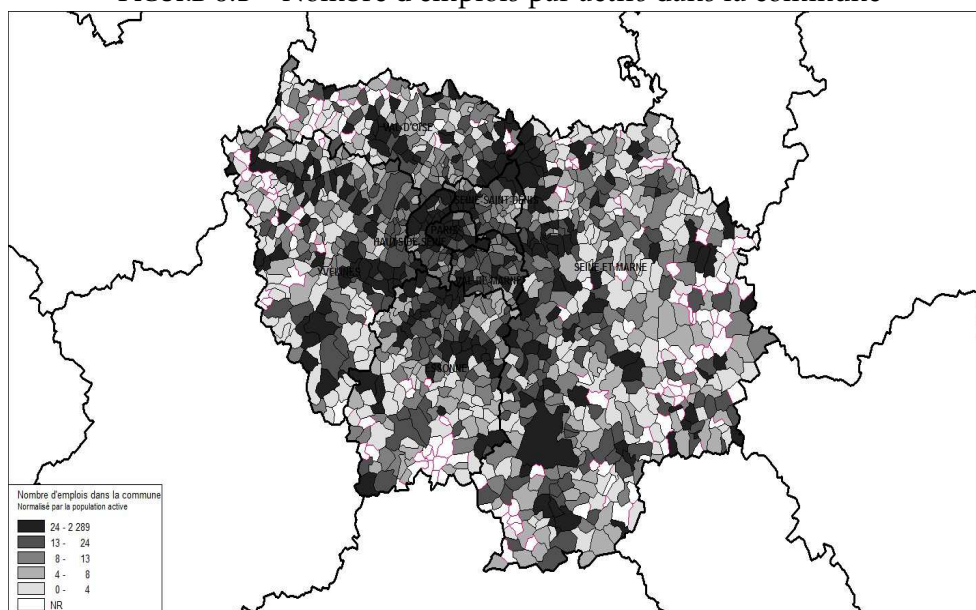
Source : Estimations SOLSTICE, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

une approche par l'offre de travail seule s'est révélée insuffisante pour expliquer ces disparités (chapitre précédent), nous proposons désormais d'inclure dans les déterminants spatiaux du chômage certaines caractéristiques de la demande, notamment le dynamisme local de l'emploi lié à la démographie des entreprises.

Concernant la localisation des emplois, le cas de l'Ile-de-France semble correspondre à un schéma urbain (lorsque l'on rapporte le nombre d'emplois par commune à la taille de la population active) dans lequel on a un bassin d'emploi quasi-circulaire, dont le centre abrite la densité d'emplois en stock la plus élevée, et la périphérie la plus faible (voir FIGURE 6.2)². L'Ile-de-France est donc un exemple de zone d'activité centripète où le centre abrite le nombre d'emplois par habitants le plus élevé - ce qui implique d'ailleurs qu'une partie des gens qui y travaillent n'y réside pas - alors que la périphérie est essentiellement composée de communes résidentielles.

2. Estimé à partir des DADS comme l'effectif moyen par commune multiplié par le nombre d'entreprises pérennes sur la période 2002-2005.

FIGURE 6.2 – Nombre d’emplois par actifs dans la commune



Source : DADS 2002-2005.

notes : nombre d'emplois par communes = $\frac{\text{effectif moyen} \times \text{nombre d'entreprises de la commune}}{\text{population active de la commune}}$

6.1.2 Les variables explicatives : construction d'indicateurs

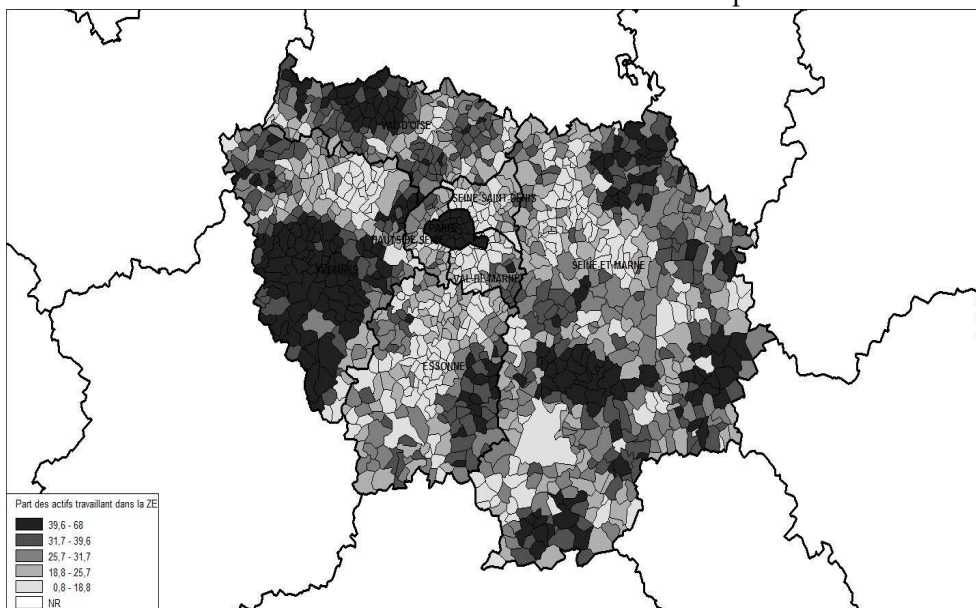
6.1.2.1 Spatial Mismatch

Nous rappelons que l'hypothèse de *Spatial Mismatch* correspond à une déconnexion physique entre la localisation des emplois et des chômeurs. Un premier indice d'existence de *Spatial Mismatch* consiste donc à retenir la proportion de travailleurs qui doit se déplacer pour se rendre sur son lieu de travail. Plus celle-ci est élevée, plus le risque de mauvais appariement spatial est fort, puisque les chômeurs résidant dans ces communes ont alors moins de chances de trouver un emploi à proximité, leur probabilité d'être embauchés augmentant dans ce cas avec leur mobilité. Or, la cartographie de la proportion des actifs qui travaillent dans la zone d'emploi à laquelle appartient leur commune suggère que certaines des communes où le retour à l'emploi est le plus rapide sont justement celles où l'emploi local est le plus développé (celles localisées dans le centre des Yvelines, l'est de l'Essonne), alors que d'autres qui souffrent d'un retour à l'emploi difficile ont un faible taux de travailleurs dont l'activité se trouve à proximité (Seine-Saint-Denis, le nord des Yvelines, l'est de la Seine-et-Marne) (voir FIGURE 6.3).

On approxime la distance physique aux emplois à l'aide de deux indicateurs³ résumant les

3. D'autres indicateurs ont été conjointement testés, notamment l'indicateur déjà construit mesurant la part des actifs travaillant dans la zone d'emploi de la commune, et des variables concernant les moyens de locomotion à la disposition des travailleurs pour se rendre sur leur lieu de travail (taux de motorisation des ménages, distance à vol d'oiseau à la gare SNCF la plus proche, proportion des emplois accessibles en moins de 45 minutes en voiture

FIGURE 6.3 – Part des actifs travaillant dans la zone d’emploi de la commune



Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

éventuelles difficultés d’accessibilité auxquelles peuvent être confrontés les travailleurs, liées à l’éloignement entre le domicile et le travail. On calcule, d’une part, la distance moyenne à vol d’oiseau entre le domicile et le travail et, d’autre part, un indicateur mesurant la densité d’emplois accessibles dans un rayon de 20 km à partir du centroïde des communes⁴ :

$$Dens20_i = \frac{\sum_j \text{emplois}_j}{\sum_j \text{population_active}_j} \quad (6.1)$$

où j correspond à l’ensemble des communes comprises dans un rayon de 20 kilomètres pour une commune i donnée.

6.1.2.2 Flux bruts d’emplois

Les indicateurs de flux bruts d’emplois sont construits à partir des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS), formalité déclarative à laquelle doit s’astreindre toute entreprise employant des salariés. Les DADS forment donc une source exhaustive d’informations sur les et en transports en commun). D’autre part, la durée du chômage augmente toutes choses égales par ailleurs avec la distance de la commune à Paris.

4. Cet indicateur tend à surestimer l’isolement en termes d’accessibilité aux emplois des communes éloignées de Paris, puisque les travailleurs qui y résident peuvent également travailler dans des régions limitrophes non prises en compte ici, puisque nous ne disposons de données que pour l’Ile-de-France. Cette limite est inhérente à notre travail, car nous supposons ici que tous les Franciliens travaillent en Ile-de-France alors que des résidents des communes limitrophes peuvent également travailler dans une autre région, ce que nous ne pouvons pas contrôler avec nos données.

entreprises et leurs salariés, à l'exception des secteurs agricoles, de la fonction publique d'État et des services domestiques. Les DADS contiennent des informations sur les établissements (SIRET, secteur d'activité, effectif au 31 décembre en équivalent temps plein) ; et sur les salariés (sexe, âge, poste, temps de travail, statut, PCS, rémunération). La base utilisée dans ce travail contient 346 545 établissements présents en Ile-de-France entre 2002 et 2005, dont 86 342 renseignés aux quatre dates de l'enquête. Elles sont rattachées à l'une des 1 149 communes d'Ile-de-France de la base.

Outre la localisation des emplois existants, celle des emplois créés ou supprimés est également importante pour explorer l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. En effet, les zones dynamiques en termes de créations ou de destructions d'emplois sont celles où les chômeurs ont le plus de chances de connaître un chômage de courte durée, car les mouvements de main-d'œuvre permettent un fort turn-over qui profite à ceux qui recherchent un emploi (même si la pérennité de l'emploi trouvé risque alors d'être plus faible). Il est donc intéressant de comparer la démographie des emplois avec la géographie du chômage. Si l'hypothèse de *Spatial Mismatch* est vérifiée, on doit constater empiriquement que les entreprises dynamiques se trouvent dans les zones où la sortie du chômage est plus rapide que la moyenne, les travailleurs résidant sur place bénéficiant les premiers de ce dynamisme.

La façon la plus intuitive de décrire le dynamisme des entreprises en termes d'emploi est de mesurer les variations de main-d'œuvre qu'elles subissent d'une période à une autre. En effet, le nombre d'emplois qu'elles créent ou détruisent est un *proxy* de leur demande de travail sur un intervalle de temps donné. L'approche par les "flux bruts" d'emplois consiste ainsi à comptabiliser les variations des effectifs employés par les entreprises entre deux dates pour lesquelles on connaît le stock total d'employés. Cette approche se heurte cependant à un double écueil : d'une part, elle ne prend en compte que les variations d'emplois liées aux créations et destructions d'emplois au sein des entreprises pérennes, et non le flux des destructions et créations des entreprises elles-mêmes⁵ ; et d'autre part, elle est limitée par la fenêtre d'observation, ici annuelle, et ne peut rien dire des mouvements de main-d'œuvre infra-annuels, pourtant importants dans certains secteurs. En outre, on ne mesure pas ici non plus les potentielles modifications de structure au sein des entreprises (mutations internes ou restructurations).

Ces limites posées, la construction d'indicateurs de flux annuels d'emploi inspirés de Davis et Haltiwanger (1990) présente l'avantage de synthétiser l'information contenue dans les don-

5. Estimées à 35% respectivement des créations et des destructions d'emploi en France par Duhautois (2002), soit plus de la moitié des mouvements totaux annuels de main-d'œuvre.

nées traduisant le processus d'ajustement de l'emploi en indicateurs simples et faciles à interpréter. Les créations brutes d'emplois correspondent aux variations positives entre les effectifs N à deux dates successives, et les destructions brutes d'emplois aux variations négatives. Formellement, le volume des créations brutes d'emplois C_{ct} dans la commune c entre les dates $t-1$ et t est :

$$C_{ct} = \sum_{e \in C^+} \Delta N_{ect} \quad (6.2)$$

où C^+ est le sous-ensemble des entreprises e des communes c pour lesquelles le nombre d'emplois en fin de période est supérieur au nombre d'emplois en début de période d'observation, et Δ l'opérateur différence entre $t-1$ et t . De même, le volume des destructions brutes d'emplois D_{ct} est :

$$D_{ct} = \sum_{e \in C^-} |\Delta N_{ect}| \quad (6.3)$$

où C^- est le sous-ensemble des entreprises e des communes c qui ont connu une variation négative de l'emploi au cours de l'année.

On définit la réallocation brute d'emplois R_{ct} comme le volume total des mouvements de main-d'œuvre par commune, soit :

$$R_{ct} = \sum_{e \in C} |\Delta N_{ect}| = C_{ct} + D_{ct} \quad (6.4)$$

Pour exprimer ces mêmes chiffres en taux de création (respectivement de destruction ou de réallocation) d'emplois, on les normalise par l'effectif moyen des entreprises de la commune entre les deux dates considérées, soit :

$$c_{ct} = \frac{C_{ct}}{Z_{ct}}, \quad d_{ct} = \frac{D_{ct}}{Z_{ct}} \quad \text{et} \quad r_{ct} = \frac{R_{ct}}{Z_{ct}} \quad \text{où} \quad Z_{ct} = \frac{1}{2}(N_{ct} + N_{ct-1}) \quad (6.5)$$

Le taux de croissance nette de l'emploi pour chaque commune correspond alors à la différence entre les taux de création et de destruction :

$$g_{ct} = c_{ct} - d_{ct} \quad (6.6)$$

En moyenne, sur les années 2002-2005, les destructions d'emplois dans les entreprises

d'Ile-de-France présentes aux trois dates ont été de 6,3%, légèrement supérieures aux créations (5,6%, voir TABLEAU 6.1). La transition 2002-2003 s'oppose aux suivantes, avec un taux de croissance nette positif, et le plus fort taux de création. 2004-2005 est une année dynamique en termes d'emploi, avec le plus fort taux de réallocation, mais témoigne d'une conjoncture défavorable avec un taux de croissance négatif de 1,8% et le plus fort taux de destruction d'emplois.

Tableau 6.1 – Flux bruts d'emplois (2002-2005)

	Taux de création	Taux de destruction	(1) Taux de réallocation	(2) Taux de croissance nette	Corrélation entre (1) et (2)
2002-2003	6,2	5,5	11,7	0,7	-0,18***
2003-2004	4,9	6	10,9	-1,1	-0,33***
2004-2005	5,7	7,5	13,2	-1,8	-0,39***
Moyenne	5,6	6,3	11,9	-0,7	-0,28***

Champ : Établissements pérennes de la région Ile-de-France.

Lecture : Taux en pourcentage, *** : significatif à 0,01.

Source : DADS 2002-2005.

Le signe de la corrélation temporelle entre les taux de réallocation et de croissance nette de l'emploi est un indicateur qui nous renseigne sur le principal vecteur d'ajustement de l'emploi. En effet, si la corrélation entre les deux indicateurs est positive, l'ajustement est procyclique, c'est-à-dire qu'il se fait via les créations d'emplois. Au contraire, si la corrélation est négative, l'ajustement est contra-cyclique, et passe par les destructions d'emplois (Duhautois, 2002). Ici, c'est la deuxième explication qui semble l'emporter, avec une corrélation moyenne de -0,28.

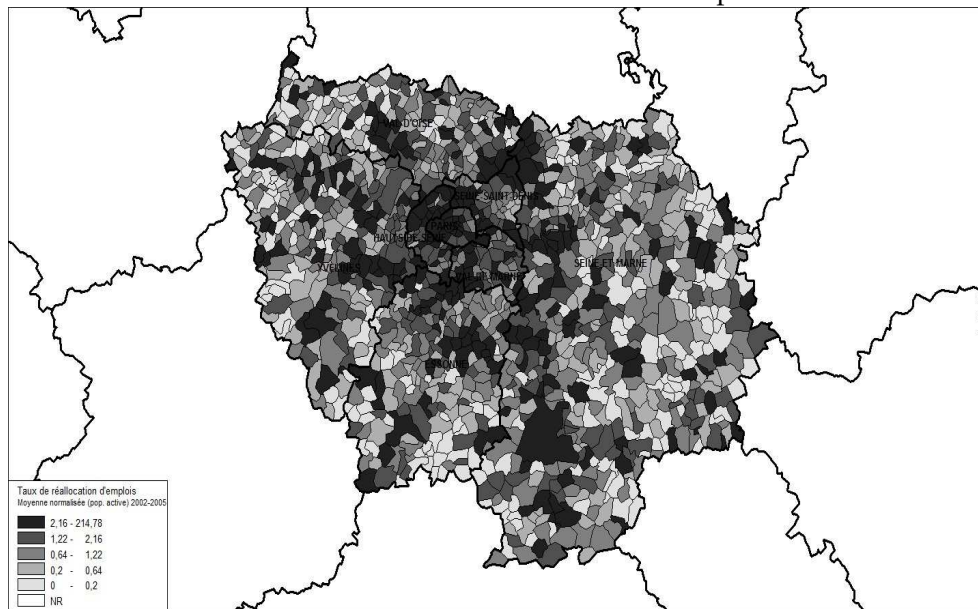
La cartographie du dynamisme des entreprises en termes d'emploi confirme tout d'abord la structure concentrique du bassin d'emploi (voir FIGURE 6.4). En effet, c'est la région centrale de l'Ile-de-France qui connaît les taux de réallocation⁶ de main-d'œuvre les plus élevés, la répartition dans l'espace des taux normalisés⁷ de réallocation étant comparable à celle du nombre d'emplois par actif. Plus l'on s'éloigne du centre de la région, plus le dynamisme est faible, ce qui corrobore l'hypothèse de *Spatial Mismatch*, les chômeurs résidant loin de la région dynamique ayant plus de mal à retrouver rapidement un emploi. Cependant, s'agissant du chômage élevé de Paris et de la première couronne, cette explication ne semble pas satisfaisante. De plus, nous présentons ici des résultats qui ne tiennent pas compte de la taille des entreprises.

6. La cartographie des taux de création et de destruction d'emplois est très comparable à celle du taux de réallocation d'emplois, c'est pourquoi nous ne la reproduisons pas ici.

7. La FIGURE 6.4 présente les taux de réallocation d'emplois normalisés par la taille de la population active de la commune (variable Z_{ct}), et non par l'effectif moyen des entreprises de la commune comme c'était le cas dans le TABLEAU 6.1, ceci afin de tenir compte des disparités importantes concernant la taille des populations d'une commune à l'autre.

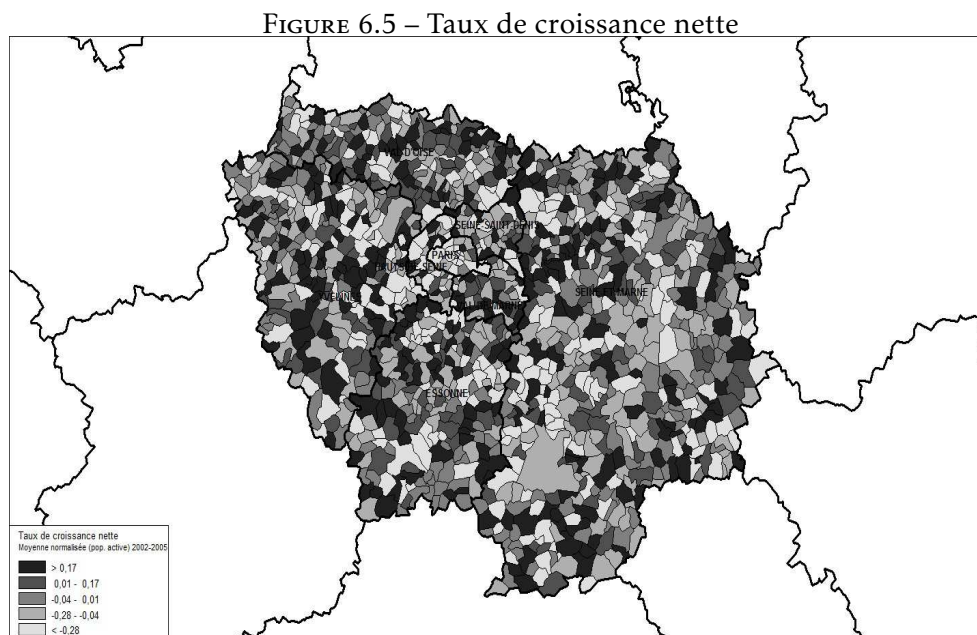
Les taux de création et de destruction d'emplois sont en général inversement proportionnels à la taille des entreprises (Duhautois, 2002). Il faudrait donc contrôler par exemple du secteur d'activité (qui est bien corrélé à la taille moyenne des entreprises) pour confirmer nos résultats.

FIGURE 6.4 – Taux de réallocation d'emplois



Source : DADS 2002-2005.

La cartographie des taux de croissance nette semble quant à elle témoigner surtout d'une forte hétérogénéité spatiale (voir FIGURE 6.5), puisque deux communes voisines ont souvent des taux de croissance très disparates, et ce sur l'ensemble du territoire. Elle permet donc de souligner les limites d'une analyse macroéconomique de la conjoncture de l'emploi, puisque les dynamiques locales peuvent être extrêmement contrastées. Mais l'analyse des taux de croissance est néanmoins intéressante concernant Paris et la petite couronne : si ces zones sont dynamiques en termes de réallocation d'emploi, cette dernière semble se faire au détriment de la création d'emplois, puisque les taux de croissance sont majoritairement négatifs. Ceci traduit sans doute le mouvement historique de délocalisation des emplois vers la périphérie, alors que les travailleurs ne déménagent pas (incités notamment par une politique de logements sociaux), et explique en partie les fortes durées moyennes de chômage observées au centre de la région.



Source : DADS 2002-2005.

6.1.2.3 Créations et disparitions d'entreprises

Ces premières analyses sont confirmées par celles qui renvoient aux taux de création et de disparition des entreprises. En effet, à partir des mêmes données, mais où l'on conserve dans un panel non cylindré l'ensemble des entreprises existant à l'une des quatre dates, on peut estimer les flux d'emplois liés à la création ou à la disparition d'entreprises d'une année sur l'autre. Cette mesure est néanmoins délicate, pour au moins trois raisons : d'abord, elle est sensible aux "fausses" créations ou disparitions d'entreprises, par exemple à la suite de mouvements de fusions-acquisitions ou de filialisations. Ensuite, certaines entreprises ont des "trous" dans leurs données, avec par exemple un effectif non renseigné une année donnée, ce qui conduit à considérer de manière fictive que ses emplois ont été détruits puis recréés. Nous pouvons contrôler cet effet à l'intérieur de notre période d'observation, mais pas pour les bornes, soit pour les transitions 2002-2003 et 2004-2005. Enfin, comme nous travaillons sur les effectifs comptabilisés en équivalent temps plein, de nombreuses entreprises connaissent de petites variations d'effectifs sans qu'il y ait eu en réalité création ou destruction d'emplois. Or, le cumul de ces petites variations peut, à terme, biaiser les calculs.

Ces difficultés peuvent en partie expliquer les résultats assez élevés que nous obtenons (TABLEAU 6.2), ainsi que l'écart assez fort entre taux de création et de disparition d'entreprises en Ile-de-France.

Tableau 6.2 – Flux bruts d'emplois liés aux créations / disparitions d'entreprises (2002-2005)

	2002-2003	2003-2004	2004-2005	Moyenne
Taux de création	9	8,7	11,7	9,8
Taux de destruction	4,9	5,4	6,7	5,7

Champ : Établissements de la région Ile-de-France.

Lecture : Taux en pourcentage.

Source : DADS 2002-2005.

La cartographie des flux d'emplois liés aux créations et disparitions d'entreprises est très comparable à celle des créations et destructions perpétrées par les entreprises pérennes, et confirme ainsi que la zone la plus dynamique en termes d'emploi est le centre de l'Ile-de-France, les chômeurs résidant à la périphérie de la région étant donc défavorisés pour bénéficier de cette dynamique, par rapport à ceux qui résident dans des communes proches.

6.1.2.4 Skill Mismatch

L'autre explication du chômage, déjà évoquée, est l'existence d'un *Skill Mismatch* qui s'ajoute au *Spatial Mismatch*. Localement, certains individus ne disposent pas des compétences et qualifications nécessaires pour pouvoir prétendre postuler aux offres d'emplois disponibles. Il en résulte des difficultés à trouver un emploi et, le cas échéant, celui-ci est généralement de moindre qualité et faiblement rémunéré (Pastor et Marcelli, 2000). On parle de mauvais appariement entre les attentes des employeurs en termes de compétences et les qualifications effectives des demandeurs d'emplois (Carlson et Theodore, 1995 ; Danziger et Holzer, 1997 ; Gordon, 2002).

Aux États-Unis, cette hypothèse fournit une explication potentielle de la situation que connaissent les populations les plus fragiles. Par exemple, en 1989 Kasarda montre que la proportion d'emplois d'ouvriers ou d'employés dans le centre des villes américaines est en baisse. Le fait est qu'ils représentent des secteurs dans lesquels la plupart des noirs américains sont employés. A l'inverse, les emplois de cadres tels que les emplois administratifs, les emplois de manager voient leur part s'accroître dans les centre-villes, mais la participation des noirs américains à ce type d'emploi reste faible. Cet exemple est symptomatique de ce qui peut se produire au niveau local. C'est-à-dire que dans une zone donnée, l'emploi peut se déplacer à des compétences de plus haut niveau nécessitant alors une augmentation des niveaux de l'éducation. Dans ces zones où les niveaux d'éducation ne s'améliorent que lentement, alors l'offre de travail devient moins compétitive et donc moins employable.

Un certain nombre de travaux empiriques semble confirmer l'hypothèse de *Skill Mismatch* (voir par exemple Blackely, 1990 ; Wily, 1996 ; Bauder et Perle, 1999 ; Pastor et Marcelli, 2000 etc.). Parmi ces travaux, celui de Bauder et Perle (1999) confirme qu'un désavantage existe pour les noirs en raison du fait que les compétences requises sur les marchés urbains du travail augmentent, alors qu'ils souffrent parallèlement d'un manque en termes de compétences et de niveaux d'éducation. Un autre travail de Manacorda et Petrongolo (1999) confirme partiellement cette hypothèse. Les auteurs trouvent que le *Skill Mismatch* n'est pas la source de problème sérieux sur le marché du travail dans les pays de l'OCDE, excepté pour les travailleurs les moins qualifiés en Grande-Bretagne. Cependant, leur travail ne permet pas d'analyser le *Skill Mismatch* à un niveau très fin, tel que la commune ou le quartier. On peut également citer un modèle théorique développé par Thisse et Zenou (2000) dans lequel ils explorent les interactions entre des travailleurs hétérogènes et des entreprises qui diffèrent au niveau des compétences demandées. A partir d'un marché en concurrence imparfaite, ils trouvent que le chômage peut être attribué à un déséquilibre entre l'offre et la demande de compétences.

Nous proposons un certain nombre d'indicateurs pour mesurer le problème de *Skill Mismatch*. Il peut être intéressant de décomposer les indicateurs du dynamisme des entreprises en termes d'emploi par niveau de qualification, afin de constater la contribution de chacun de ces niveaux aux taux de création et de destruction d'emplois. En effet, les dynamiques conjoncturelles de l'emploi des ouvriers et employés non qualifiés (NQ), qualifiés (Q) et des autres niveaux de qualification (TQ) ne sont pas forcément parallèles, et au sein d'entreprises qui globalement créent des emplois, certaines détruisent pourtant des emplois NQ par exemple.

Formellement, on peut décomposer le volume des créations d'emplois en fonction des niveaux de qualification :

$$C_{ct} = \sum_{e \in C^+} \Delta N_{ect} = \sum_{e \in C^+ \sim NQ} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^+ \sim Q} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^+ \sim TQ} \Delta N_{ect}^{TQ} \quad (6.7)$$

En décomposant les trois termes du membre de droite de l'équation précédente en création et destruction brutes :

$$C_{ct} = \sum_{e \in C^+} \Delta N_{ect} = \sum_{e \in C^+ \sim NQ^+} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^+ \sim NQ^-} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^+ \sim Q^+} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^+ \sim Q^-} \Delta N_{ect}^Q$$

$$\sum_{e \in C^+ \sim TQ^+} \Delta N_{ect}^{TQ} + \sum_{e \in C^+ \sim TQ^-} \Delta N_{ect}^{TQ}$$

De même pour les destructions brutes d'emplois :

$$D_{ct} = \sum_{e \in C^-} |\Delta N_{ect}| = \sum_{e \in C^- \sim NQ^+} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^- \sim NQ^-} \Delta N_{ect}^{NQ} + \sum_{e \in C^- \sim Q^+} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^- \sim Q^-} \Delta N_{ect}^Q + \sum_{e \in C^- \sim TQ^+} \Delta N_{ect}^{TQ} + \sum_{e \in C^- \sim TQ^-} \Delta N_{ect}^{TQ}$$

Les résultats obtenus (TABLEAU 6.3) témoignent surtout d'un ajustement par les non qualifiés, que ce soit au niveau des créations, comme au niveau des destructions, puisque dans tous les cas, ils ont les contributions les plus élevées. Cela traduit peut-être une fragilité plus grande de cette catégorie sur le marché du travail, davantage soumise aux aléas conjoncturels, ainsi que l'importance de l'emploi NQ en Ile-de-France où le secteur des services est très présent. L'emploi TQ semble être plus dynamique en termes de créations d'emplois que l'emploi Q, dans une région où la population est en moyenne plus qualifiée que sur l'ensemble du territoire (Buisson et Mignot, 2005).

Tableau 6.3 – Contribution des différents niveaux de qualification

	Taux de création						Taux de destruction					
	Taux de création			Taux de destruction			Taux de création			Taux de destruction		
	NQ	Q	TQ	NQ	Q	TQ	NQ	Q	TQ	NQ	Q	TQ
2002-2003	3,9	3	3,6	-1,9	-1,2	-1,2	1,1	1	1,2	-3,7	-2,5	-2,6
2003-2004	3	2,5	2,9	-1,5	-1	-1	1,3	0,9	1	-3,7	-2,8	-2,7
2004-2005	3,6	2,8	2,8	-1,2	-0,9	-1,3	1,2	0,9	0,8	-3,9	-2,8	-3,6

Champ : Établissements pérennes de la région Ile-de-France.

Lecture : NQ : employés et ouvriers non qualifiés ; Q : employés et ouvriers qualifiés ; TQ : autres salariés.

Source : DADS 2002-2005.

D'un point de vue géographique, la comparaison entre la cartographie des sans diplôme avec celle de la contribution de l'emploi non qualifié à la dynamique locale de l'emploi (FIGURE 6.6 et FIGURE 6.7) suggère que l'éloignement des chômeurs à faible niveau de qualification des emplois qui leur correspondent est une explication plausible de leur difficulté à retrouver un emploi. On constate ainsi que l'est des Yvelines, le nord de l'Essonne, les Hauts-de-Seine ou encore le sud et l'est de Paris sont des zones où l'emploi non qualifié est très dynamique, alors qu'une large majorité des travailleurs qui y résident sont diplômés. Au contraire, l'est de la Seine-et-Marne comporte de nombreuses communes peu dynamiques et une forte proportion de travailleurs non qualifiés. Le *Mismatch* serait donc ici géographique, mais causé par l'inadé-

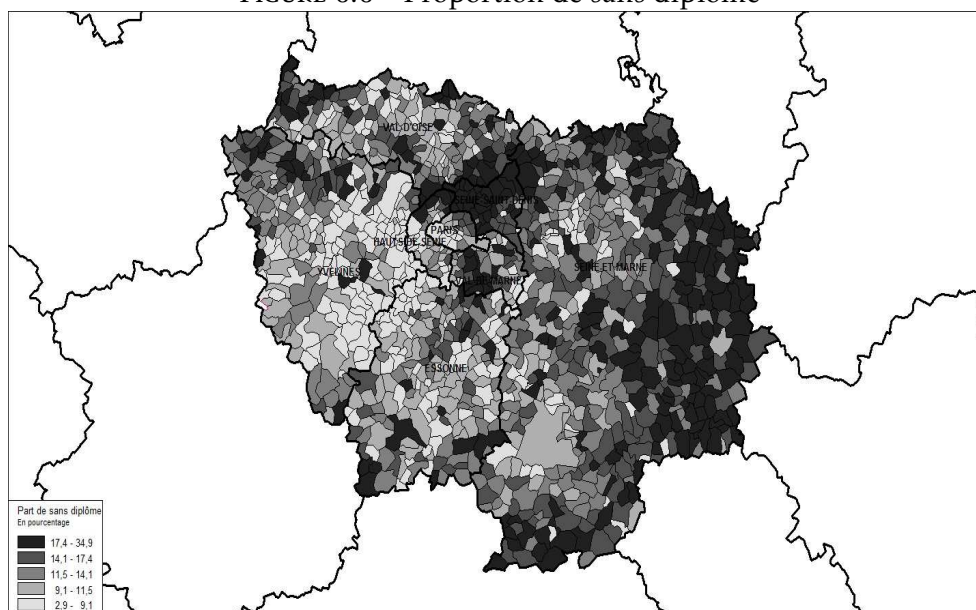
quation des compétences des travailleurs aux emplois proposés sur place.

Pour mesurer le *Skill Mismatch*, nous adaptions l'indicateur proposé par Layard, Jackman et Savouri (1990) qui mesure l'écart entre les proportions relatives de chômeurs par qualification selon les communes. Formellement, il correspond à la demi-variance du rapport entre le taux de chômage par qualification u_q (ouvriers, employés, professions intermédiaires et cadres) et le taux de chômage total de la commune u :

$$I_{JLS} = \frac{1}{2} \text{Var} \left(\frac{U_Q}{U} \right) \quad \text{with} \quad 0 < I_{JLS} < 1 \quad (6.8)$$

Ici, nous nous intéressons en particulier au *Skill Mismatch* susceptible de toucher les non qualifiés. Nous le mesurons comme l'écart pour chaque commune entre la proportion des non diplômés qui y résident et le dynamisme local de l'emploi non qualifié⁸, qui semblait potentiellement grand à la lecture de la FIGURE 6.6 et la FIGURE 6.7.

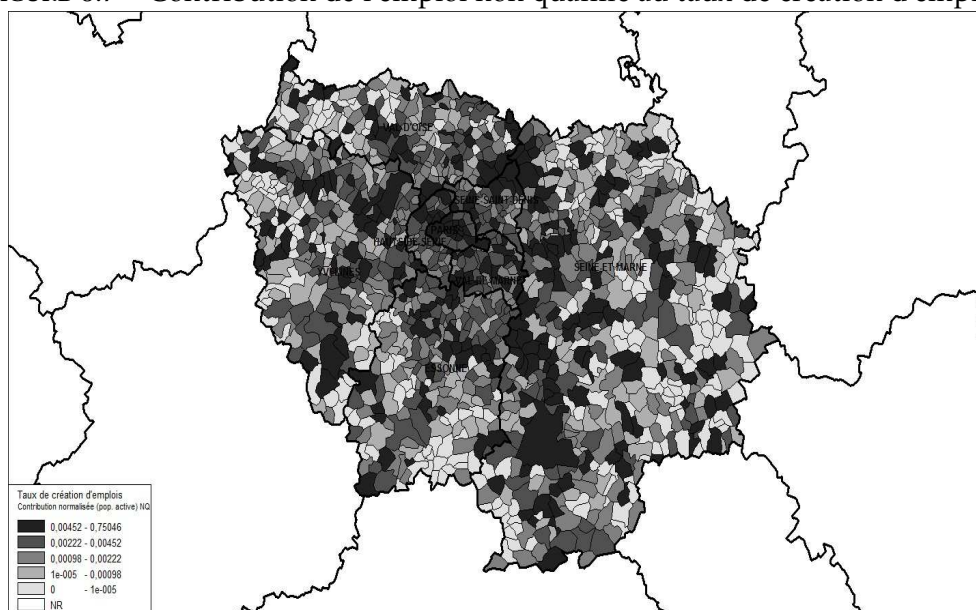
FIGURE 6.6 – Proportion de sans diplôme



Source : INSEE, Recensement de la population (1999).

8. Il s'agit ici d'un indicateur totalement empirique, contrairement à I_{JLS} , qui souffre de plus d'être construit à partir de données ne s'appuyant pas tout à fait sur les mêmes nomenclatures (diplôme pour le recensement 1999, qualifications pour les DADS 2002-2005).

FIGURE 6.7 – Contribution de l'emploi non qualifié au taux de création d'emplois



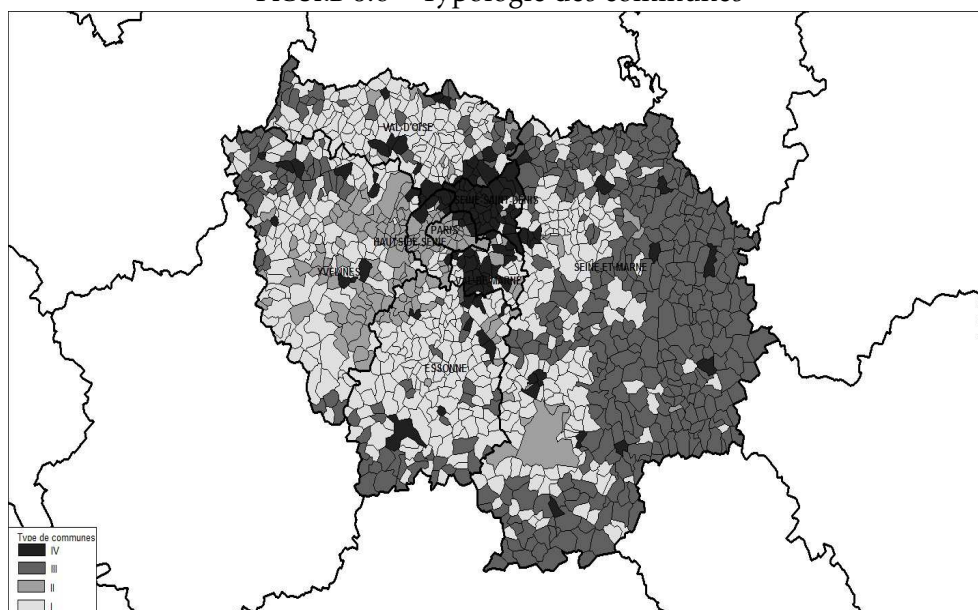
Sources : DADS 2002-2005 et Recensement de la population (1999).

6.1.2.5 Ségrégation et effets de pairs

Pour contrôler des éventuels effets de ségrégation, nous avons construit une typologie des communes d'Ile-de-France à partir d'une classification ascendante hiérarchique (critère de Ward) prenant appui sur des variables mesurant la proportion de chaque CSP, la répartition relative des diplômés, ainsi que la proportion de familles mono-parentales et d'étrangers résidant dans chaque commune (voir le CHAPITRE 5 pour plus de détails sur la méthode utilisée). Cette classification permet de former quatre groupes de communes relativement homogènes du point de vue de leur population : communes à population majoritairement très qualifiée, où résident essentiellement des cadres (type I), communes à population qualifiée avec une proportion de familles mono-parentales et d'étrangers supérieure à la moyenne (type II), communes où les résidents sont majoritairement ouvriers et peu diplômés (type III), et communes où la proportion d'ouvriers, de familles mono-parentales et d'étrangers est élevée (type IV) (voir FIGURE 6.8). Cette classification permet de résumer synthétiquement l'information disponible sur les caractéristiques socio-démographiques des résidents d'Ile-de-France. Elle doit nous permettre de contrôler de l'influence des effets de pairs ou plus largement d'effets de ségrégation.

Nous incluons également dans les variables : la proportion de foyers imposables à l'IRPP qui permet de contrôler des différences de revenus moyens entre les communes. La localisation

FIGURE 6.8 – Typologie des communes



Sources : INSEE, Recensement de la population (1999).

du logement social est approximée par la proportion de HLM dans le parc immobilier de la commune. Enfin, les effets de la politique locale de l'emploi sont capturés par la proportion d'emplois aidés parmi les contrats des actifs occupés de la commune.

6.1.3 Le modèle économétrique

Comme dans le chapitre précédent, dans la mesure où nos données sont spatialisées, nous devons mettre en œuvre un modèle économétrique adapté, qui tient compte de la possible autocorrélation spatiale. La modélisation doit tenir compte de la structure spatiale particulière de la durée du chômage puisqu'elle ne semble pas aléatoirement répartis sur le territoire, mais est au contraire fortement contrastée en fonction des zones étudiées, certaines communes voisines ayant des profils proches quand d'autres s'opposent nettement.

Formellement, pour tenir compte de l'auto-corrélation spatiale, on construit la matrice des poids spatiaux, qui définit les liens qui existent entre les différentes entités géographiques, et qui va permettre par la suite d'introduire dans le modèle économétrique une dépendance spatiale. On rappelle que l'on note W cette matrice, et w_{ij} son élément caractéristique qui résume les interactions entre les communes i et j . W définit donc la forme fonctionnelle qui lie les observations. Au vu des cartes précédemment analysées des durées de chômage, et l'existence de grappes de communes homogènes, on choisit de construire une matrice de contiguïté, où

les communes ont des liens avec tous leurs voisins immédiats. Afin de couvrir la superficie des zones homogènes de communes, nous autorisons l'interaction jusqu'à trois communes voisines consécutives. Selon le vocabulaire consacré emprunté aux échecs, on sélectionne donc un critère Reine à l'ordre 3 (déplacement de la reine dans toutes les cases mitoyennes : on considère que les communes voisines interagissent jusqu'à franchir trois frontières administratives consécutives). L'ANNEXE 6.1 présente la valeur du I de Moran pour différentes matrices de poids et confirme l'existence d'un problème d'autocorrélation spatiale.

Une modélisation *toutes choses égales par ailleurs* permet de tester les phénomènes de mauvais appariement spatial entre l'offre et la demande de travail. Cependant, en raison de l'autocorrélation spatiale, on ne peut plus mettre en œuvre la méthode standard des MCO, car la covariance entre les observations n'est plus nulle. Il faut alors choisir parmi les modèles classiques de l'économétrie spatiale celui qui correspond le mieux à notre problème.

Comme précédemment, nous considérons que la modélisation la mieux adaptée est un modèle SEM (c'est-à-dire que nous considérons que les erreurs sont spatialement corrélées), de la forme :

$$Y_i = \beta_{1i}empl_i + \beta_{2i}spatial_i + \beta_{3i}skill_i + \beta_{4i}segreg_i + \beta_{5i}log_i + \beta_{6i}pol_i + \epsilon_i \quad \epsilon = \lambda W\epsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (6.9)$$

où $i = 1, 2, \dots, n$ et où λ est le paramètre représentant l'intensité de la dépendance spatiale entre les résidus de la régression. Les coefficients β sont estimés par Maximum de Vraisemblance.

6.2 Résultat des estimations

Les résultats de nos estimations sont présentés dans le TABLEAU 6.4. Le modèle (1) correspond au test des effets des variations de la demande de travail sur la sortie du chômage, que nous conservons systématiquement comme variable explicative en raison du poids théorique que nous leur avons donné antérieurement. Le modèle (2) teste l'existence d'un *Spatial Mismatch*, alors que le modèle (3) interroge l'existence d'un *Skill Mismatch*. Le modèle (4) introduit le contrôle des effets de pairs, le modèle (5) celui des indicatrices par département, et le modèle (6) le logement social, le revenu des ménages et la politique locale de l'emploi.

Nos modèles expliquent entre un tiers et 40% de la variance de la durée nette de chômage.

On vérifie que celle-ci est bien spatialement auto-corrélée, mais le paramètre λ diminue significativement lorsqu'on introduit les indicatrices par département, qui absorbent une partie de l'effet proprement spatial. Les effets fixes département permettent en outre de neutraliser l'effet Paris, département dynamique en termes d'emploi mais où les durées moyennes de chômage sont les plus élevées. Les chômeurs qui résident dans les autres départements ont une probabilité de rester longtemps au chômage plus faible, y compris en Seine-Saint-Denis, ce qui peut s'expliquer par le fait qu'on a choisi de conserver l'ensemble des "sorties de liste", et pas seulement les "reprises d'emploi déclarées"⁹ ; mais aussi par la neutralisation des effets socio-démographiques de la population qui y réside, capturés par notre typologie des communes (la plupart des communes de Seine-Saint-Denis étant de type IV).

Concernant le dynamisme local de l'emploi, les résultats sont conformes aux attentes¹⁰ : lorsque le taux de création d'emplois sur le territoire de la commune est élevé, les chômeurs retrouvent plus rapidement un emploi, ce qui souligne la pertinence de l'analyse en termes d'éloignement géographique des chômeurs aux emplois. Il en va de même pour l'effet du taux de destruction, qui semble favoriser un chômage local de longue durée, bien que le coefficient perde sa significativité dans les modèles (5) et (6), lorsque l'on contrôle des effets fixes département.

Les effets locaux de la demande de travail sont donc avérés : plus que les seules caractéristiques des chômeurs - dont l'effet est ici neutralisé - c'est le dynamisme des entreprises créatrices d'emplois qui offre des opportunités aux chômeurs de se réinsérer sur le marché du travail, ce qui plaide pour un renforcement des politiques locales de demande. L'impact négatif de la proportion d'emplois aidés dans la commune sur la durée de chômage va également dans ce sens : la création d'emplois protégés permet aux chômeurs de retrouver rapidement une activité proche du marché du travail "standard", mesures actuellement considérées comme relativement efficaces.

9. Les sorties en Seine-Saint-Denis sont en effet moins souvent renseignées comme reprise d'emploi que dans les autres départements. Il y a davantage de sorties vers l'inactivité qu'ailleurs (CHAPITRE 2).

10. Le test de Breush-Pagan suggère l'existence d'hétéroscédasticité dans le modèle (1), cependant il n'est plus significatif dans l'ensemble des autres spécifications, on n'en tient donc finalement pas compte.

Tableau 6.4 – Déterminants de la durée locale du chômage

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
λ	0,813*** (0,04)	0,810*** (0,04)	0,794*** (0,04)	0,799*** (0,04)	0,674*** (0,06)	0,55*** (0,06)
Constante	10,712*** (0,17)	10,390*** (0,32)	10,323*** (0,18)	10,343*** (0,36)	11,127*** (0,40)	11,161*** (0,4)
Dynamisme local de l'emploi						
Taux de création	-0,066** (0,03)	-0,064** (0,03)	-0,061** (0,03)	-0,061** (0,03)	-0,055* (0,03)	-0,056** (0,03)
Taux de destruction	0,039* (0,02)	0,039* (0,02)	0,039* (0,02)	0,043* (0,02)	0,035 (0,02)	0,035 (0,02)
Spatial Mismatch						
Distance domicile-travail		0,017* (0,01)		0,010* (0,01)	0,012* (0,01)	0,013* (0,01)
Densité d'emploi à 20 km		0,291* (0,17)		0,194 (0,18)	0,295* (0,17)	0,287* (0,18)
Skill Mismatch						
Indice de LJS			2,623 (2,50)	2,490 (2,51)	2,108 (2,46)	2,220 (2,46)
≠ entre % de sans dipl. et tx de créat° emplois NQ			1,696** (0,84)	1,895*** (0,82)	1,894** (0,82)	1,987** (0,87)
Effets de ségrégation						
Communes de type I				-0,354** (0,13)	-0,289** (0,13)	-0,319** (0,14)
Communes de type II				-0,323** (0,16)	-0,381** (0,16)	-0,405** (0,17)
Communes de type III				-0,399** (0,14)	-0,307** (0,14)	-0,336** (0,15)
Communes de type IV				Réf.	Réf.	Réf.
% de foyers imposables à l'IRPP						-0,728* (0,43)
Indicatrices départementales	non	non	non	non	oui	oui
Logement						
% de HLM						-0,137 (0,35)
Politique locale d'emploi						
% de salariés en emploi aidé						-0,959** (0,60)
Nombre d'observations	1075	1075	1075	1075	1075	1075
AIC	3 201,9	3 205,6	3 189,2	3 188	3 120,5	3 121,9
R ²	0,34	0,35	0,35	0,36	0,39	0,40
Log likelihood	-1 597,98	-1 596,99	-1589,61	-1 583,99	-1 543,26	-1 5413,94

Sources : Estimations SOLSTICE, recensement de la population (1999) et DADS 2002-2005.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%. Modèles estimés à l'aide de GeoDa.

L'interprétation des résultats obtenus avec les variables de *Spatial Mismatch* s'avère plus délicate. En effet, si la distance entre le domicile et le lieu de travail semble bien jouer en défaveur du retour à l'emploi ainsi qu'on l'attendait, la variable de concentration des emplois à proximité semble au contraire défavoriser le retour à l'emploi des chômeurs qui résident dans cette zone. L'effet positif de la proximité aux emplois induit par le *Spatial Mismatch* serait ainsi modéré par un effet de concurrence locale entre les actifs et les chômeurs dans des zones où la densité d'emplois est élevée. Cependant, cet effet est peu significatif, et faiblement robuste à l'introduction de variables supplémentaires de contrôle, alors que la distance domicile-travail reste explicative de la durée du chômage. L'existence d'un *Spatial Mismatch* en Ile-de-France semble une fois de plus avérée.

Lorsqu'on introduit l'indice de LJS dans la régression, on constate que l'effet du *Skill Mismatch* est potentiellement très élevé en Ile-de-France. Cependant, le *Skill Mismatch* mesuré sur l'ensemble des niveaux de qualification est absorbé par l'effet du *skill Mismatch* pour les non qualifiés, qui semble être particulièrement fort, les chômeurs sans diplôme résidant majoritairement dans des communes où l'emploi non qualifié est faiblement dynamique. Le phénomène "brut" de *Spatial Mismatch*, qui traduit la distance géographique entre les emplois et les chômeurs, se double donc d'un effet lié à la distance entre des emplois accessibles par type de qualification. L'idée d'un renforcement mutuel entre *Spatial* et *Skill Mismatches* est ici corroborée, les résultats incitant à penser que le *Spatial Mismatch* ne joue pas de la même façon pour toutes les catégories de main-d'œuvre.

Nous retrouvons ainsi des résultats mis en avant par Stoll (2005) sur données américaines. Dans son étude, l'auteur montre également une relation négative entre le *Skill Mismatch* local et la situation d'emploi. Toutefois, son analyse permet d'expliquer les écarts de situations observés entre les blancs, les noirs et les latino-américains, alors que nous ne faisons pas de distinction entre individus. Bauder et Perle (1997) montrent également l'influence de ce phénomène sur les différences d'emplois entre noirs et blancs. Ils montrent par ailleurs que le *Skill Mismatch* est étroitement lié au problème de *Spatial Mismatch*. Leur travail confirme donc l'intérêt et l'utilité de proposer des modélisations économétriques avec des indicateurs relatifs à chacun.

Enfin, les effets de pairs semblent jouer eux aussi un rôle non négligeable, puisque le type de commune dans laquelle résident les chômeurs influence la rapidité de sortie du chômage.

Cependant, il est difficile de dire si ce sont les caractéristiques propre des travailleurs qui jouent (par exemple le fait d'être cadre) ou davantage les externalités dues à la composition du voisinage (le fait d'être un cadre qui habite dans une commune où réside une majorité de cadres, voire même le simple fait d'avoir des voisins cadres quelle que soit sa propre qualification).

En effet se pose ici un problème d'endogénéité qui interdit de trancher sur le sens de la causalité : certaines communes connaissent des durées moyennes de chômage plus courtes que d'autres, mais est-ce parce qu'un certain type de population y est majoritaire, ou bien cette population ne vient-elle pas s'installer dans cette commune car les opportunités d'insertion sur le marché du travail y sont meilleures *ex ante* ? On peut ainsi concevoir un processus auto-entretenu où ce sont les mieux armés sur le marché du travail qui viennent s'installer dans les zones d'emploi favorables, renforçant de fait l'attrait de ces communes. Au contraire, les territoires où le retour à l'emploi s'avère difficile seraient abandonnés par les travailleurs les mieux insérés, créant *ex post* des effets de pairs pour les travailleurs contraints d'y demeurer.

Ce processus peut passer par un mécanisme d'exclusion par les prix sur le marché de l'immobilier. Comme le suggérait notre modèle, il semble que les chômeurs qui n'ont pas les moyens de résider dans les zones attractives - le contrôle par les revenus des ménages indique également que plus la proportion de ménages aisés dans la commune est grande, plus les chômeurs retrouvent rapidement un emploi - ont aussi une probabilité moindre de se réinsérer sur le marché du travail. Le fait que, bien que non significatif, l'effet de la proportion de HLM sur le territoire de la commune soit négatif confirme l'intuition selon laquelle une politique locale de l'emploi efficace passe également en partie par une politique active de logement social visant à déségrégier les chômeurs. On sait aujourd'hui que nombre de communes à population aisée ne respectent pas le quota de 20% de logements sociaux imposé par la loi SRU, et on peut supposer, au vu de nos résultats, que si tel n'était pas le cas, l'effet de la proportion de HLM sur la durée de chômage serait significatif et plus élevé en valeur absolue.

6.3 Hiérarchie des effets

Les estimations précédentes permettent de mettre en avant les effets propres des *Spatial* et *Skill Mismatches*, de la ségrégation résidentielle ou encore du dynamisme de l'emploi local, mais elles ne permettent en revanche pas de dire lequel de ces effets prévaut. S'il importe de montrer que ces phénomènes ont effectivement chacun un effet sur la durée de chômage, il est

également nécessaire de pouvoir les hiérarchiser, afin de déterminer sur le(s)quel(s) accentuer les efforts au niveau des politiques à mettre en place.

Pour ce faire, nous proposons une méthode qui permet d'examiner l'influence de plusieurs groupes de variables de manière séquentielle. On espère ainsi juger de l'importance relative de l'ajout d'un groupe de variables explicatives sur la qualité de la prédiction du modèle. Concrètement, à l'aide de modèles SEM, nous estimons l'effet de chacun des groupes de variables et nous conservons les valeurs prédites pour la durée de chômage dans la commune. Pour analyser la pertinence d'un groupe de variable, nous regardons le coefficient de corrélation entre les valeurs prédites par le modèle et les valeurs observées. Une valeur élevée du coefficient indique, par exemple, que le groupe de variables retenu explique bien les durées de chômage observées. Dans un premier temps, nous analysons chaque groupe isolément et dans un deuxième temps nous les introduisons successivement, selon des ordres différents.

Le TABLEAU 6.5 présente les coefficients de corrélation entre les valeurs prédites par chacun de nos groupes de variables et les valeurs observées, pour différents modèles. Les trois modèles présentés se distinguent par l'ordre d'introduction des groupes. En mettant en œuvre différentes spécifications, on s'assure que les corrélations obtenues pour un groupe particulier ne sont pas dues à l'ordre dans la hiérarchie des entrées.

La première colonne présente les coefficients de corrélations obtenus pour chacun des groupes de variables introduits isolément dans la régression. Il ressort de ce procédé que les mécanismes les plus pertinents dans l'explication des disparités de durées de chômage sont le *Skill Mismatch*, les effets de ségrégation et le *Spatial Mismatch*, ce qui confirme nos résultats antérieurs. A nouveau, on note que les indicatrices départementales sont les variables les plus explicatives du modèle (elles affichent le coefficient de corrélation le plus élevé entre les valeurs prédites et les valeurs observées). Ce résultat tend à montrer qu'une forte hétérogénéité inter-départementale demeure encore inexpliquée dans notre modèle, et qu'un certain nombre d'effets restent encore non identifiés.

La seconde colonne présente les évolutions successives des coefficients de corrélation suite à l'introduction séquentielle de groupes de variables supplémentaires, tandis que la dernière colonne présente la variation du coefficient attribuée à l'ajout du groupe de variable mentionné. Nous retrouvons que les trois mécanismes qui contribuent le plus à l'augmentation du pouvoir explicatif du modèle sont ceux qui étaient déjà identifiés comme les plus pertinents en termes de portée explicative et, dans une moindre mesure, les variables propres au dynamisme local

de l'emploi. Les variables mesurant la part des HLM ou les politiques locales d'emploi semblent jouer un rôle plus marginal.

Tableau 6.5 – Résultat des corrélations entre valeurs observées et valeurs prédites

Modèle 1	Régressions Multivariées		Entrées hiérarchiques	
	Corrélations	Corrélations	Corrélations	Variations
Effets de ségrégation	0,145***	0,145***		
<i>Skill Mismatch</i>	0,268***	0,194***		0,049
<i>Spatial Mismatch</i>	0,140***	0,269***		0,075
Dynamisme local de l'emploi	0,083***	0,273***		0,004
Logement	0,055*	0,274***		0,001
Politique locale d'emploi	0,013	0,277***		0,003
Départements	0,419***	0,531***		0,254
Modèle 2	Corrélations	Corrélations	Variations	
<i>Spatial Mismatch</i>	0,140***	0,140***		
<i>Skill Mismatch</i>	0,268***	0,285***		0,145
Dynamisme local de l'emploi	0,083**	0,289***		0,004
Effets de ségrégation	0,145***	0,271***		-0,018
Politique locale d'emploi	0,013	0,274***		0,003
Logement	0,055*	0,277***		0,003
Départements	0,419***	0,531***		0,254
Modèle 3	Corrélations	Corrélations	Variations	
<i>Skill Mismatch</i>	0,268***	0,268***		
Effets de ségrégation	0,145***	0,194***		-0,074
<i>Spatial Mismatch</i>	0,140***	0,269***		0,075
Logement	0,055*	0,270***		0,001
Dynamisme local de l'emploi	0,083**	0,273***		0,003
Politique locale d'emploi	0,013	0,277***		0,004
Départements	0,419***	0,531***		0,254

Sources : Estimations SOLSTICE, recensement de la population (1999) et DADS 2002-2005.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Notes : le coefficient de 0,145 pour le groupe de variables "Effets de ségrégation" signifie que la corrélation entre les valeurs prédites par le modèle économétrique (modèle de type SEM) avec ces seules variables explicatives et les valeurs observées est de 0,145.

Estimations réalisées sous GeoDa. Nous conservons une matrice de type reine à l'ordre 3 pour définir la matrice de poids.

Ainsi, ces tests empiriques confirment que les phénomènes de *Skill* et *Spatial Mismatches* sont parmi les plus pertinents à considérer dans l'explication des écarts observés des durées de chômage. Dès lors, se pose la question des politiques publiques à mettre en place pour lutter contre ces problèmes d'appariement et favoriser le retour à l'emploi.

6.4 Simulation de politiques publiques

L'objectif est d'utiliser le modèle que nous venons d'estimer afin de simuler les effets de politiques publiques de réduction des fractures spatiales¹¹. On peut, par exemple, simuler les effets d'une politique permettant de rendre accessible les emplois pour les communes les plus éloignées, d'augmenter la part des logements sociaux, d'améliorer la formation pour lutter contre le *Skill Mismatch*, etc.

6.4.1 Méthode de simulation

Nous nous intéressons aux effets des politiques suivantes : (1) amélioration de l'accessibilité physique aux emplois ; (2) action sur la formation ; (3) développement du dynamisme local de création d'emplois ; (4) augmentation de la part des logements sociaux ; (5) développement des politiques locales d'emploi ; (6) augmentation du revenu des ménages. Nous mobilisons une méthode de simulation permettant d'évaluer l'effet de chacune de ces politiques sur la durée du chômage locale, au niveau communal. Dans un premier temps, nous prédisons la durée de chômage de chacune des communes par la méthode des moindres carrés ordinaires, en laissant les variables à leur niveau initiale. Dans un second temps, nous simulons un choc de politique publique en modifiant la variable explicative sur laquelle nous voulons agir pour un pourcentage donné de communes et nous prédisons de nouveau la durée de chômage.

Pour les communes concernées par la modification, nous effectuons des tests de différences entre les durées prédites avec et sans choc. Nous regardons, en premier lieu, si l'application d'une politique donnée modifie la durée de chômage dans le sens voulu et, en second lieu, si l'écart avec la situation originelle est significatif. L'introduction des chocs est faite à des ampleurs différentes. D'une part, nous appliquons une politique donnée sur des échantillons différents de communes : c'est-à-dire pour les 10%, 15%, 20% et 30% des communes les moins bien "dotées" concernant chaque variable. D'autre part, l'ampleur du choc est lui aussi variable, puisqu'il est successivement de l'ordre de 20%, 30% et 40%.

Pour la politique (1), nous nous intéressons exclusivement aux communes identifiées comme étant les plus enclavées à partir de notre variable "distance domicile-travail" et pour lesquelles

11. Pour les estimations proposées ici, nous avons recours aux MCO. Le nombre important de régressions impose le recours à des macros sous SAS. Or les estimations de modèles SEM, présentées jusque maintenant, sont faites sous le logiciel GeoDa. Ce dernier ne permet pas de répéter facilement différentes estimations. Toutefois, nous montrons dans l'ANNEXE 6.2 que les résultats ne sont pas trop différents lorsque nous estimons le modèle global par la méthode des MCO. L'absence de prise en compte d'un effet spatial incite tout de même à une relative prudence lors de l'interprétation des coefficients.

nous réduisons cette distance.

Pour la politique (2), nous retenons les deux indicateurs de *Skill Mismatch* : l'indice de LJS et l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non qualifiés. Nous nous intéressons ici aux communes les plus mal classées en regard de l'un de ces deux indicateurs, que nous diminuons artificiellement.

Pour la politique visant à développer le dynamisme local de l'emploi (3), nous retenons les communes dont le taux de création mesuré est parmi les plus faibles, et nous l'augmentons.

La politique (4) vise quant à elle à accroître la part des logements sociaux dans les communes où celle-ci est la plus faible.

Enfin, pour les politiques (5) et (6), l'objectif est d'augmenter respectivement la part des emplois aidés dans les communes où celle-ci est la plus faible et d'augmenter le revenu des ménages pour les communes les moins aisées ¹².

6.4.2 Résultats

Les résultats figurent dans le TABLEAU 6.6. Pour chaque niveau de choc différent (20%, 30% et 40%), nous estimons l'effet sur la durée de chômage moyenne observée. Ce procédé est répété pour différents échantillons de communes les plus mal "dotées" (10%, 15%, 20% et 30%) ¹³. La robustesse des résultats se vérifie donc par la double variabilité de notre méthode : variabilité concernant l'échantillon dans lequel le choc est introduit et variabilité concernant la taille du choc simulé.

Globalement, il apparaît que les différentes politiques mises en place agissent dans le sens attendu, puisqu'on observe presque systématiquement une baisse de la durée de chômage. Dans un certain nombre de cas, toutefois, l'effet observé est nul. C'est le cas pour les politiques telles que l'augmentation de la part de logements HLM, l'augmentation du taux de création d'emplois au niveau de la commune et, dans une moindre mesure, l'augmentation de la part des emplois aidés. Ces effets très faibles - voire nuls - ne s'expliquent vraisemblablement que par une situation particulièrement défavorable des communes retenues comme les moins bien dotées. Ainsi, si la part de logement HLM est proche de 1%, une augmentation de 20%, 30% ou même 50% n'aura que peu d'effets.

12. La richesse d'une localité est évaluée ici par la proportion de foyers imposables à l'IRPP. Augmenter la richesse d'une localité revient à accroître la part des foyers imposables.

13. Les échantillons de communes les plus mal loties sont redéfinis pour chacune des variables qui nous intéressent. Concrètement, les 20% des communes dont la distance domicile-travail est la plus longue ne correspondent pas nécessairement aux 20% des communes dont le taux de création d'emploi est le plus faible.

Tableau 6.6 – Résultats des simulations de chocs de politiques publiques

Ampleur du choc : 20%				
% de communes concernées	10 %	15 %	20 %	30 %
Distance domicile-travail	-0,125*	-0,106*	-0,09*	-0,06
Indice de LJS	0,04	0,006	0,012	-0,003
≠ entre % de sans dipl. et tx de création emplois NQ	-0,076	-0,065	-0,046	-0,029
Taux de création	0	-0,001	-0,001	-0,001
Proportion d'HLM	0	0	0	-0,001
Proportion de salariés en emploi aidé	-0,002	-0,002	-0,002	-0,001
Proportion de foyers imposables à l'IRPP	-0,073	-0,065	-0,057	-0,047
Ampleur du choc : 30%				
% de communes concernées	10 %	15 %	20 %	30 %
Distance domicile-travail	-0,187**	-0,153**	-0,057**	-0,091**
Indice de LJS	0,049	0,005	0,015	-0,007
≠ entre % de sans dipl. et tx de création emplois NQ	-0,141**	-0,113**	-0,089*	-0,062
Taux de création	0	-0,001	-0,001	-0,001
Proportion d'HLM	0	0	0	-0,001
Proportion de salariés en emploi aidé	-0,002	-0,002	-0,003	-0,002
Proportion de foyers imposables à l'IRPP	-0,098	-0,084	-0,07	-0,054
Ampleur du choc : 40%				
% de communes concernées	10 %	15 %	20 %	30 %
Distance domicile-travail	-0,213**	-0,157**	-0,131**	-0,092**
Indice de LJS	0,043	-0,004	0,011	-0,014
≠ entre % de sans dipl. et tx de création emplois NQ	-0,207**	-0,154**	-0,133**	-0,097**
Taux de création	-0,001	-0,001	-0,001	-0,002
Proportion d'HLM	0	-0,001	0	-0,002
Proportion de salariés en emploi aidé	-0,003	-0,003	-0,003	-0,003
Proportion de foyers imposables à l'IRPP	-0,113*	-0,091	-0,072	-0,052

Sources : Estimations SOLSTICE, recensement de la population (1999) et DADS 2002-2005.

Lecture : Diminuer la distance moyenne domicile-travail de 20%, pour les 15% des communes pour lesquelles cette distance est la plus élevée, contribue à diminuer la durée de chômage moyenne de 0,106 mois.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%.

Les politiques les plus efficaces en matière de lutte contre le chômage sont celles qui tendent à réduire le *Skill Mismatch* mesuré par l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non qualifiés, celles qui réduisent la distance moyenne domicile-travail ou celles qui accroissent le revenu des ménages. Néanmoins, parmi ces trois politiques, seules les deux premières font baisser significativement la durée du chômage. La différence obtenue entre les durées prédites avant et après introduction de ces deux chocs se révèle en effet significative à 5% ou 10%.

Seule l'une des politiques proposées semble avoir un effet non désiré, puisqu'il ressort que diminuer l'indicateur de LJS (qui est une autre mesure du *Skill Mismatch*) augmente la durée de chômage. Toutefois, la différence obtenue n'est pas significative.

Ces différentes simulations apportent deux enseignements majeurs. D'une part, le choc de politique publique doit être ambitieux : les résultats montrent que les politiques menées sont d'autant plus efficaces dans la réduction de la durée de chômage que le choc est important. Selon nos estimations, le gain en durée varie de -0,125 mois à -0,213 mois pour une baisse allant de 20% à 40% de la distance domicile-travail, pour les 10% des communes les plus enclavées. Il en est de même pour l'indice de *Skill Mismatch* mesuré par l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non qualifiés : pour les 10% des communes pour lesquelles cet écart est le plus important, la réduction de la durée du chômage peut varier du simple au triple si le choc est de 20% ou 40% (respectivement -0,076 mois et -0,207 mois)¹⁴.

D'autre part, il semble préférable de cibler les aides. Nous observons que les gains en termes de durée du chômage tendent à se réduire lorsque l'échantillon de communes observées est plus large. Une réduction de la durée du chômage peut être deux fois moins forte dès lors que l'échantillon de communes visées n'est pas restreint. Dans le cas des deux politiques précédentes, leurs effets tendent à diminuer de manière considérable dès lors que l'on passe de 10% à 30% des communes : une réduction de -0,213 mois à -0,092 mois pour la distance domicile-travail et pour un choc de 40%. Des observations de la même ampleur peuvent être faites pour les autres variables, telles que la proportion de foyers imposables à l'IRPP ou encore l'indicateur de *Skill Mismatch*. L'efficacité d'un ciblage fin peut s'expliquer par l'existence d'un petit pourcentage de communes très fortement défavorisées, pour lesquelles l'action publique doit être de forte ampleur.

Conclusion

Si l'on souhaite expliquer l'ampleur des disparités locales dans les durées de chômage, une fois contrôlées les caractéristiques des chômeurs, on peut distinguer deux ensembles de facteurs : à compétences données, la distance physique entre les chômeurs et les emplois peut expliquer la difficulté à retrouver un emploi (*Spatial Mismatch*) ; à distance physique donnée, l'inadéquation des compétences des chômeurs aux besoins des entreprises peut hypothéquer la réinsertion sur le marché du travail (*Skill Mismatch*) et la composition du quartier peut générer des effets défavorables (effets de voisinage qui résultent de la ségrégation résidentielle). Ce sont les principaux facteurs qui ressortent de notre analyse lorsque nous testons simultanément

14. Nous avons également fait ces tests pour des chocs de plus grande ampleur, notamment 50% et 99%, mais aussi pour un échantillon plus restreint et plus grand de communes (de 15 à 50%). Globalement, les variables significatives restent les mêmes et les conclusions demeurent valables.

une batterie riche d'indicateurs relative au dynamisme local, au *Skill* et *Spatial Mismatches*, aux politiques locales d'emploi, au logement et à la ségrégation résidentielle.

Ces facteurs explicatifs n'impliquent pas des recommandations équivalentes en termes de politiques publiques. Dans le cas de l'accessibilité aux emplois, les principaux leviers s'appuient notamment sur une régulation du marché locatif, avec une répartition stratégique du logement social, sur des politiques de transport adaptées ou sur la fourniture de biens publics locaux. Dans le cas de l'inadéquation entre les compétences requises et proposées localement, la stratégie consiste plutôt à développer des politiques de formation ou à réduire le coût du travail par des incitations fiscales à l'embauche de chômeurs dont les compétences ne correspondent pas parfaitement aux postes de travail.

Afin de tester la pertinence de ces différents leviers, nous avons développé une approche empirique cherchant à déterminer la pertinence et le poids relatif des différents facteurs explicatifs du chômage structurel. Celle-ci nous conduit à la conclusion selon laquelle l'origine du chômage local doit être conjointement cherchée du côté de la distance physique aux emplois, de la mauvaise adéquation entre compétences des travailleurs et qualification des postes, et de la ségrégation de certains quartiers qui souffrent d'un déficit collectif de réseaux d'embauche, dans un pays où seules 30% des offres d'emploi passent par Pôle Emploi. Face à ce cumul des inégalités sur le marché du travail, l'efficacité supposée des différentes politiques mises en œuvre dépend de la cause prédominante du chômage sur chaque bassin local d'emploi.

L'application empirique que nous avons proposé sur des données franciliennes confirme la coexistence de plusieurs types de *Mismatches* : difficultés d'appariement liées à la distance aux emplois, aux qualifications requises, et au voisinage, qui se renforcent l'une l'autre. Nos simulations montrent que les politiques les plus efficaces pour réduire la durée du chômage et la fracture spatiale, sont celles qui tendent à réduire le *Skill Mismatch* mesuré par l'écart entre la proportion de sans diplôme et le taux de création d'emplois non-qualifié, et celles qui réduisent la distance moyenne domicile-travail.

Annexe CHAPITRE 6

ANNEXE 6.1. MESURES DE L'AUTOCORRÉLATION SPATIALE

Tableau 6.7 – Autocorrélation spatiale globale de la durée de chômage

Durée de chômage (sortie de listes)			
Matrice W	I de Moran	Écart-type	p-valeur
Reine 1	0,6482	0,0199	0,001
Reine 2	0,4854	0,0131	0,001
Reine 3	0,3795	0,0108	0,001
Distance < 5 km	0,6007	0,0161	0,001

Source : Estimations SOLSTICE et recensement de la population (1999).

Notes : $E[I] = -0,0009$.

ANNEXE 6.2. COMPARAISON DES RÉSULTATS SELON LA MÉTHODE D'ESTIMATION

Tableau 6.8 – Expliquer la durée de chômage - Modèle SEM et MCO

	Modèle SEM	MCO
λ	0,55*** (0,06)	
Constante	11,161*** (0,40)	11,893*** (0,52)
Dynamisme local de l'emploi		
Taux de création	-0,056** (0,03)	-0,053* (0,03)
Taux de destruction	0,035 (0,02)	0,040 (0,02)
Spatial Mismatch		
Distance domicile-travail	0,013* (0,01)	0,029** (0,01)
Densité d'emploi à 20 km	0,287* (0,18)	0,386** (0,16)
Skill Mismatch		
Indice de LJS	2,220 (2,46)	4,358* (2,61)
≠ entre % de sans dipl. et tx de créat° empl. NQ	1,987** (0,87)	3,203** (0,98)
Effets de ségrégation		
Communes de type I	-0,319** (0,14)	-0,251* (0,15)
Communes de type II	-0,405** (0,17)	-0,276* (0,17)
Communes de type III	-0,336** (0,15)	0,263* (0,16)
Communes de type IV	Réf.	Réf.
Proportion de foyers imposables à l'IRPP	-0,728* (0,43)	-1,491* (0,47)
Indicatrices départementales	oui	oui
Logement		
Proportion de HLM	-0,137 (0,35)	-0,567 (0,38)
Politique locale d'emploi		
Proportion de salariés en emploi aidé	-0,959** (0,60)	-1,557** (0,69)
Nombre d'observations	1075	1075
AIC	3 120,5	3 232
R ²	0,39	0,31
Log likelihood	-1 543,26	

Sources : Estimations SOLSTICE, recensement de la population (1999) et DADS 2002-2005.

Niveaux de significativité : *** au seuil de 1% ; ** au seuil de 5% ; * au seuil de 10%. Modèles estimés à l'aide de GeoDa.

Conclusion générale

Rappel de la problématique et de la méthodologie

Comme son titre l'indique, l'enjeu de cette thèse a été d'analyser le rôle du contexte local sur l'accès à l'emploi, dans le cas français. Ce faisant, nous espérons apporter notre contribution à une littérature économique ayant déjà largement étudié cette question aux États-Unis mais aussi dans certains pays européens. En France, elle est encore relativement peu abordée, d'un point de vue économique, quand bien même les problèmes des banlieues sont régulièrement évoqués dans les médias. L'un des objectifs a donc été d'essayer d'apporter un éclairage sur les conséquences plus ou moins défavorables de l'appartenance à un quartier donné ou à une commune donnée. Si l'on imagine assez aisément que le fait de résider dans un quartier dit "défavorisé" peut diminuer les chances d'accéder à l'emploi, les mécanismes sous-jacents demeurent bien souvent inconnus. Ce travail permet également de les appréhender.

Ce travail s'appuie sur différentes étapes. *Dans un premier temps*, nous nous appuyons sur une revue de littérature afin de présenter les différents mécanismes potentiels qui lient le lieu de résidence et l'emploi. Elle a également permis de dresser un panorama des différents travaux, aux États-Unis et en Europe, qui se sont déjà intéressés à ces mécanismes. Il s'agissait ensuite de montrer qu'il existe d'importantes disparités locales en termes de chômage, notamment au niveau de la commune. Ces disparités ne s'expliquent que très partiellement par les caractéristiques des demandeurs d'emplois qui y résident. Nous montrons ainsi qu'il existe un effet du territoire, indépendamment des caractéristiques des individus, qui intervient dans les écarts de situations observés. *Dans un second temps*, nous avons essayé de mettre en évidence l'existence d'effets de quartier sur l'accès à l'emploi. Différentes méthodes économétriques sont proposées (régressions avec variables instrumentales, méthodes d'appariement sur le score de propension ou encore procédure de *testing*) et différents mécanismes sont considérés (effets de contagion, importance des modèles, du réseau social ou encore discrimination territoriale). Les résultats viennent confirmer la nécessité de considérer la qualité du quartier de résidence lorsque l'on s'intéresse aux performances et comportements des individus sur le marché du travail. *Dans un troisième temps*, l'enjeu a été d'expliquer la géographie du chômage en France, à partir de modèles issus de l'économétrie spatiale. Nous avons retenu différents déterminants potentiels avec l'objectif d'évaluer leur pertinence et leur portée explicative. Ce procédé doit nous permettre d'en tirer des conclusions en termes de recommandations de politiques publiques.

La PREMIÈRE PARTIE s'est d'abord intéressée à la littérature en économie urbaine pour voir quels sont les mécanismes potentiels qui lient le lieu de résidence et le statut d'emploi. Dit autrement, il s'agissait de donner un aperçu des différents processus par lesquels le territoire peut influencer sur le chômage. Nous avons ensuite analysé la sortie du chômage en France et plus particulièrement en Ile-de-France. L'objectif était de démontrer l'existence de disparités locales fortes mais aussi de vérifier que les caractéristiques des demandeurs d'emplois ne sont pas les seuls déterminants de la géographie du chômage.

Dans le CHAPITRE 1, nous nous appuyons sur la littérature en économie spatiale et urbaine pour montrer quels peuvent être les mécanismes sous-jacents à l'effet du contexte local qui nous intéresse dans le cadre de cette thèse. Nous retenons les mécanismes relatifs aux effets de quartier et ceux relatifs à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Les effets de quartier regroupent différentes théories, parmi lesquelles certaines ont en commun le fait de montrer comment la population du quartier de résidence peut influencer sur les attitudes et/ou comportements d'un individu. Les problèmes d'effets de contagion et les processus de socialisation collective rentrent dans cette catégorie. Nous pouvons également citer le rôle du réseau social. Tandis que les théories précédentes sont à relier à la composition socio-économique du voisinage, d'autres sont à relier à des forces extérieures plus importantes. C'est le cas pour un certain nombre de mécanismes relatifs au *Spatial Mismatch*. Cette hypothèse s'appuie sur l'idée qu'être physiquement déconnecté des emplois a des conséquences importantes sur la situation de chômage.

Nous dressons ensuite une revue de littérature des travaux qui se sont intéressés aux effets de quartier et à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. Ces travaux sont principalement développés autour des villes américaines, bien qu'ils soient de plus en plus appliqués aux villes européennes. Que cela soit l'une ou l'autre de ces deux explications qui soit privilégiée, les auteurs sont généralement confrontés à la même difficulté majeure. Les travaux qui veulent évaluer l'effet du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi doivent prendre en compte le fait que le lieu de résidence est potentiellement endogène au statut d'emploi. Ne pas en tenir compte est source de biais dans l'analyse. Nous analysons différentes techniques qui ont été proposées et appliquées pour contrôler de ce biais. Toutefois, chacun de ces grands types d'explications présente des spécificités. Les travaux sur les effets de voisinage (une sous-catégorie des effets de quartier) cherchent parfois à voir si ces derniers se manifestent de manière linéaire ou non-linéaire. Concernant les travaux sur le *Spatial Mismatch*, le questionnement est tout autre. Aux États-Unis, ce problème concerne davantage les minorités ethniques et principalement les Noirs. Il

est observé que cette catégorie a un taux de chômage plus important que d'autres. De nombreux travaux ont ainsi cherché à vérifier si ce constat est effectivement dû à une mauvaise accessibilité des Noirs, qui sont relégués loin des emplois, ou si cela est dû à leurs seules caractéristiques.

Dans le CHAPITRE 2, nous regardons comment se manifestent les disparités spatiales de chômage, entre communes, sur le territoire métropolitain français et en région parisienne. Nous utilisons les fichiers qui assurent le suivi des demandeurs d'emplois inscrits à Pôle Emploi pour estimer les chances de sortie du chômage à l'aide de modèles de durée. Nous constatons que la géographie du chômage se caractérise par de très fortes disparités locales. Nous observons également l'existence de régularités spatiales puisque des communes proches géographiquement, peuvent avoir des chances de sortie du chômage équivalentes. Ces phénomènes se retrouvent dans l'ensemble des régions françaises, bien que certaines affichent des profils plus extrêmes que d'autres. Nous regardons ensuite si cette géographie particulière ne s'explique pas par la composition locale de la commune en termes de demandeurs d'emplois. A ce stade, les chances de sortie du chômage sont évaluées avec des modèles de durées mais sans prendre en compte les caractéristiques des demandeurs d'emplois. De nouvelles estimations sont mises en place qui purgent des effets de la composition socio-économique des demandeurs d'emplois de la commune ou du code postal. Malgré ce procédé, la nouvelle géographie du chômage reste relativement proche de l'ancienne. Les contrastes territoriaux en termes de retour à l'emploi ne s'expliqueraient donc que peu par les caractéristiques des demandeurs d'emploi, d'où la nécessité de chercher d'autres explications.

La DEUXIÈME PARTIE tente d'apporter la preuve empirique d'un effet du contexte local. Plus précisément, nous cherchons à démontrer l'existence d'effets de quartier sur l'accès à l'emploi des individus. Dans nos différentes analyses économétriques, sur données françaises, il s'agit de voir dans quelle mesure le fait de vivre dans un quartier dit "défavorisé" peut avoir des conséquences sur les chances d'accéder à un emploi et sur la qualité de l'emploi trouvé.

Dans le CHAPITRE 3, il s'agissait de voir si le fait de vivre dans un quartier "défavorisé" a un impact sur la carrière professionnelle des individus. La difficulté majeure est de s'accorder sur la définition d'un quartier "défavorisé". A chaque fois, il s'agit d'un quartier caractérisé par une concentration de populations jugées fragiles sur le marché du travail (populations à faibles

revenus, chômeurs, personnes peu ou pas diplômées, actifs de catégories socio-professionnelles les plus basses etc.). Cela peut aussi être un quartier qui concentre des logements sociaux, puisque l'on sait que ce type de logement est principalement attribué aux personnes à faibles revenus. Il est également possible de retenir une définition plus adéquate et moins controversée : un quartier "défavorisé" est un quartier qui abrite une Zone Urbaine Sensible (ZUS).

D'abord, nous avons analysé l'effet de résider dans un quartier "défavorisé" sur la probabilité d'être en emploi, pour un échantillon d'hommes uniquement résidant en Ile-de-France. Deux définitions d'un quartier "défavorisé" sont retenues : une définition "multidimensionnelle" qui consiste à catégoriser un quartier comme "défavorisé" dès lors qu'il réunit un certain nombre de caractéristiques défavorables ; une définition plus traditionnelle qui consiste à retenir comme quartier de ce type, les quartiers qui abritent une ou plusieurs ZUS. Nous avons également accordé une attention particulière au problème du biais d'endogénéité par des méthodes économétriques ou stratégies appropriées : nous avons eu recours à des régressions de type *probit* avec variables instrumentales ou de type *probit bivarié*. *Toutes choses égales par ailleurs*, les résultats mettent en évidence un effet du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi.

Par la suite, nous avons approfondi la question des effets de quartier en analysant leur impact sur le processus de recherche d'emploi. L'étude porte, cette fois, sur un échantillon d'individus issus de trois régions différentes : l'Ile-de-France, le Nord-Pas-de-Calais et la Provence-Alpes-Côte-d'Azur. Ici, la "qualité" d'une commune est définie successivement par son taux de chômage, sa part de personnes non diplômées et son potentiel fiscal. Ce choix permet de voir si les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi dépendent d'une caractéristique socio-économique en particulier. Nous avons observé des demandeurs d'emplois inscrits à l'ANPE en 1995 et ce, jusqu'en 1998. Nous avons mis en place des 2MCO ou des modèles de durées avec variables instrumentales pour vérifier si la commune de résidence a un effet sur la durée nécessaire avant de retrouver un emploi ou sur la durée nécessaire avant de retrouver un emploi à durée indéterminée. Nous trouvons, dans tous les cas, un effet de la commune de résidence sur l'accès à l'emploi. La caractéristique qui se révèle être la plus importante est le taux de chômage des habitants de la commune.

Le CHAPITRE 4 s'est intéressé à un mécanisme particulier : la discrimination territoriale. Nous partons d'un échantillon de jeunes sortant du système scolaire et regardons l'effet de vivre dans un quartier stigmatisé (en ZUS) sur le sentiment de discrimination à l'embauche ressenti et imputable à son lieu de résidence. Nous regardons également cet effet sur diffé-

rents indicateurs de réussite sur le marché du travail (comme le fait d'avoir trouvé un emploi trois ans plus tard ou le fait d'avoir trouvé un emploi à temps plein). Pour isoler le rôle de la discrimination territoriale, nous avons restreint notre analyse à un échantillon d'individus issus de quartiers évalués comme défavorisés (selon un indicateur synthétique de différentes caractéristiques socio-économiques repris du CHAPITRE 3) mais dont certains portent l'étiquette ZUS. Nous comparons l'accès à l'emploi d'individus similaires sur leurs caractéristiques observables et vivant dans des quartiers "défavorisés", mais dont la seule différence tient au fait que certains de ces quartiers renvoient un signal négatif. L'effet résiduel observé peut vraisemblablement être attribué à un processus de discrimination territoriale.

Toujours dans l'optique de mettre en évidence le rôle de la discrimination territoriale, nous nous sommes appuyés sur une méthode alternative qui correspond à une procédure de *testing*. Nous avons créé des individus fictifs, similaires en tous points en ce qui concerne leurs compétences et qualifications. Le seul élément qui les distingue est le fait que les candidats vivent soit dans une commune réputée comme "favorisée", soit dans une commune réputée comme "défavorisée" ou soit dans une commune réputée comme "défavorisée" mais qui a en plus été sujette à des émeutes. Cette dernière commune envoie donc un signal beaucoup plus négatif que la simple commune "défavorisée", qui elle-même envoie un signal plus négatif que la commune favorisée. L'effet du lieu de résidence ne peut s'expliquer que par un choix des employeurs, qui est lui-même guidé par la perception qu'ils ont du candidat au vu des caractéristiques qu'il affiche. Les résultats obtenus suggèrent un effet du lieu de résidence sur l'accès à un entretien d'embauche mais uniquement pour les femmes. Deux raisons expliquent ce constat. Premièrement, nous nous sommes placés sur une profession en tension pour laquelle il est difficile de trouver de la discrimination puisque les employeurs sont très demandeurs. Deuxièmement, les femmes sont hautement qualifiées et le fait qu'elles résident dans des communes "défavorisées" sont deux éléments qui entrent en contradiction pour les employeurs. Ce profil atypique peut interpellier et donc susciter de la méfiance lors de la phase de recrutement.

La TROISIÈME PARTIE a cherché à expliquer la géographie du chômage en France en mobilisant les théories de l'économie urbaine. Nous nous sommes intéressés en particulier aux effets de quartier, à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*, mais aussi au rôle du *Skill Mismatch* et du statut résidentiel des ménages. L'objectif était de distinguer le rôle propre à chacun afin d'en tirer des recommandations de politiques publiques.

Le CHAPITRE 5 a essayé d'expliquer les disparités de sortie du chômage en Ile-de-France par l'intermédiaire de mécanismes issus de la littérature en économie spatiale et urbaine. La sortie du chômage dans cette région laisse apparaître de fortes disparités locales mais aussi et surtout un profil particulier. Nous observons des durées de chômage importantes dans les communes les plus éloignées du centre mais aussi à Paris et dans la proche banlieue. Les communes localisées à distance intermédiaire affichent, quant à elles, un profil beaucoup plus favorable en termes de sorties du chômage. Cette diversité des situations observées justifie notre démarche qui vise à déterminer quels mécanismes sont potentiellement pertinents. D'abord, nous testons l'impact de la ségrégation résidentielle et du problème de *Spatial Mismatch*. Lorsque nous voulons évaluer l'importance de ces phénomènes sur les disparités de chômage, nous sommes confrontés à un problème inhérent à l'usage de données spatiales : la dépendance spatiale. Pour cette raison, nous avons recours dans ce chapitre (et dans le suivant) aux méthodes appropriées issues de l'économétrie spatiale. Nous trouvons un impact significatif des deux phénomènes sur les durées de chômage dans les communes. Les problèmes de ségrégation résidentielle semblent davantage pertinents pour expliquer la situation dans certains arrondissements parisiens et dans la périphérie immédiate, tandis que les problèmes de *Spatial Mismatch* semblent pertinents pour les communes en marge de la région.

Ensuite, nous avons testé un nouveau mécanisme susceptible d'expliquer les écarts de situation observés en région parisienne. Il s'agit de l'hypothèse d'Oswald (1996, 1999) qui avance que la part des propriétaires dans une région est positivement corrélée au taux de chômage. Les propriétaires sont supposés moins mobiles et donc sont plus contraints sur le marché du travail, en termes d'opportunité d'emplois. Nous regardons l'effet du statut résidentiel sur le chômage à l'échelle de la commune. Nous considérons le statut de propriétaire mais pas seulement puisque nous considérons aussi le statut de locataire en HLM ou locataire privé. Nous ne trouvons pas que la part de propriétaires, dans une commune donnée, augmente le chômage mais plutôt qu'elle tend à le diminuer. Lorsque nous considérons les autres statuts simultanément, nous trouvons un effet favorable de la part des locataires sur le taux de chômage, un effet négatif de la part des propriétaires et un effet encore plus négatif de la part des locataires HLM. Ce résultat réhabilite l'hypothèse d'Oswald car l'on peut considérer que les locataires HLM sont moins mobiles que les propriétaires qui eux sont moins mobiles que les locataires privés.

Le CHAPITRE 6 a cherché à atteindre un double objectif. Nous avons tenté d'expliquer les

disparités de sortie du chômage par une batterie d'indicateurs beaucoup plus riche que précédemment. Ces indicateurs sont représentatifs du dynamisme de l'emploi local, du *Spatial Mismatch*, du *Skill Mismatch* et de la ségrégation résidentielle. Parmi tous ces indicateurs, nous voulions déterminer lesquels expliquent le mieux les disparités observées, afin d'en tirer les conclusions adéquates en termes de recommandations à adopter par les politiques publiques. Les résultats des régressions montrent que tous ces indicateurs sont pertinents. Des régressions avec entrées hiérarchiques sont ensuite développées pour évaluer quels grands groupes d'explications contribuent le plus à rendre compte des écarts observés. Les résultats confirment l'importance majeure du *Skill* et du *Spatial mismatches*. L'exercice de simulations de politiques publiques tend à confirmer la nécessité d'agir sur ces deux leviers pour réduire les durées locales de chômage.

Quelles recommandations émergent de ce travail ?

Les résultats issus de ce travail de thèse conduisent à des recommandations différenciées selon l'objectif que l'on cherche à atteindre ou selon les mécanismes qui sont en jeu. Dans les communes ou quartiers caractérisés par des problèmes de ségrégation résidentielle (c'est-à-dire des territoires qui agglomèrent et/ou concentrent des populations aux caractéristiques socio-économiques proches), les externalités négatives induites conduisent souvent les économistes et sociologues à défendre ou promouvoir la mixité sociale. Si une telle politique peut sembler appropriée dès lors que l'on s'intéresse à certains effets de quartiers *endogènes* ou *corrélés*, selon la distinction propre à Manski (1993), elle l'est moins dès lors qu'il s'agit de certains effets *exogènes*. On peut effectivement trouver dans cette catégorie les problèmes de mauvais appariement spatial, pour lesquels il semble plus opportun d'agir sur l'amélioration de la mobilité ou sur le rapprochement des individus et des emplois.

La mixité sociale comme solution contre les conséquences de la ségrégation résidentielle ?

Si l'on revient sur ce concept de mixité sociale, il convient de rappeler qu'il se définit comme une répartition plus équilibrée des populations. Pour Selod (2005), la question qui se pose d'emblée est alors : sur quels critères la mixité doit-elle être appréciée ? Doit-on privilégier des critères économiques, des critères ethniques ? La recherche de diversité afin d'éviter la constitution de ghettos ethniques peut constituer une mesure et un objectif souhaitables, mais

ils soulèvent des problèmes potentiels de discrimination raciale ou du droit au logement des individus. Il paraît, en effet, difficilement concevable d'empêcher des ménages similaires de se regrouper entre eux et notamment si cela se fait sur la base de critères ethniques. D'autres critères peuvent sembler plus acceptables ou moins controversés. On pense en particulier à un critère de richesse. Cela consiste alors à essayer de réduire les poches de pauvreté dans certains quartiers en répartissant mieux la pauvreté.

La forme selon laquelle une politique publique tente de promouvoir la mixité sociale peut permettre de s'affranchir de certaines de ces critiques. Plutôt que d'interdire à certaines catégories sociales le choix de telle ou telle localisation pour leur habitat, il peut être judicieux de modifier la géographie des logements qui sont privilégiés par les catégories concernées. C'est ce que se propose de faire l'un des volets de la loi relative à la solidarité et au renouvellement urbains (loi SRU) du 13 décembre 2000. La mixité sociale est favorisée par cette loi qui impose un pourcentage de 20% de logements sociaux dans les communes de plus de 3 500 habitants (1 500 en Ile-de-France) et qui sont comprises dans une agglomération de plus de 50 000 habitants, comprenant au moins une commune de plus de 15 000 habitants. Néanmoins, cette loi prévoit que les communes concernées par l'obligation de réaliser des logements sociaux peuvent s'y soustraire par le paiement d'une taxe annuelle. Cette option est parfois utilisée par diverses communes qui estiment manquer de l'espace nécessaire, sur lesquelles le prix du terrain est particulièrement élevé ou encore par un certain nombre de communes qui refusent la construction de logements sociaux, pour ne pas voir s'installer des populations qu'elles refusent. On observe, sur la période 2005-2007, que 4% des communes d'Ile-de-France (83 sur 181) concernées par la loi ne respectent pas cet objectif de 20% de logements sociaux. Une stricte application des principes de cette loi conduirait à une répartition plus égalitaire des populations jugées les plus fragiles sans distinction de critères particuliers, hormis ceux qui guident l'attribution des logements sociaux (revenus, structure familiale etc.).

Pour autant, développer davantage de logements sociaux dans certaines communes peut également être générateur d'effets pervers. Le non-respect de la loi par certaines communes est révélateur d'une relative appréhension vis-à-vis du logement social et de la population résidente. Les habitants et les élus locaux de la commune dans laquelle on impose la construction de logements sociaux désirent souvent éviter l'"arrivée" de populations jugées difficiles et sources potentielles de délinquance. Un article paru récemment (24 septembre 2011) dans le

JDD illustre parfaitement ce problème¹⁵. Dans cet article, il est question d'une commune qui n'a pas respecté la loi SRU puisqu'aucun logement social n'a été programmé entre 2008 et 2010. Le maire de la commune avance des "peurs irrationnelles" des habitants en ce qui concerne ces logements pour justifier cette situation. Dans les faits, il y a une réelle stigmatisation des résidents de ce type de logement puisque certains habitants vont même jusqu'à dire "on ne veut pas La Courneuve, ici"¹⁶. De tels propos démontrent à quel point la présence de logements HLM est associée à un signal négatif. Les bienfaits de la mixité et les externalités positives, qui sont recherchées, peuvent être freinés ou annulés par ce "rejet" de la population nouvelle. Cela risque également de renvoyer à un autre problème qui est la discrimination territoriale, puisque les habitants des quartiers où sont localisés les HLM sont classifiés comme populations difficiles. Toutefois, il s'agit là d'un autre problème qui requiert divers types de solutions qui seront abordées par la suite.

Bien que cela soit une mesure régulièrement évoquée, la mixité sociale ne s'impose pas comme une mesure indiscutable. Elle est perçue comme favorable dès lors que les individus tirent partie de la proximité d'autres individus, bénéficiant ainsi d'externalités positives. C'est le cas lorsque cela permet à un individu de bénéficier du réseau social de ses voisins ou lorsque le comportement de ces mêmes voisins exercent une influence positive sur son propre comportement. C'est ce type de processus que l'on retrouve souvent dans les classes de bon niveau scolaire. La réussite de certains enfants peut motiver les autres ou même tirer leurs performances vers le haut, par des interactions ou en leur apportant du soutien. Les études sur les conséquences des programmes MTO ou Gautreaux aux États-Unis confirment, en partie, les bienfaits de déplacer certaines catégories de population vers des quartiers dont la composition socio-économique se révèle être plus favorable (voir CHAPITRE 1 pour une synthèse des résultats).

Lorsque l'on s'intéresse aux effets de quartier, un certain nombre de mécanismes expliquent potentiellement pourquoi la mixité peut poser problème. En effet, faire cohabiter sur un même espace des individus qui réussissent différemment peut faire naître un sentiment de frustration relative. Le succès socio-économique d'un groupe donné peut susciter un sentiment d'échec chez un autre groupe et, par conséquent, ce sentiment de jalousie ou frustration. Ce processus est exacerbé lorsque les individus sont en compétition pour une ressource locale donnée.

15. A. Darbouret (2011), "On ne veut pas La Courneuve, ici", *le JDD.fr*, 24 septembre.

16. La Courneuve est une commune de la Plaine de France située en proche banlieue nord de Paris (en Seine-Saint-Denis) et caractérisée par la présence de grands ensembles contribuant à sa mauvaise réputation.

Galster (2008) prend l'exemple de groupes qui sont en compétition pour le contrôle d'un parc public local afin d'y développer leurs activités propres. Comme le contexte est celui d'un jeu à somme nulle, le conflit social peut résulter de la victoire d'un groupe sur les autres.

Les émeutes récentes à Londres et dans différentes grandes villes d'Angleterre permettent très probablement d'illustrer les effets négatifs de la mixité. Jones (2011)¹⁷ explique les violentes émeutes qui ont fait six morts au Royaume-Uni et perturbé le pays pendant quatre nuits (entre le 6 et le 10 août 2011), suite à un faux pas de la police londonienne, en partie par un sentiment de frustration lié à un sentiment d'exclusion de la société de consommation. L'auteur s'appuie sur le constat que le mouvement de colère, initialement dirigé contre la police, est ensuite devenu un enchaînement de vols et vandalisme de boutiques. Les émeutiers se sentiraient exclus de la société de consommation et chercheraient à en faire partie. Garbaye (2011) va dans le même sens puisqu'il parle de manifestation d'un consumérisme frustré sur fond d'inégalités sociales. Selon Jones, l'organisation urbaine anglaise aurait également contribué à accentuer ces sentiments. En effet, en Angleterre, les logements sociaux sont très souvent construits en centre-ville, y compris au sein des quartiers les plus aisés, ce qui a semble-t-il ajouté à la frustration des émeutiers. Ce constat semble donc apporter une illustration de la frustration relative que peut générer la recherche de mixité sociale, en faisant cohabiter des individus à la réussite ou aux modes de vie différenciés.

Ces exemples montrent-ils qu'il est erroné et improductif de promouvoir la mixité sociale pour lutter contre les effets potentiellement défavorables de résider dans un quartier défavorisé/ségrégé? On peut légitimement se poser la question au vu des conséquences exposées précédemment. Pourtant, il n'est pas certain que si l'on transpose le modèle de l'organisation urbaine des villes anglaises aux villes françaises, les effets produits soient les mêmes. Si les bienfaits de la mixité sont remis en cause en Angleterre par les derniers événements, les études sur les villes américaines tendent à les confirmer. Il semble donc que la réponse à apporter ne soit pas unique et qu'elle dépende largement du contexte propre à chaque pays ou chaque ville. Dans le CHAPITRE 3 de cette thèse, les résultats montrent l'effet défavorable de vivre dans un quartier dit "défavorisé" sur l'emploi, mais ils n'en montrent aucun de significatif lorsque les quartiers sont plus mixtes. A défaut de produire un effet favorable, la mixité présenterait l'avantage de faire disparaître l'effet défavorable observé, ce qui constitue déjà une avancée suffisante pour continuer à promouvoir la mixité.

17. voir : *Chavs, demonization of the working class*, Verso, Juin 2011.

Améliorer la qualité des quartiers "défavorisés"

A défaut de déplacer les individus en développant les logements sociaux dans les communes plus riches ou en développant des programmes qui s'inspireraient du programme MTO aux États-Unis (par exemple), mesures difficilement applicables, une solution alternative reste d'améliorer la qualité des quartiers les plus "défavorisés". L'idée consiste à réaménager et/ou rénover ces quartiers afin de les rendre plus agréables à vivre et donc d'améliorer le quotidien de ceux qui y résident. Les avantages d'une telle politique sont multiples. La rénovation de ces quartiers peut contribuer à attirer des populations différentes, aux revenus plus élevés, qui n'auraient pas emménagé autrement. L'embellissement et le développement du quartier peut, en effet, contribuer à accroître la valeur du foncier et faire venir des populations plus aisées. Indirectement, cette mesure peut favoriser la mixité sociale et par conséquent faire bénéficier aux populations les plus fragiles d'externalités positives. L'embellissement du quartier de résidence peut aussi diminuer le sentiment de frustration en atténuant les inégalités de conditions de vie entre les ménages dans les quartiers les plus "défavorisés" et les autres. Enfin, en rendant un quartier plus agréable, on peut imaginer que cela atténue le signal négatif que celui-ci peut envoyer. Ce signal est souvent source de discrimination territoriale. Si l'image renvoyée par le quartier est moins "mauvaise", les employeurs peuvent être moins réticents à embaucher des individus qui y résident. Tous les mécanismes potentiellement favorables décrits ne se mettent pas en place instantanément. L'amélioration de l'image d'un quartier ou la perception que les individus en ont ne se développeront que sur un plus ou moins long terme.

En France, une telle mesure de rénovation des quartiers existe déjà et est assurée par l'Agence Nationale pour la Rénovation Urbaine (ANRU). L'objectif général de cette agence publique, sous la tutelle du ministre chargé de la politique de ville, est d'accompagner des projets urbains globaux pour transformer les quartiers en profondeur. Concrètement, l'ANRU apporte son soutien financier aux collectivités locales, aux établissements publics et aux organismes privés ou publics qui conduisent des opérations de rénovation urbaine dans les ZUS et dans les quartiers présentant les mêmes difficultés socio-économiques. Afin de transformer les quartiers les plus fragiles classés en ZUS, l'agence soutient et/ou développe des efforts qui portent sur les logements, les équipements publics et les aménagements urbains. Cela passe par la création de logements neufs ou la rénovation de logements, diversifiés dans leur statut et leur densité, cela passe également par des rues remises à neuf ou modifiées, dotées d'éclair-

rage et de mobilier urbain, par des espaces et des équipements publics rénovés ou créés, des commerces de proximité redynamisés et multipliés et enfin par des actions concrètes en faveur du développement de l'emploi local, de l'éducation et de la culture.

Les programmes de rénovation urbaine, mis en place par l'ANRU, semblent donc aller dans le sens attendu en s'imposant comme une politique qui permet de transformer les quartiers les plus fragiles et d'atténuer les effets potentiellement négatifs pour ceux qui y résident. Toutefois, les opérations de rénovation urbaine sont quasiment exclusivement réservées à des quartiers en ZUS. Un tel constat nous amène à nous poser la question suivante : les quartiers classés en ZUS sont-ils nécessairement les quartiers les plus en difficulté ?

Faut-il redéfinir la géographie des quartiers prioritaires ?

Différentes critiques peuvent être apportées à l'actuelle géographie des quartiers "défavorisés" (identifiés par les contours des ZUS). En premier lieu, la définition même des ZUS est sujette à discussion. En effet, elles ont été définies dans la loi du 14 novembre 1996 (relative à la mise en œuvre du Pacte de Relance pour la Ville) comme des zones "caractérisées par la présence de grands ensembles ou de quartiers d'habitat dégradé et par un déséquilibre accentué entre l'habitat et l'emploi". Cette définition montre ainsi que la sélection des ZUS s'est opérée sur des critères qualitatifs ("grands ensembles", "déséquilibre emploi/habitat") et sur une analyse conjointe des élus et de l'État.

Or, des analyses récentes menées par l'ONZUS (voir rapport de l'ONZUS, 2010) montrent que des quartiers hors-ZUS peuvent connaître des difficultés au moins aussi importantes que ceux en ZUS. En d'autres termes, des territoires normalement ciblés comme "moins problématiques" connaissent des difficultés identiques à ceux des ZUS. Deux raisons peuvent expliquer cela : d'une part le fait que les critères de sélection ne s'appuient sur des indicateurs quantitatifs qui reflètent la situation socio-économique (c'est le cas uniquement pour la définition des ZRU et ZFU qui permet d'avoir une gradation des quartiers prioritaires), d'autre part, le fait que jusqu'à présent la géographie des quartiers en ZUS n'a toujours pas été révisée. Certains quartiers en ZUS ont pu connaître une amélioration de leur situation et continuent pourtant à être catégorisés comme prioritaires, alors que d'autres seraient éventuellement mieux classifiés dans cette catégorie.

Face à ce constat, différentes mesures peuvent être proposées. En premier lieu, il peut sembler opportun de réviser la définition des quartiers prioritaires de façon plus régulière et systé-

matique. Les quartiers identifiés comme les plus en difficultés en 1996 sont encore considérés comme tels en 2011, même si cela ne correspond plus à la réalité d'aujourd'hui. D'autres indicateurs pourraient également être proposés et qui laisseraient moins la part à ce côté subjectif que laisse transparaitre la définition retenue par la loi du 14 novembre 1996. On peut imaginer une double démarche pour la sélection et le classement de quartiers en difficulté : un diagnostic territorial à partir d'un référentiel national basé sur un indice synthétique de difficultés sociales et une expertise locale tenant compte des spécificités. Une telle approche présente l'avantage de s'appuyer sur des critères objectifs et partageables mais aussi de prendre en compte des réalités locales.

Redéfinir la géographie des quartiers prioritaires permet ainsi de s'assurer que les efforts d'amélioration de conditions de vie ou de rénovation sont bien déployés là où ils sont nécessaires. Pour autant, la stratégie même d'identification des quartiers défavorisés peut produire des effets non-désirés. La classification de certains quartiers est à l'origine d'effets pervers, puisqu'elle contribue au zonage du territoire en établissant des "frontières" entre les quartiers en ZUS et les autres. Outre ce sentiment de frustration déjà évoqué, qui peut résulter de la stigmatisation d'un quartier, il peut aussi se développer ce phénomène de discrimination territoriale. En définissant un quartier comme prioritaire c'est non seulement tout un territoire qui est susceptible d'être stigmatisé mais aussi ses habitants. Ce problème se vérifie également avec les Zones d'Éducation Prioritaires. L'objectif initial était d'identifier des zones où l'échec scolaire était important pour les doter de moyens supplémentaires et d'une plus grande autonomie, afin de faire face aux difficultés rencontrées. L'absence de résultats a conduit à stigmatiser davantage ces zones, si bien que le nombre d'inscrits dans ces établissements diminue régulièrement, car les parents cherchent à les éviter dès qu'ils ont en la possibilité.

Toutes ces considérations, ajoutées au fait que les dispositifs associés à ce type de quartier prioritaire semblent avoir une portée limitée, tendent à montrer l'inefficacité de cette politique de la ville. Les contrats urbains de cohésion sociale (CUCS) mis en place depuis 2007 semblent davantage prometteurs. Les CUCS représentent des contrats passés entre l'État et les collectivités territoriales qui engagent chacun des partenaires à mettre en œuvre des actions concertées pour améliorer la vie quotidienne des habitants dans les quartiers connaissant des difficultés (chômage, violence, logement etc.). Ce contrat s'articule autour de trois axes : Un projet global de cohésion sociale ; des programmes d'actions pluri-annuels déclinant ce projet sur 5 champs

prioritaires : accès à l'emploi et développement économique, amélioration du cadre de vie, réussite éducative, citoyenneté et prévention de la délinquance, santé ; des modalités de mise en œuvre, de suivi, d'évaluation et de révision du contrat à mi-parcours. Ces contrats prévoient également une intervention hiérarchisée. Les quartiers concernés par ces contrats sont classés par niveaux de priorités et se voient attribuer des moyens financiers en conséquence.

Ainsi, ces contrats présentent plusieurs avantages par rapport aux autres politiques de la ville telles que les ZUS. Leur naissance récente garantit que les quartiers définis comme prioritaires le soient encore aujourd'hui. Ces contrats sont temporaires (durée de 3 ans) et renouvelable une fois. Ils ont également pour avantage de proposer des objectifs concrets et clairement définis. En outre, les CUCS sont composés de deux types de quartiers : les ZUS et les Nouveaux Quartiers Prioritaires (NQP), définis en 2007 lors de la mise en place des CUCS et qui ne sont pas des ZUS. Comme les contours des quartiers concernés par les CUCS ne sont pas connus comme peuvent l'être ceux des ZUS, on peut vraisemblablement penser qu'une partie des quartiers concernés (en l'occurrence les NQP) ne souffre pas d'une stigmatisation ou discrimination territoriale. Cependant, le recul n'est actuellement pas assez important pour pouvoir juger de l'efficacité des mesures associées à ces CUCS.

Lutter contre la discrimination liée au lieu de résidence

La discrimination liée au lieu de résidence n'est pas un phénomène nouveau mais elle n'a été que récemment admise et reconnue. La Haute Autorité de Lutte contre les Discriminations et pour l'Égalité (HALDE) a retenu le lundi 18 avril 2011 un nouveau critère pour fonder une discrimination : le lieu de résidence de la personne discriminée. Pour la HALDE, les discriminations individuelles qui s'exercent sur les habitants de certains quartiers à raison de leur lieu de résidence traduisent l'existence de stéréotypes et préjugés sur les territoires en difficulté. L'adresse apparaît également comme un révélateur d'un cumul de discriminations. Pour lutter contre cette forme de discrimination, la HALDE recommande notamment d'intégrer le critère de l'adresse dans le Code du travail et dans la loi n°2008-496 du 27 mai 2008 relative à la lutte contre les discriminations. Elle recommande également d'examiner de façon plus spécifique la question des discriminations liées à l'adresse dans l'accès aux prêts bancaires.

La reconnaissance par cette autorité administrative indépendante pourrait être vue comme une avancée majeure dans la lutte contre ce phénomène. Toutefois, la dissolution de la HALDE en mai 2011 et le transfert de ses missions au Défenseur des droits peut laisser craindre un

recul dans la lutte contre cette forme de discrimination particulière. Là encore, seul le temps dira si l'on accorde de l'importance à ce phénomène qui touche les habitants des quartiers les plus défavorisés. Pour cela, il faudra nécessairement faire inscrire dans la loi le lieu de résidence comme un critère de discrimination.

Améliorer la mobilité des individus

A défaut d'améliorer les conditions de vie dans les quartiers, une mesure alternative et/ou complémentaire pourrait être d'agir sur la mobilité des individus. Cette question de mobilité peut être pensée sous différents aspects. Il peut s'agir d'améliorer la mobilité résidentielle des individus pour qu'ils s'éloignent plus facilement de leurs quartiers. Un tel projet passe alors par un certain nombre de changements sur le marché du logement : assouplir les conditions nécessaires à la location, rendre les crédits immobiliers plus accessibles pour faciliter l'accès à la propriété ou encore lutter contre la discrimination liée à l'adresse dans l'accès aux prêts bancaires et au logement. Cette mobilité résidentielle peut également avoir des vertus en ce qui concerne l'accès à l'emploi. Permettre à un individu de déménager plus facilement garantit qu'il puisse élargir sa zone de prospection et augmenter ses chances de trouver ou retrouver un emploi. Cela permettrait ainsi d'atténuer les effets négatifs sous-jacents à l'hypothèse de *Spatial Mismatch*. En étant plus mobiles, les individus ont également de plus grandes opportunités de réaliser de bons appariements en trouvant un emploi adapté et correspondant à leurs compétences. Ce processus a pour effet de limiter le *Skill Mismatch*.

L'amélioration de la mobilité peut également se penser sans nécessairement changer de lieu de résidence des individus. Une meilleure mobilité géographique peut s'obtenir en facilitant les déplacements quotidiens, que cela soit pour se rendre à son lieu de travail ou chercher un emploi. Deux options se présentent généralement :

(1) On peut imaginer améliorer l'accès à la voiture ou à un véhicule privé. Pour cela, on peut penser à un certain nombre de mesures qui permettent de passer le permis à un moindre coût. Une aide récente mise en place par Pôle Emploi semble aller dans ce sens. En effet, Pôle Emploi prévoit le versement d'une aide à l'obtention du permis de conduire automobile à certains demandeurs d'emploi, pour lesquels l'absence d'un tel permis constitue un frein à l'accès à l'emploi. Cette aide financière d'un montant forfaitaire de 1 200 euros est destinée à prendre en charge tout ou partie des frais que le demandeur d'emploi expose dans le cadre de l'appren-

tissage des règles d'acquisition du permis de conduire automobile.

Il existe également différents dispositifs d'aide au permis de conduire automobile proposés par des organismes publics ou privés, des collectivités locales etc. On peut également penser au fameux "permis à un euro par jour". Il a été mis en place par l'État, en partenariat avec les établissements prêteurs et les écoles de conduite pour aider les jeunes de 16 à 25 ans révolus à financer leurs préparations au permis de conduire. Il permet aux jeunes de bénéficier d'une facilité de paiement. Le coût total de la formation au permis ne change pas mais l'établissement financier avance l'argent et l'État paie les intérêts. L'objectif principal de cette mesure était également de faciliter l'accès au permis de conduire, dont le coût peut représenter un frein et un obstacle fort à l'obtention d'un emploi. Toutes ces mesures semblent donc être des avancées significatives pour une partie des demandeurs d'emplois. A ce stade, nous ne pouvons que souhaiter que ces dispositifs soient davantage répandus et davantage connus des personnes qui en ont besoin.

(2) On peut imaginer améliorer les infrastructures de transport publics pour faciliter les déplacements des individus. L'idée, assez simple, est de rendre possible le fait d'aller plus loin plus vite, mais aussi de relier certaines zones enclavées aux différents centres d'emplois à proximité. Une telle mesure présente aussi l'avantage de diminuer la dépendance à la voiture dans certains territoires, qui représente un moyen de transport onéreux, notamment pour les populations les plus fragiles. Puisque la majeure partie de cette thèse s'est focalisée sur la région parisienne, on peut s'attarder sur le projet du Grand Paris et son réseau de transport public qui laissent présager d'avancées significatives en la matière.

Concrètement, le réseau de transport public du Grand Paris (appelé également le Grand Paris Express) est un projet de quatre lignes de "supermétro automatique régional" de 175 kilomètres de long, en boucle autour de Paris. Il intégrerait notamment la ligne 14 du métro de Paris prolongée au nord vers Roissy et au sud vers l'aéroport d'Orly. Cet axe serait complété par deux lignes formant une "double boucle" autour de la capitale et qui desservirait des quartiers où les besoins de transport sont importants, mais aussi les principaux pôles économiques comme La Défense et les aéroports d'Orly et de Roissy. La création de ce nouveau réseau répond à plusieurs objectifs. La situation actuelle montre que si dans Paris intra-muros, 63% des déplacements se font par les transports publics, ce taux n'est que de 23% en banlieue parisienne. Le réseau de transport actuel, en forme d'étoile (avec des RER et des lignes de métro qui convergent vers la capitale), rend les déplacements de banlieue à banlieue difficiles et peu

attractifs. Ceci oblige certains voyageurs à passer par Paris pour aller d'un point à l'autre de la banlieue. Ce phénomène contribue à la saturation du réseau existant mais aussi à l'enclavement d'un certain nombre de territoires. Le nouveau projet devrait permettre de faire face à ces deux problèmes.

L'amélioration importante envisagée concernant le réseau de transport public représentera une avancée significative si elle permet d'améliorer les connexions entre banlieues mais aussi si elle permet d'améliorer l'accessibilité aux grands centres d'emplois de la région. Comme l'a montré cette thèse la structure en étoile actuelle, en région parisienne, accroît l'enclavement d'un grand nombre d'habitants dès lors que ceux-ci ne se trouvent pas localisés dans les communes de petite couronne, où l'accessibilité est bien meilleure. Améliorer l'accessibilité aux emplois ne produit pas des effets positifs uniquement sur la recherche d'emploi. On peut également envisager que le désenclavement de certains territoires permette d'améliorer le bien être et les conditions de vie des individus qui y résident. Des infrastructures de transport publics mieux développées et plus performantes auraient ainsi des vertus économiques mais également sociales. Bien que cet exemple soit appliqué à la région parisienne, on peut aisément généraliser les bienfaits de tels programmes dans d'autres régions ou territoires.

Tous les effets potentiellement négatifs observés dans cette thèse, liés au lieu de résidence ont donc des solutions en termes de politiques publiques qui leurs sont adaptées. Certaines existent déjà mais ne sont pas forcément appliquées (la politique de logement social) ou ne sont pas suffisamment répandues (faciliter l'accès au permis de conduire). D'autres font l'objet de dispositifs actuels ou futurs mais le recul n'est pas assez important pour pouvoir en tirer des conclusions ou faire une analyse coûts-avantages. On pense en particulier aux Contrats Urbains de Cohésion Sociale ou au projet du réseau de transport urbain du Grand Paris. Enfin, certaines solutions sont tout juste évoquées et ne sont pas encore appliquées alors qu'elles seraient les bienvenues. C'est le cas pour le problème de discrimination liée au lieu de résidence qui est tout juste reconnu mais qui ne fait pas l'objet de mesure particulière. Toutefois, pour rendre un certain nombre de ces mesures les plus efficaces possibles et les moins coûteuses, il peut être préférable d'accentuer les efforts ou les moyens financiers pour les cas les plus prioritaires. Comme nous l'avons montré dans le CHAPITRE 6, les politiques publiques les plus adaptées sont celles qui agissent de façon massive sur les communes ou quartiers où les difficultés évaluées sont les plus fortes.

Perspectives de recherche futures

Suite à ce travail, de nombreuses perspectives de recherche sont envisageables. Les différents chapitres qui composent cette thèse ont globalement eu pour ambition de montrer que le lieu de résidence pouvait influencer sur le statut d'emploi, que l'approche soit micro-économique ou plutôt macro-économique. Or, les différentes méthodes proposées permettent effectivement de montrer qu'il existe un lien entre les deux mais elles ne permettent pas de véritablement identifier une causalité. Pour remédier à cela, on peut envisager de mettre en place des modélisations où l'on estime simultanément le fait d'habiter dans tel ou tel quartier et le fait d'être en emploi ou non. Le recours à un modèle simultané complet permettrait effectivement d'analyser l'effet de l'un sur l'autre, et inversement. De cette manière, nous serions plus aptes à capter la double causalité qui peut, d'une certaine manière, biaiser les analyses effectuées.

D'autres méthodes économétriques plus adaptées pourraient permettre de départager l'influence des caractéristiques individuelles et de certaines caractéristiques du lieu de résidence de l'individu. La méthode de Fairlie (2005) qui est une adaptation de la décomposition statistique proposée par Blinder-Oaxaca pour les modèles non-linéaires, peut être utilisée pour analyser les effets de différentes caractéristiques. Typiquement, il s'agirait de regarder la probabilité d'être en emploi pour deux groupes d'individus. Certains habitent dans des quartiers défavorisés et les autres non. La méthode permet d'expliquer les écarts observés dans la probabilité d'être en emploi, pour chacun des deux groupes, et de voir quelles sont les caractéristiques qui jouent le plus sur ces écarts. Si les recherches effectuées dans cette thèse montrent un effet du lieu de résidence, elles n'ont pas permis de quantifier la responsabilité de celui-ci. En outre, en introduisant différentes caractéristiques du quartier, nous pouvons potentiellement déterminer lesquelles sont les plus importantes. En termes de politiques publiques, la distinction de l'effet de différentes caractéristiques importe car elle oriente les stratégies à mettre en œuvre.

Enfin, il importe de noter que ce travail est confronté aux limites inhérentes à tous travaux empiriques : l'identification des mécanismes causaux. L'économétrie est constamment confrontée à un certain nombre de biais qui peuvent fausser l'analyse et nuire à la mise en évidence d'une causalité. On peut envisager, dans des recherches futures, de mettre en place des modèles théoriques pour capturer les mécanismes en jeu (*Spatial Mismatch*, ségrégation résidentielle etc.) et de les tester avec des données appropriées. Il peut également être judicieux de s'appuyer sur des expériences naturelles telles que la construction d'une autoroute ou

d'une gare, dans un territoire enclavé, et observer le chômage avant et après. De cette manière, on identifierait sans difficulté le lien de cause à effet qui peut nous manquer lors d'analyses économétriques.

On peut aussi envisager d'aller plus loin que le seul lien entre caractéristiques du lieu de résidence et statut d'emploi. Une perspective de recherche future pourrait être d'étendre l'analyse du rôle ou de l'impact des effets de quartier sur d'autres aspects de la vie quotidienne. Si le lieu de résidence peut expliquer l'accès à l'emploi des individus, il en est aussi de même pour la réussite scolaire des plus jeunes, pour les comportements délinquants ou criminels, pour la santé etc. Les effets de pairs et de contagion expliquent vraisemblablement un grand nombre de comportements et de phénomènes qu'il pourrait être intéressant d'étudier plus précisément. Néanmoins, dans certains de ces domaines, il se trouve que le chercheur est encore limité dans ses démarches par le problème d'accès aux données. Beaucoup de travaux restent encore à faire pour alimenter et développer la recherche en économie urbaine, mais elle reste encore largement tributaire des données mises à disposition des chercheurs.

Bibliographie

- [1] A. AAKVIK, « Bounding a matching estimator : The case of a norwegian training program », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 63, p. 115–143, 2001.
- [2] D. AARONSON, « Using sibling data to estimate the impact of neighborhood on children's educational outcomes », *Journal of Human Resources*, vol. 33(4), p. 915–946, 1998.
- [3] R. AEBERHARDT et J. POUGET, « National origin differences in wages and hierarchical positions : Evidence on french full-time male workers from a matched employer-employee dataset », *Documents de Travail de la DESE - Working Papers of the DESE g2010-06*, 2010.
- [4] R. ANDERSSON, S. MUSTERD, G. GALSTER et T. KAUPPINEN, « What mix matters? exploring the relationships between individuals' incomes and different measures of their neighbourhood context », *Housing Studies*, vol. 22(5), p. 637–660, 2007.
- [5] V. ANDRIEUX et J. HERVIANT, « Les zones urbaines sensibles en ile-de-france en 1999 », *INSEE Ile-de-France à la page*, vol. 205, 2001.
- [6] L. ANSELIN, *Spatial Regression Analysis in R*. Center for Spatially Integrated Social Science, 2005.
- [7] L. ANSELIN, *Palgrave Handbook of Econometrics : Volume 1, Econometric Theory*, chap. Spatial econometrics, p. 901–969. T. Mills and K. Patterson, 2006.
- [8] L. ANSELIN, *Spatial Regression*. Document du National Center for Supercomputing Applications, 2006.
- [9] L. ANSELIN et N. LOZANO-GRACIA, « Errors in variables and spatial effects in hedonic house price models of ambient air quality », *Empirical Economics*, vol. 34, p. 5–34, 2008.
- [10] R. ARNOTT, « Economic theory and the spatial mismatch hypothesis : », *Urban Studies*, vol. 35(7), p. 1171–1185, 1998.
- [11] K. ARROW, *Racial discrimination in economic life*, chap. Models of job discrimination, p. 83–102. Lexington Mass. : Lexington Books, 1972.
- [12] O. ASLUND, J. Osth et Y. ZENOU, « How important is access to jobs? old question - improved answer », *Journal of Economic Geography*, vol. 10(3), p. 389–422, 2010.
- [13] H. BATTU, A. MA et E. PHIMISTER, « Housing tenure, job mobility and unemployment in the uk », *The Economic Journal*, vol. 118(527), p. 311–328, 2008.
- [14] H. BAUDER et E. PERLE, « Spatial and skills mismatch for labor market segments », *Environment and Planning A*, vol. 31(6), p. 959–979, 1999.
- [15] G. BECKER, *The Economics of Discrimination*. University of Chicago Press, 1957.

- [16] S. BECKER et M. CALIENDO, « Sensitivity analysis for average treatment effects », *The Stata Journal*, vol. 7(1), p. 71–83, 2007.
- [17] R. BENABOU, « Working of a city : Location, education and production », *Quarterly Journal of Economic*, vol. 108, p. 619–652, 1993.
- [18] R. BENHAMOU, « Décrochage économique des territoires et fragmentation sociale », *Diversité*, vol. 139, p. 33–41, 2004.
- [19] M. BERTRAND et S. MULLAINATHAN, « Are emily and greg more employable than lakisha and jamal ? », *American Economic Review*, vol. 94, p. 991–1013, 2004.
- [20] P. BLACKELY, « Spatial mismatch in urban labor markets : evidence from large us metropolitan areas », *Social Science Quarterly Journal of Economic*, vol. 71(1), p. 39–52, 1990.
- [21] N. BOCCARD et Y. ZENOU, « Racial discrimination and redlining in cities », *Journal of Urban Economics*, vol. 48, p. 260–285, 2000.
- [22] K. BOUABDALLAH, S. CAVACO et J.-Y. LESUEUR, « Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée de chômage : une analyse microéconométrique », *Revue d'Economie Politique*, vol. 112, p. 137–156, 2002.
- [23] L. BOUSTAN et R. MARGO, « Race, segregation, and postal employment : New evidence on spatial mismatch », *Journal of Urban Economics Letters*, vol. 65, p. 1–10, 2009.
- [24] T. BRODATY, B. CREPON et D. FOUGÈRE, « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, vol. 177, p. 93–118, 2007.
- [25] T. BRODATY et M. GURGAND, « Teacher and peer effects in higher education : Evidence from a french university », *Working paper*, 2008.
- [26] J. BRUECKNER et R. MARTIN, « Spatial mismatch : an equilibrium analysis », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 27, p. 693–714, 1997.
- [27] J. BRUECKNER, J.-F. THISSE et Y. ZENOU, « Why is central paris and downtown detroit poor ? an amenity-based theory », *European Economic Review*, vol. 43(1), p. 91–107, 1999.
- [28] J. BRUECKNER, J.-F. THISSE et Y. ZENOU, « Local labour markets, job matching, and urban location », *International Economic Review*, vol. 43(1), p. 155–169, 2002.
- [29] J. BRUECKNER et Y. ZENOU, « Space and unemployment : The labour-market effects of spatial mismatch », *Journal of Labour Economics*, vol. 21, p. 242–266, 2003.
- [30] C. BRUNET, A. CLARK et J.-Y. LESUEUR, « Statut résidentiel et durée de chômage en france et au royaume-uni : des faits stylisés aux résultats micro économétriques », *Revue Française d'Economie*, vol. 22(2), p. 165–190, 2007.
- [31] C. BRUNET et J.-Y. LESUEUR, « Le statut résidentiel affecte-t-il la durée de chômage ? : Une estimation micro-économétrique sur données françaises », *Revue Economique*, vol. 55(3), p. 569–578, 2003.
- [32] M. CALIENDO et S. KOPEINIG, « Some practical guidance for the implementation of propensity score matching », *IZA Discussion Paper*, vol. 1588, 2005.
- [33] A. CALVO-ARMENGOL et Y. ZENOU, « Job matching, social network and word-of-mouth communication », *Journal of Urban Economics*, vol. 57(3), p. 500–522, 2005.

- [34] C. CASE et L. KATZ, « The company you keep : The effects of family and neighborhood on disadvantaged youths », *NBER Working Papers*, vol. 3705, 1991.
- [35] S. CAVACO et Y. LESUEUR, « Contraintes spatiales et durée de chômage », *Revue Française d'Economie*, vol. 18(3), p. 229–257, 2004.
- [36] P. CHARNOZ, *ZUS, ZRU, ZFU : Le Pacte de Relance pour la Ville a-t-il eu un effet sur le chômage des habitants des "quartiers sensibles" ?* Thèse doctorat, mémoire de M2, Ecole Normale Supérieure, 2006.
- [37] P. CHOFFEL et E. DELATTRE, « Habiter un quartier défavorisé : quels effets sur la durée du chômage ? », *Premières informations et premières synthèses, DARES*, vol. 43.1, 2003.
- [38] M. CORCORAN, R. GORDON, D. LAREN et G. SOLON, « The association between men's economic status and their family and community origins », *The Journal of Human Resources*, vol. 27(4), p. 575–601, 1991.
- [39] N. COULSON et N. FISHER, « Tenure choice and labour market outcomes », *Housing Studies*, vol. 17, p. 35–49, 2002.
- [40] E. COULSON, D. LAING et P. WANG, « Spatial mismatch in search equilibrium », *Journal of Labour Economics*, vol. 19, p. 949–972, 2001.
- [41] T. COUPPIÉ et C. GASQUET, « Autonomie résidentielle, domiciliation dans un quartier sensible et insertion professionnelle : premiers éléments à partir des jeunes sortis de formation initiale en 1998 », in *3èmes Rencontres Jeunes et Sociétés, Marseille*, 2007.
- [42] T. COUPPIÉ et C. GASQUET, « Finir ses études dans une zone urbaine sensible : une inégalité également partagée au moment de l'insertion ? », in *5èmes Rencontres Jeunes et Sociétés, Marseille.*, 2010.
- [43] T. COUPPIÉ, J.-F. GIRET et T. MOULLET, « Lieu de résidence et discrimination salariale : le cas de jeunes habitant dans une zone urbaine sensible », *Economie et Statistique*, vol. 433-434, p. 47–70, 2010.
- [44] J. CRANE, « The epidemic theory of ghettos and neighbourhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, p. 1226–1259, 1991.
- [45] R. CRANE, « The influence of urban form on travel : an interpretative review », *Journal of Planning Literature*, vol. 15(1), p. 3–23, 2000.
- [46] J. CURRIE et A. YELOWITZ, « Are public housing projects good for kids ? », *Journal of Public Economics*, vol. 75, p. 99–124, 2000.
- [47] D. M. CUTLER et E. L. GLAESER, « Are ghettos good or bad ? », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, p. 827–872, 1997.
- [48] S. DANZIGER et H. J. HOLZER, « Are jobs available for disadvantaged groups in urban areas ? », *Working paper, Michigan State University and University of Michigan*, vol. ., 1997.
- [49] L. DATCHER, « Effects of community and family background on achievement », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 64(1), p. 32–41, 1982.
- [50] S. DAVIS et D. HUFF, « Impact of ghettoization on black employment », *Economic Geography*, vol. 48, p. 421–447, 1972.

- [51] S. DAVIS et J. HALTIWANGER, « Gross job creation and destruction : Microeconomic evidence and macroeconomic implications », *NBER Macroeconomics Annual*, 1990.
- [52] E. DEBAUCHE et S. JUGNOT, « La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé », *Document d'études de la DARES*, vol. 112, 2006.
- [53] A. DECAMPS, *Effets de quartiers et dynamique de la ségrégation urbaine*. Thèse doctorat, Université Montesquieu - Bordeaux IV, 2009.
- [54] K. DERANGO, « Can commutes be used to test the spatial mismatch hypothesis ? », *Urban Studies*, vol. 38(9), p. 1521–1529, 2001.
- [55] R. DIETZ, « The estimation of neighborhood effects in the social sciences : An interdisciplinary approach », *Social Science Research*, vol. 31, p. 539–575, 2002.
- [56] R. DIETZ et D. HAURIN, « The social and private micro-level consequences of home ownership », *Journal of Urban Economics*, vol. 54, p. 401–450, 2003.
- [57] J. DiNARDINO et J. TOBIAS, « Nonparametric density and regression estimation » », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 15(4), p. 11–28, 2001.
- [58] T. DiPRETE et M. GANGL, « Assessing bias in the estimation of causal effects : Rosenbaum bounds on matching estimators and instrumental variables estimation with imperfect instruments », *Sociological Methodology*, vol. 34, p. 271–310, 2004.
- [59] M. D. D. SANTOS, « Travailleurs maghrébins et portugais en france : Le poids de l'origine », *Revue Economique*, vol. 56(2), p. 447–464, 2005.
- [60] M. D. D. SANTOS, Y. L'HORTY et E. TOVAR, « Ségrégation urbaine et accès à l'emploi : une introduction », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, vol. 1, p. 4–26, 2010.
- [61] B. DORMONT, D. FOUGÈRE et A. PRIETO, « L'effet de l'allocation unique dégressive sur la reprise d'emploi », *Economie et Statistique*, vol. 343, 2001.
- [62] E. DUGUET et P. PETIT, « Hiring discrimination in the french financial sector : an econometric analysis on field experiment data », *Annales d'Économie et de Statistique*, vol. 78, p. 79–102, 2005.
- [63] E. DUGUET, A. GOUJARD et Y. L'HORTY, « Retour à l'emploi : une question locale ? », *Connaissance de l'Emploi*, vol. 31, 2006.
- [64] E. DUGUET, A. GOUJARD et Y. L'HORTY, « Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une analyse cartographique à partir de sources exhaustives », *Economie et Statistique*, vol. 415-416, p. 14–44, 2008.
- [65] E. DUGUET, Y. L'HORTY et F. SARI, « Les disparités spatiales de sortie du chômage : vingt-deux analyses régionales », *Document d'études de la DARES*, vol. 138, 2008.
- [66] E. DUGUET, Y. L'HORTY et P. PETIT, « L'apport du testing à la mesure des discriminations », *Connaissance de l'Emploi*, vol. 68, 2009.
- [67] E. DUGUET, N. LEANDRI, Y. L'HORTY et P. PETIT, « Are young french jobseekers of ethnic immigrant origin discriminated against? a controlled experiment in the paris area », *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 99-100, p. 187–214, 2011.

- [68] E. DUGUET, L. D. PARQUET, Y. L'HORTY, P. PETIT et F. SARI, « Les effets du lieu de résidence sur l'accès à l'emploi : Une expérience contrôlée sur des jeunes qualifiés en ile-de-france », *Economie et Statistique*, vol. à paraître, 2012.
- [69] R. DUHAUTOIS, « Les réallocations d'emplois en france sont-elles en phase avec le cycle ? », *Economie et Statistique*, vol. 351, p. 87–103, 2002.
- [70] C. DUJARDIN et F. GOFFETTE-NAGOT, « Neighborhood effects, public housing and unemployment in france », *Working paper, GATE*, vol. 05-05, 2007.
- [71] C. DUJARDIN et F. GOFFETTE-NAGOT, « Does public housing occupancy increase unemployment ? », *Journal of Economic Geography*, vol. forthcoming, 2009.
- [72] C. DUJARDIN, D. PEETERS et I. THOMAS, *Handbook of theoretical and quantitative Geography*, chap. Neighborhood effects and endogeneity issues, p. 29–71. Unil, Université de Lausanne, 2009.
- [73] C. DUJARDIN, H. SELOD et I. THOMAS, « Le chômage dans l'agglomération bruxelloise : une explication par la structure urbaine », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, vol. 1, p. 3–28, 2004.
- [74] C. DUJARDIN, H. SELOD et I. THOMAS, « City structure and urban unemployment : the case of young adults in brussels », *Urban Studies*, vol. 45(1), p. 89–113, 2008.
- [75] G. DUNCAN et A. ZUBERI, « Mobility lessons from gautreaux and moving to opportunity », *Journal of Law and Social Policy*, vol. 1(1), p. 110–126, 2006.
- [76] S. DURLAUF, *Handbook of Regional and Urban Economics*, chap. Neighborhood effects, p. 2173–2242. Elsevier, 2004.
- [77] I. ELLEN et M. TURNER, « Does neighborhood matter ? assessing recent evidence », *Housing Policy Debate*, vol. 8, p. 833–866, 1997.
- [78] D. ELLWOOD, « The spatial mismatch : are there teenage jobs missing in the ghetto ? », *NBER Working Papers series*, vol. 1188, 1983.
- [79] W. M. EVANS, W. E. GATES et R. M. SCHWAB, « Measuring peer group effects : A study of teenage behavior », *Journal of Political Economy*, vol. 100, p. 961–991, 1992.
- [80] R. FAIRLIE, « An extension of the blinder-oaxaca decomposition technique to logit and probit models », *Journal of Economic and Social Measurement*, vol. 30(4), p. 305–316, 2005.
- [81] E. FIELDHOUSE, « Ethnic minority unemployment and spatial mismatch : The case of london », *Urban Studies*, vol. 36(9), p. 1569–1596, 1999.
- [82] M. FIRTH, « Sex discrimination in job opportunities for women », *Sex Roles*, vol. 8(8), p. 891–901, 1982.
- [83] J.-P. FITOUSSI, E. LAURENT et J. MAURICE, *Ségrégation urbaine et Intégration sociale, Rapport du Conseil d'analyse économique n° 45*. La Documentation française, 2004.
- [84] P. FLATAU, M. FORBES, P. HENDERSHOTT, L. O'DWYER et G. WOOD, *The Path to Full Employment*, chap. Home ownership and unemployment : does the Oswald thesis hold for Australian regions ?, p. 67–80. NSW : University of Newcastle, Centre of Full Employment and Equity, 2002.

- [85] D. FOUGÈRE, *Réduction du chômage : les réussites en Europe, Rapport du Conseil d'Analyse Economique, n°23*, chap. La durée du chômage en France, p. 239–259. La Documentation Française, 2000.
- [86] R. FRANZESE et J. HAYS, « Spatial econometric models of cross-sectional interdependence in political science panel and time-series-cross-section data », *Political Analysis*, vol. 15(2), p. 140–164, 2007.
- [87] M. FUJITA, *Urban Economic Theory : Land use and city size*. Cambridge University Press, 1989.
- [88] J. L. GALLO, « Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire », *Economie et Prévision*, vol. 155(4), p. 139–158, 2002.
- [89] J. L. GALLO, « Hétérogénéité spatiale, principes et méthodes », *Economie et Prévision*, vol. 162(1), p. 151–172, 2002.
- [90] G. GALSTER, « White flight from racially integrated neighbourhoods in the 1970s : the cleveland experience », *Urban Studies*, vol. 27, p. 385–399, 1990.
- [91] G. GALSTER, « An economic efficiency analysis of deconcentrating poverty populations », *Journal of Housing Economics*, vol. 11(4), p. 303–329, 2002.
- [92] G. GALSTER, « Quantifying the effect of neighbourhood on individuals : Challenges, alternative approaches and promising directions », *Schmollers Jahrbuch*, vol. 128, p. 1–42, 2008.
- [93] G. GALSTER, R. QUERCIA et A. CORTES, « Identifying neighborhood thresholds : An empirical exploration », *Housing Policy Debate*, vol. 11(3), p. 701–732, 2000.
- [94] G. GALSTER, R. ANDERSSON, S. MUSTERD et T. KAUPPINEN, « Does neighborhood income mix affect earnings of adults ? new evidence from sweden », *Journal of Urban Economics*, vol. 63, p. 858–870, 2008.
- [95] G. GALSTER, D. MARCOTTE, M. MANDELL, H. WOLMAN et N. AUGUSTINE, « The influence of neighborhood poverty during childhood on fertility, education and earnings outcomes », *Housing Studies*, vol. 22(5), p. 723–751, 2007a.
- [96] R. GARBAYE, *Emeutes vs intégration : comparaisons franco-britanniques*. Presse de Sciences Po, 2011.
- [97] J. B. GARCÍA et J. R. HERNÁNDEZ, « User cost changes, unemployment and homeownership : Evidence from spain », *Urban Studies*, vol. 41(3), p. 563–578, 2004.
- [98] F. GASCHET et N. GAUSSIER, « Urban segregation and labour markets within the bordeaux metropolitan area : an investigation of the spatial friction », *Working Papers of gres, Cahiers du gres*, vol. 19, 2004.
- [99] F. GILLI, « Déplacements domicile-travail et organisation du bassin parisien », *L'Espace Géographique*, vol. 4, p. 289–305, 2002.
- [100] D. GINTHER, R. HAVEMAN et B. WOLFE, « Neighborhood attributes as determinants of children's outcomes : How robust are the relationships ? », *The Journal of Human Resources*, vol. 35(4), p. 603–642, 2000.

- [101] L. GOBILLON, T. MAGNAC et H. SELOD, « Do unemployed workers benefit from enterprise zones? the french experience », *CEPR Working paper 8084*, 2010.
- [102] L. GOBILLON, T. MAGNAC et H. SELOD, « The effect of location on finding a job in the paris region », *Journal of Applied Econometrics*, vol. forthcoming, 2011.
- [103] L. GOBILLON et H. SELOD, « Chômage et ségrégation urbaine », *Lettre du CREST*, vol. 62, 2005.
- [104] L. GOBILLON et H. SELOD, « Ségrégation résidentielle, accessibilité aux emplois, et chômage : le cas de l'Île-de-france », *Économie et Prévision*, vol. 180-181, p. 1938, 2007.
- [105] L. GOBILLON, H. SELOD et Y. ZENOU, « The mechanisms of spatial mismatch », *Urban Studies*, vol. 44(12), p. 2401–2427, 2007.
- [106] I. GORDON, *Geographies of Labour Market Inequality*, chap. Unemployment and spatial labour markets : strong adjustment and persistent concentration, p. 55–82. London : Taylor and Francis., 2002.
- [107] E. GOSS et J. PHILLIPS, « The impact of home ownership on the duration of unemployment », *Review of Regional Studies*, vol. 27, p. 9–27, 1997.
- [108] P. GOTTLIEB et B. LENTNEK, « Spatial mismatch is not always a central-city problem : An analysis of commuting behaviour in cleveland, ohio and its suburbs », *Urban Studies*, vol. 38(7), p. 1161–1186, 2001.
- [109] D. GOUX et E. MAURIN, « Composition sociale du voisinage et échec scolaire », *Revue Economique*, vol. 56(2), p. 349–362, 2005.
- [110] D. GOUX et E. MAURIN, « Close neighbours matter : Neighbourhood effects on early performance at school », *Economic Journal*, vol. 117, p. 1–24, 2007.
- [111] P. GRANIER et X. JOUTARD, « L'influence de la perception du rmi sur la sortie vers l'emploi », *Economie et Statistique*, vol. 357-358, p. 23–47, 2002.
- [112] M. GRANOVETTER, « The strength of weak ties », *American Journal of Sociology*, vol. 78, p. 1360–1380, 1973.
- [113] R. GREEN et P. HENDERSHOTT, « Home-ownership and unemployment in the us », *Urban Studies*, vol. 38, p. 1509–1520, 2001.
- [114] R. GREEN et P. HENDERSHOTT, « Home ownership and the duration of unemployment : a test of the oswald hypothesis », *Working paper, Centre for Property Research, Aberdeen University*, 2001.
- [115] W. GREENE, « Gender economics courses in liberal arts colleges : Further results », *Journal of Economic Education*, vol. 29(4), p. 291–300, 1998.
- [116] R. GUILLAIN et J. L. GALLO, *Progress in spatial analysis : Theory and computation, and thematic applications*, chap. Employment density in ile-de-france : evidence from local Regressions. Springer Berlin Heidelberg, 2009.
- [117] T. GURLEY et D. BRUCE, « The effects of car access on employment outcomes for welfare recipients », *Journal of Urban Economics*, vol. 58, p. 250–272, 2005.
- [118] L. HANSEN, « Large sample properties of generalized method of movement estimators », *Econometrica*, vol. 50, p. 1029–1054, 1982.

- [119] D. HARDING, « Counterfactual models of neighborhood effects : The effect of neighborhood poverty on dropping out and teenage pregnancy », *American Journal of Sociology*, vol. 109(3), p. 676–719, 2003.
- [120] J. HAUSMAN, « Specification tests in econometrics », *Econometrica*, vol. 46(3), p. 1251–1271, 1978.
- [121] J. HAUSMAN et D. MCFADDEN, « Specification tests for the multinomial logit model », *Econometrica*, vol. 52(5), p. 1219–1240, 1984.
- [122] R. HAVEMAN et B. WOLFE, « The determinants of children's attainments : A review of methods and findings », *Journal of Economic Literature*, vol. 33(4), p. 1829–1878, 1995.
- [123] J. HECKMAN, « Dummy endogenous variables in a simultaneous equation system », *Econometrica*, vol. 46(4), p. 931–959, 1978.
- [124] J. HECKMAN, « Detecting discrimination », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12(2), p. 101–116, 1998.
- [125] J. HECKMAN et R. ROBB, *Longitudinal Analysis of Labour Market Data*, chap. Alternative methods for evaluating the impact of interventions. J. Heckman and B. Singer, 1985.
- [126] J. HELLERSTEIN, D. NEUMARK et M. MCINEMEY, « Spatial mismatch or racial mismatch? », *Journal of Urban Economics*, vol. 64, p. 464–479, 2008.
- [127] J. HELLERSTEIN, D. NEUMARK et M. MCINEMEY, « Spatial mismatch, immigrants networks, and hispanic employment in the united states », *Working Paper Number 100, Department of Economics, College of William and Mary*, 2010.
- [128] H. HOLZER, « Informal job search and black youth unemployment », *American Economic Review*, vol. 77(3), p. 446–452, 1987.
- [129] H. HOLZER, « Search method used by unemployed youth », *Journal of Labor Economics*, vol. 6, p. 1–20, 1988.
- [130] H. HOLZER, « The spatial mismatch hypothesis : What has the evidence shown? », *Urban Studies*, vol. 28 (1), p. 105–122, 1991.
- [131] H. HOLZER, *What Employers Want : Job Prospects for Less-Educated Workers*. New York : Russell Sage Foundation., 1996.
- [132] H. HOLZER et K. IHLANFELDT, « Customer discrimination and employment outcomes for minority workers », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113(3), p. 835–867, 1998.
- [133] H. HOLZER, J. QUIGLEY et S. RAPHAEL, « Public transit and the spatial distribution of minority employment : Evidence from a natural experiment », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 22, p. 414–442, 2003.
- [134] D. HOUSTON, « Employability, skills mismatch and spatial mismatch in metropolitan labour markets », *Urban Studies*, vol. 42(2), p. 221–243, 2005.
- [135] K. IHLANFELDT et D. SJOQUIST, « Job accessibility and racial differences in youth employment rates », *The American Economic Review*, vol. 80, p. 267–276, 1990.
- [136] K. IHLANFELDT et D. SJOQUIST, « The effect of job access on black and white youth employment : A cross-sectional analysis », *Urban Studies*, vol. 28(2), p. 255–265, 1991.

- [137] K. IHLANFELDT et D. SJOQUIST, « The spatial mismatch hypothesis : a review of recent studies and their implications for welfare reform », *Housing Policy Debate*, vol. 9, p. 849–892, 1998.
- [138] D. IMMERGLUCK, « Job proximity and the urban employment problem : do suitable nearby jobs improve neighbourhood employment rates ? », *Urban Studies*, vol. 35, p. 7–23, 1998.
- [139] INSEE, *La France et ses régions*. Département de l'action régionale, 2006.
- [140] R. JACKMAN, R. LAYARD et S. SAVOURI, *Mismatch and Labour Mobility*, chap. Mismatch : a framework from thought. 1991.
- [141] F. JACQUESSON, « Les zones urbaines sensibles franciliennes : des réalités diverses », *INSEE Ile-de-France à la page*, vol. 271, 2006.
- [142] H. JAYET, *Analyse spatiale quantitative. Une introduction*. 1993.
- [143] C. JENCKS et E. MAYER, *Inner-City Poverty in the United States*, chap. The social consequences of growing up in a poor neighbourhood. National Academy Press, 1990.
- [144] J. F. KAIN, « Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 82, p. 32–59, 1968.
- [145] J. F. KAIN, « The spatial mismatch hypothesis : three decades later », *Housing Policy Debate*, vol. 3, p. 371–460, 1992.
- [146] J. KASARDA, *The Metropolis Era : A World of Giant Cities, volume 1*, chap. Economic urban restructuring and America's urban dilemma, p. 56–84. 1988.
- [147] J. KASARDA, « Urban transition and the underclass », *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, vol. 501, p. 26–47, 1989.
- [148] L. F. KATZ, J. R. KLING et J. B. LIEBMAN, « Moving to opportunity in boston : early results of a randomized mobility experiment », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, p. 607–654, 2001.
- [149] M. KAWABATA, « Job accessibility by travel mode in u.s. metropolitan areas », *Theory and application of GIS*, vol. 11(2), p. 165–172, 2003.
- [150] G. KENNEY et D. WISSOKER, « An analysis of the correlates of discrimination facing young hispanic job-seekers », *American Economic Review*, vol. 84(3), p. 674–683, 1994.
- [151] J. KLING, J. LIEBMAN et L. KATZ, « Experimental analysis of neighborhood effects », *Econometrica*, vol. 75(1), p. 83–119, 2007.
- [152] J. R. KLING, J. LUDWIG et L. KATZ, « Neighborhood effects on crime for female and male youth : Evidence from a randomized housing voucher experiment », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120, p. 87–130, 2005.
- [153] J. LESAGE, « Spatial econometrics », *Université de Tolède, Mimeo*, 1998.
- [154] M. V. LEUVENSTEIJN et P. KONING, « The effect of home-ownership on labor mobility in the netherlands », *Journal of Urban Economics*, vol. 55(3), p. 580–596, 2004.
- [155] Y. L'HORTY et F. SARI, « Pourquoi tant de chômeurs à paris ? », *Document de travail du CEE*, vol. 136, 2010.

- [156] J. LIEBMAN, L. KATZ et J. KLING, « Beyond treatment effects : Estimating the relationship between neighborhood poverty and individual outcomes in the mto experiment », *Princeton University Industrial Relations Section Working Paper*, vol. 493, 2004.
- [157] S. LOLLIVIER, « Endogénéité d'une variable explicative dichotomique dans le cadre d'un modèle probit bivarié : Une application au lien entre fécondité et activité féminine », *Annales d'Economie et de Statistique*, vol. 62, 2001.
- [158] J. LUDWIG, G. DUNCAN et P. HIRSCHFELD, « Urban poverty and juvenile crime : Evidence from a randomized housing-mobility experiment », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116(2), p. 655–679, 2001.
- [159] G. MADDALA, *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economics*. Cambridge University Press, 1983.
- [160] M. MANACORDA et B. PETRONGOLO, « Skill mismatch and unemployment in oecd countries », *Economica*, vol. 66(262), p. 181–207, 1999.
- [161] C. MANSKI, « Identification of endogenous social effects : the reflection problem », *Review of Economic Studies*, vol. 60(3), p. 531–542, 1993.
- [162] C. MANSKI, « Economic analysis of social interactions », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 14, p. 115–136, 2000.
- [163] N. MANTEL et W. HAENSZEL, « Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies », *Journal of the National Cancer Institute*, vol. 22, p. 719–748, 1959.
- [164] R. MARIMON et F. ZILIBOTTI, « Unemployment vs mismatch of talents : Reconsidering unemployment benefits », *Economic Journal*, vol. 109, p. 266–291, 1999.
- [165] M. MARPSAT, « La modélisation des “effets de quartier” aux états-unis », *Population*, vol. 54(2), p. 303–330, 1999.
- [166] R. MARTIN, « Can black workers escape spatial mismatch? employment shifts, population shifts, and black unemployment in american cities », *Journal of Urban Economics*, vol. 55, p. 179–194, 2004.
- [167] D. MARTINELLI, « Les territoires n'ont pas les mêmes atouts face aux risques de mutations économiques », *Sud Insee-l'essentiel*, vol. 68, 2004.
- [168] A. MATAS, J.-L. RAYMOND et J.-L. ROIG, « Job accessibility and female employment probability : The cases of barcelona and madrid », *Urban Studies*, vol. 47(4), p. 769–787, 2010.
- [169] E. MAURIN et J. MOSCHION, « The social multiplier and labour market participation of mothers », *American Economic Journal : Applied Economics*, vol. 1(1), p. 251–272, 2009.
- [170] O. MAZEL et D. VERNAUDON, « Typologie des zones d'emplois sensibles aux risques du chômage », *Les dossiers de la DARES*, vol. 3-4, 1997.
- [171] R. MENDENHALL, S. DELUCA et G. DUNCAN, « Neighborhood resources, racial segregation, and economic mobility : Results from the gautreaux program », *Social Science Research*, vol. 35, p. 892–923, 2006.
- [172] R. MERTON, « Social structure and anomie », *American Sociological Review*, vol. 3(5), p. 672–682, 1938.

- [173] J. MUNCH, M. ROSHOLM et M. SVARER, « homeowners really more unemployed ? », *The Economic Journal*, vol. 116, p. 991–1013, 2006.
- [174] J. MUNCH, M. ROSHOLM et M. SVARER, « Home-ownership, job duration, and wages », *Journal of Urban Economics*, vol. 63(1), p. 130–145, 2008.
- [175] S. MUSTERD, « Social and ethnic segregation in europe : Levels, causes and effects », *Journal of Urban Affairs*, vol. 27, p. 331–349, 2005.
- [176] S. MUSTERD et W. OSTENDORF, *Urban segregation and the welfare state. Inequality and exclusion in western cities*. London : Routledge, 1998.
- [177] D. NEUMARK, R. BANK et K. V. NORT, « Sex discrimination in restaurant hiring : An audit study », *Quarterly Journal of Economic*, vol. 111(3), p. 915–941, 1996.
- [178] S. NICKELL, « Unemployment : questions and some answers », *The Economic Journal*, vol. 108(448), p. 802–816, 1998.
- [179] S. NICKELL et R. LAYARD, *Handbook of Labor Economics*, chap. Labor market institutions and economic performance, p. 3029–3084. New York : North Holland, 1999.
- [180] P. ONG, « Work and car ownership among welfare recipients », *Social Work Research*, vol. 20(4), p. 255–262, 1996.
- [181] P. ONG, « Car ownership and welfare-to-work », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 21(2), p. 239–252, 2002.
- [182] K. O'REGAN, « The effect of social networks and concentrated poverty on black and hispanic youth unemployment », *Annals of Regional Science*, vol. 27, p. 327–342, 1993.
- [183] K. O'REGAN et M. QUIGLEY, « Spatial effects upon employment outcomes : the case of new jersey teenagers », *New England Economic Review*, p. 41–58, 1996.
- [184] P. OREOPOULOS, « The long-run consequences of living in a poor neighborhood », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 118, p. 1533–1575, 2003.
- [185] A. OSWALD, « A conjecture on the explanation for high unemployment in the industrialised nations : part 1 », *University of Warwick Economic Research Papers*, vol. 475, 1996.
- [186] A. OSWALD, « Theory of homes and jobs », (*unpublished paper*), 1997.
- [187] A. OSWALD, « The housing market and europe's unemployment : a non technical paper », (*unpublished paper*), 1999.
- [188] J. PASTOR et E. MARCELLI, « Men n the hood : Skill, spatial, and social mismatches among male workers in los angeles county », *Urban Geography*, vol. 21(6), p. 474–496, 2000.
- [189] E. PATACCHINI et Y. ZENOU, « Spatial mismatch, transport mode and search decisions in england », *Journal of Urban Economics*, vol. 58, p. 62–90, 2005.
- [190] E. PATACCHINI et Y. ZENOU, « Search intensity, cost of living and local labor markets in britain », *Regional Science and Urban Economics*, vol. 36, p. 227–248, 2006.
- [191] J. PEHKONEN, « Unemployment and home-ownership », *Applied Economics Letters*, vol. 6, p. 263–265, 1999.
- [192] P. PETIT, « Comment évaluer la discrimination à l'embauche ? », *Revue Française d'Economie*, vol. 17(3), p. 55–87, 2003.

- [193] E. PHELPS, « The statistical theory of racism and sexism », *American Economic Review*, vol. 62(4), p. 659–661, 1972.
- [194] M.-T. PIGNONI, C. POUJOLY et X. VINEX, « Sortir du chômage : des chances inégales selon le contexte local », *Premières Synthèses, DARES*, vol. 26.1, 1998.
- [195] T. PIKETTY, « L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises : une estimation à partir du panel primaire 1997 », *Working paper*, 2004.
- [196] R. PLOTNICK et S. HOFFMAN, « The effect of neighborhood characteristics on young adult outcomes : Alternative estimates », *Social Science Quarterly*, vol. 80, p. 1–18, 1999.
- [197] S. POPKIN, J. ROSENBAUM et P. MEADEN, « Labor market experiences of low-income black women in middle-class suburbs : Evidence from a survey of gautreaux program participants », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 12(3), p. 556–573, 1993.
- [198] G. POUYANNE, *Forme urbaine et mobilité quotidienne*. Thèse doctorat, Université Bordeaux IV, 2004.
- [199] E. PRÉTECEILLE, « La ségrégation sociale a-t-elle augmenté ? la métropole parisienne entre polarisation et mixité », *Société Contemporaine*, vol. 62, p. 69–93, 2006.
- [200] S. RAPHAEL, « The spatial mismatch hypothesis of black youth joblessness : Evidence from the san francisco bay area », *Journal of Urban Economics Letters*, vol. 43(1), p. 79–111, 1998.
- [201] S. RAPHAEL et L. RICE, « Car ownership, employment and earnings », *Journal of Urban Economics*, vol. 52, p. 109–130, 2002.
- [202] S. RAPHAEL et M. STOLL, « Can boosting minority car-ownership rates narrow inter-racial employment gaps ? », *Brooking-Wharton Papers on Urban Economic Affairs*, vol. 2, p. 99–145, 2001.
- [203] R. RATHELOT, « Origine et quartier : expliquer le salaire et l'emploi des descendants d'immigrés », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, vol. 1, p. 27–55, 2010.
- [204] R. RATHELOT et P. SILLARD, « Zones franches urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ? », *Economie et Statistique*, vol. 415-416, p. 81–96, 2009.
- [205] D. REINGOLD, « Social networks and the employment problem of the urban poor », *Urban Studies*, vol. 36, p. 1907–1932, 1999.
- [206] P. RIACH et J. RICH, « Field experiments of discrimination in the market place », *Economic Journal*, vol. 112, p. 480–518, 2002.
- [207] D. RIVERS et H. VUONG, « Limited information estimators and exogeneity tests for simultaneous probit models », *Journal of Econometrics*, vol. 39, p. 347–366, 1988.
- [208] C. L. ROGERS, « Job search and unemployment duration : Implications for the spatial mismatch hypothesis », *Journal of Urban Economics*, vol. 42, p. 109–132, 1997.
- [209] J. ROSENBAUM, « Changing the geography of opportunity by expanding residential choice : Lessons from the gautreaux program », *Housing Policy Debate*, vol. 6(1), p. 231–269, 1995.

- [210] P. ROSENBAUM, *Observational Studies*. New York : Springer, 2002.
- [211] P. ROSENBAUM et D. RUBIN, « The central role of the propensity score in observational studies for causal effects », *Biometrika*, vol. 70(1), p. 41–55, 1983.
- [212] S. ROSPABÉ et H. SELOD, *Poverty and policy in post-apartheid South Africa*, chap. Does city structure cause unemployment ? The case study of Cape Town, p. 262–287. HSRC Press, 2006.
- [213] S. ROSS, « Racial differences in residential and job mobility : Evidence concerning the spatial mismatch hypothesis », *Journal of Urban Economics*, vol. 42, p. 112–135, 1998.
- [214] D. RUBIN, « Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies », *Journal of Educational Psychology*, vol. 66(5), p. 688–701, 1974.
- [215] R. SAMPSON, J. MORENOFF et T. GANNON-ROWLEY, « Assessing ‘neighborhood effect’ : Social processes and new directions in research », *Annual Review of Sociology*, vol. 28, p. 443–478, 2002.
- [216] J. SARGAN, « The estimation of economic relationships using instrumental variables », *Econometrica*, vol. 26, p. 393–415, 1958.
- [217] H. SELOD, « La mixité sociale : le point de vue des sciences économiques », *Informations sociales*, vol. 125, p. 28–35, 2005.
- [218] H. SELOD et Y. ZENOU, « Social interactions, ethnic minorities and urban unemployment », *Annales d’Economie et de Statistique*, vol. 63-64, p. 183–214, 2001.
- [219] H. SELOD et Y. ZENOU, « City structure, job search and labour discrimination : Theory and policy implications », *Economic Journal*, vol. 116, p. 1057–1087, 2006.
- [220] W. SIMPSON, *Urban structure and the labor market*. Oxford, Clarendon Press, 1992.
- [221] T. SMITH et Y. ZENOU, « Spatial mismatch, search effort and urban spatial structure », *Journal of Urban Economics*, vol. 54, p. 185–214, 2003.
- [222] H. SNEESSENS et F. SHADMAN-MEHTA, « Real wages, skill mismatch and unemployment persistence france, 1962-1989 », *Annales d’Économie et de Statistique*, vol. 37/38, p. 255–292, 1995.
- [223] K. TAEUBER et A. TAEUBER, *Negroes in cities : Residential segregation and neighborhood change*. Aldine Publishing Company, 1965.
- [224] J. F. THISSE, E. WASMER et Y. ZENOU, « Ségrégation urbaine, logement et marchés du travail », *Revue Française d’Economie*, vol. 14(4), p. 85–129, 2003.
- [225] J.-F. THISSE et Y. ZENOU, « Segmentation et marchés locaux du travail », *Economie et Prévision*, vol. 131, p. 65–76, 1997.
- [226] J.-F. THISSE et Y. ZENOU, « Skill mismatch and unemployment », *Economics Letters*, vol. 69, p. 415–420, 2000.
- [227] C. TIEBOUT, « A pure theory of local expenditures », *Journal of Political Economy*, vol. 64, p. 416–424, 1956.
- [228] T. VARTANIAN, « Adolescent neighborhood effects on labor market and economic outcomes », *Social Service Review*, vol. 73(2), p. 142–167, 1999.

- [229] T. VARTANIAN et P. W. BUCK, « Childhood and adolescent neighborhood effects on adult income : Using siblings to examine differences in ols and fixed effect models », *Social Service Review*, vol. 78(1), p. 60–94, 2005.
- [230] J. VIGDOR, *Deviant Peer Influences in Programs for Youth : Problems and Solutions*, chap. Peer Effects in Neighborhoods and Housing. New York : The Guilford Press, 2006.
- [231] E. WASMER et Y. ZENOU, « Does city structure affect search and welfare ? », *Journal of Urban Economics*, vol. 51, p. 515–541, 2002.
- [232] E. WASMER et Y. ZENOU, « Equilibrium search unemployment with explicit spatial frictions », *Labour Economics*, vol. 13, p. 143–165, 2006.
- [233] B. WEINBERG, P. REAGAN et J. YANKOW, « Do neighborhood affect work behavior ? evidence from nlsy79 », *Journal of Labor Economics*, vol. 22, p. 891–924, 2004.
- [234] S. WENGLANSKI, « Une mesure des disparités sociales d’accessibilité au marché de l’emploi en Île-de-france », *Revue d’économie régionale et urbaine*, vol. 233, p. 539–550, 2004.
- [235] J. WILDE, « Identification of multiple equation probit models with endogenous dummy regressors », *Economic Letters*, vol. 69, p. 309–312, 2000.
- [236] W. WILSON, *The Truly Disadvantaged ; The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. University of Chicago Press, Chicago, IL, 1987.
- [237] J. WOOLDRIDGE, *Introductory Economics : A Modern Approach*. South-Western College Publishing, U.S., 2002.
- [238] E. WYLY, « Race, gender, and spatial segmentation in the twin cities », *Professional Geographer*, vol. 48, p. 431–444, 1996.
- [239] J. ZAX et J. KAIN, « Moving to the suburbs : Do relocating companies leave their black employees behind ? », *Journal of Labor Economics*, vol. 14(3), p. 472–504, 1996.
- [240] Y. ZENOU, « Urban unemployment, agglomeration and transportation policies », *Journal of Public Economics*, vol. 77, p. 97–133, 2000.
- [241] Y. ZENOU, « How do firms redline workers ? », *Journal of Urban Economics*, vol. 52, p. 391–408, 2002.
- [242] Y. ZENOU, *Villes et Economie*, chap. Les inégalités dans la ville, p. 109–128. Institut des Villes, La Documentation Française, 2004.

Table des matières

Introduction générale	7
I Sortir du chômage en France : une question locale ?	27
1 Lieu de résidence et accès à l'emploi : revue de littérature	32
Introduction	33
1.1 Les effets du lieu de résidence sur l'emploi	34
1.1.1 les effets de quartier	35
1.1.2 L'hypothèse de <i>Spatial Mismatch</i>	45
1.2 Les travaux empiriques sur ces questions : un aperçu	56
1.2.1 Les travaux empiriques sur les effets de quartier	57
1.2.2 La question de la non-linéarité des effets de voisinage	67
1.2.3 Les travaux empiriques sur l'hypothèse de <i>Spatial Mismatch</i>	72
Conclusion	84
2 Les disparités locales du retour à l'emploi : mesures et statistiques	88
Introduction	89
2.1 Les disparités spatiales de sortie du chômage en France	91
2.1.1 Mesurer localement l'intensité du retour à l'emploi	91
2.1.2 Retour à l'emploi : disparités et régularités spatiales	96
2.1.3 Des effets de territoire dans toutes les régions	97
2.2 Les disparités spatiales de sortie du chômage en Ile-de-France	103
2.2.1 Les déterminants individuels de la durée du chômage en Ile-de-France	103
2.2.2 Éléments de comparaisons nationales	106
2.2.3 La géographie du retour à l'emploi en Ile-de-France	110
2.2.4 Analyse de la distribution spatiale du chômage	118

Conclusion	123
Annexe CHAPITRE 2	125
II Mettre en évidence un effet du contexte local sur l'emploi	129
3 Les effets de quartier jouent-ils sur la recherche d'emploi ?	133
Introduction	134
3.1 Effets de quartier et accès à l'emploi : une analyse de la causalité	138
3.1.1 L'approche méthodologique	140
3.1.2 Faits stylisés sur l'agglomération parisienne	152
3.1.3 Résultats des modèles	155
3.2 Caractéristiques du lieu de résidence et recherche d'emploi	171
3.2.1 Données, indicateurs et stratégie économétrique	171
3.2.2 Statistiques descriptives	178
3.2.3 Résultats	182
Conclusion	196
Annexe CHAPITRE 3	198
4 Peut-on parler de discrimination territoriale ?	213
Introduction	214
4.1 Vivre en ZUS est-il discriminant dans l'accès à l'emploi ?	216
4.1.1 Données, variables et stratégie économétrique	221
4.1.2 Résultats	229
4.2 Évaluer la discrimination territoriale : une expérience contrôlée en Ile-de-France	253
4.2.1 Collecte des données	256
4.2.2 Résultats	262
Conclusion	271
Annexe CHAPITRE 4	273
III Expliquer la géographie du retour à l'emploi	292
5 Analyse de quelques déterminants locaux du retour à l'emploi	296
Introduction	297

5.1	Chômage, <i>Spatial Mismatch</i> et ségrégation résidentielle en Ile-de-France	299
5.1.1	Expliquer les disparités territoriales	300
5.1.2	Données et construction des variables	303
5.1.3	Méthode économétrique	307
5.1.4	Résultats	311
5.2	Chômage et statut résidentiel : existe-t-il un lien ?	317
5.2.1	L'hypothèse d'Oswald : revue de littérature des travaux existant	318
5.2.2	Données et méthodes	321
5.2.3	Résultats	323
	Conclusion	333
	Annexe CHAPITRE 5	336
6	Quelles politiques publiques pour réduire les durées locales du chômage ?	341
	Introduction	342
6.1	Variables et modèle économétrique	343
6.1.1	La variable expliquée : les disparités locales de durées du chômage	343
6.1.2	Les variables explicatives : construction d'indicateurs	345
6.1.3	Le modèle économétrique	357
6.2	Résultat des estimations	358
6.3	Hiérarchie des effets	362
6.4	Simulation de politiques publiques	365
6.4.1	Méthode de simulation	365
6.4.2	Résultats	366
	Conclusion	368
	Annexe CHAPITRE 6	370

<i>TABLE DES MATIÈRES</i>	410
Conclusion générale	374
Bibliographie	392
Table des matières	407
Liste des tableaux	411
Liste des figures	415

Liste des tableaux

2.1	Les inégalités régionales dans la sortie du chômage	96
2.2	Les déterminants individuels de la sortie du chômage en Ile-de-France	105
2.3	Disparités locales des durées de chômage	107
2.4	Région Ile-de-France et région métropolitaine moyenne	108
2.5	Positions des départements à l'échelle nationale	109
2.6	Le chômage en Ile-de-France	110
2.7	Autocorrélation spatiale globale des durées de chômage	120
3.1	Probabilité d'être en emploi - Modèle <i>probit</i> avec variables instrumentales	158
3.2	Resultats du modèle probit bivarié	160
3.3	Résultats des deux définitions et effets marginaux	163
3.4	Probabilité d'être en emploi pour les individus en HLM - Modèle <i>probit</i>	164
3.5	Résultats des deux définitions et effets marginaux pour les individus en HLM	165
3.6	Les effets de voisinage sur la probabilité d'être en emploi - indicateur continu pour la définition des quartiers défavorisés	167
3.7	Effet de vivre dans un quartier "défavorisé" sur l'accès à l'emploi - Tests de diffé- rents seuils	168
3.8	Caractéristiques des individus vivant dans un quartier défavorisé et les autres	179
3.9	Variables d'intérêt	180
3.10	Les déterminants du <i>log</i> du potentiel fiscal	184
3.11	Les déterminants du <i>log</i> de la durée	186
3.12	Synthèse des résultats avec 2MCO	190
3.13	Résultats des modèles de durées avec VI	193
3.14	Synthèse des résultats avec modèles de durée	195
3.15	Matrice de corrélation	198

3.16 Valeurs propres	198
3.17 Coordonnées et contributions des variables sur les axes (1ère définition)	198
3.18 Statistiques descriptives des types de quartier (1ère définition)	199
3.19 Probabilité d'être en emploi	200
3.20 Habiter dans un quartier plus ou moins défavorisé	201
3.21 Caractéristiques des individus vivant en HLM et les autres	202
3.22 Caractéristiques des individus vivant dans un quartier "défavorisé" et les autres	203
3.23 Résultats du modèle probit bivarié	206
3.24 Les déterminants de vivre dans une commune "défavorisée"	207
3.25 Les déterminants du <i>log</i> de la durée (avec NONDIPL) - 2MCO	208
3.26 Les déterminants de la durée (avec NONDIPL) - Durées IV	209
3.27 Les déterminants du <i>log</i> de la durée (avec TXCHOM) - 2MCO	210
3.28 Les déterminants de la durée (avec TXCHOM) - Durées IV	211
4.1 Distribution des caractéristiques individuelles	232
4.2 Probabilité d'habiter en ZUS/ZRU/ZFU	237
4.3 Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat	243
4.4 Effets de résider en ZRU sur les variables de résultat	243
4.5 Effets de résider en ZFU sur les variables de résultat	243
4.6 Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat – sous-échantillon	246
4.7 Effets de résider en ZRU sur les variables de résultat – sous-échantillon	246
4.8 Effets de résider en ZFU sur les variables de résultat – sous-échantillon	246
4.9 Analyse de sensibilité pour l'hétérogénéité inobservée	249
4.10 Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat – jeunes vivant chez leurs parents	251
4.11 Statistiques relatives aux trois communes	259
4.12 Nom et prénom des 12 candidats	260
4.13 Variables potentiellement explicatives d'une discrimination conditionnelle	262
4.14 Taux bruts de succès selon la commune de résidence	263
4.15 Taux bruts de succès sur les mêmes offres d'emploi	265
4.16 Différences de taux de succès sur les mêmes offres	268
4.17 Coefficients de discrimination corrigés	269

4.18	Matrice de corrélation	273
4.19	Valeurs propres	273
4.20	Coordonnées et contributions des variables sur les axes	273
4.21	Distribution sur l'échantillon global	275
4.22	Distribution sur les deux derniers déciles	275
4.23	Echantillon global	278
4.24	Sous-échantillon correspondant aux deux derniers déciles	278
4.25	Probabilité d'habiter en ZUS/ZRU/ZFU	281
4.26	Effets de résider en ZUS (2ème définition) sur les variables de résultat	282
4.27	Effets de résider en ZRU (2ème définition) sur les variables de résultat	282
4.28	Effets de résider en ZFU (2ème définition) sur les variables de résultat	282
4.29	Probabilité d'habiter en ZUS (variables explicatives supplémentaires)	283
4.30	Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat (variables explicatives supplémentaires)	285
4.31	Effets de résider en ZUS sur les variables de résultat (variables explicatives supplémentaires) - Sous-échantillon	285
4.32	Effets de la résidence dans une commune défavorisée	286
4.33	Effets de la médiatisation pour une commune défavorisée	287
4.34	Effets joints de la médiatisation et de la résidence dans une commune défavorisée	288
5.1	Autocorrélation spatiale globale du taux de sortie du chômage et du taux de chômage	307
5.2	Taux nets de sortie du chômage / "Reprise d'emploi déclarée"	314
5.3	Taux de chômage et statut résidentiel - Résultats des régressions	328
5.4	Taux de sortie du chômage et statut résidentiel - Résultats des régressions	332
5.5	Coordonnées, contributions et cosinus carrés des variables sur les axes 1 et 2	336
5.6	Statistiques descriptives des types de communes retenus par la CAH	336
5.7	Variables continues	338
5.8	Variables dichotomiques	338
6.1	Flux bruts d'emplois (2002-2005)	349
6.2	Flux bruts d'emplois liés aux créations / disparitions d'entreprises (2002-2005)	352
6.3	Contribution des différents niveaux de qualification	354

6.4	Déterminants de la durée locale du chômage	360
6.5	Résultat des corrélations entre valeurs observées et valeurs prédites	364
6.6	Résultats des simulations de chocs de politiques publiques	367
6.7	Autocorrélation spatiale globale de la durée de chômage	370
6.8	Expliquer la durée de chômage - Modèle SEM et MCO	371

Table des figures

1.1	Un exemple de ville	47
1.2	Le lien entre rente et coût de transport	48
1.3	Riches et pauvres dans la ville	49
1.4	Les aménités dans les villes : l'exemple des gares	50
1.5	Illustration de la non-linéarité des effets de quartier	70
2.1	Les durées nettes de chômage en Lorraine	99
2.2	Les durées nettes de chômage dans le Nord-Pas-de-Calais	100
2.3	Les durées brutes de chômage en Rhône-Alpes - Sorties de plus d'un mois	102
2.4	Les durées brutes de chômage en Rhône-Alpes - Sorties de plus de six mois	102
2.5	Durées brutes de chômage avant une sortie des listes	111
2.6	Durées brutes de chômage avant une reprise d'emploi	111
2.7	Durées nettes de chômage avant une sortie de listes	115
2.8	Durées brutes moins nettes de chômage - Sortie de listes	115
2.9	Durées nettes de chômage avant une reprise d'emploi déclarée	116
2.10	Durées brutes moins nettes de chômage - Reprises d'emplois déclarées	116
2.11	Durées nettes de chômage avant une reprise d'emploi déclarée	118
2.12	Association spatiale des durées nettes de chômage - Sortie de listes	122
2.13	Association spatiale des durées nettes de chômage - Reprise d'emploi	122
3.1	Géographie des quartiers "défavorisés"	144
3.2	Quartiers avec au moins une Zone Urbaine Sensible	145
3.3	Le chômage dans l'agglomération parisienne	153
3.4	Les logements sociaux dans l'agglomération parisienne	155

3.5	Effet de résider dans une commune "défavorisée" sur la durée du chômage avant de trouver un emploi	180
3.6	Effet de résider dans une commune "défavorisée" sur la durée du chômage avant de trouver un emploi en CDI	181
3.7	Projection dans le plan des variables	199
3.8	Effet de résider dans une commune "défavorisée" (<i>NONDIPL</i>) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi	204
3.9	Effet de résider dans une commune "défavorisée" (<i>NONDIPL</i>) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi en CDI	204
3.10	Effet de résider dans une commune "défavorisée" (<i>TXCHOM</i>) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi	205
3.11	Effet de résider dans une commune "défavorisée" (<i>TXCHOM</i>) sur la durée du chômage avant de trouver un emploi en CDI	205
4.1	Emboitement des zones d'intervention des politiques de la ville	218
4.2	Projection dans le plan des variables	274
4.3	Scores de propension pour les individus vivant en quartier ZUS ou non	279
4.4	Scores de propension pour les individus vivant en quartier ZUS ou non	279
4.5	Scores de propension pour les individus vivant en quartier ZUS-ZRU-ZFU ou non	280
5.1	Proximité au centre de Paris et durée du chômage (en voiture)	301
5.2	Proximité au centre de Paris et durée du chômage (en transports)	301
5.3	Taux de chômage en région parisienne	323
5.4	Taux de sortie du chômage en région parisienne	324
5.5	Taux de propriétaires en région parisienne	325
5.6	Corrélation entre la part des propriétaires et le taux de chômage	326
5.7	Corrélation entre la part des propriétaires et le taux de sortie du chômage	326
5.8	Typologie des communes d'Ile-de-France	337
6.1	Durées nettes de chômage avant une sortie des listes	344
6.2	Nombre d'emplois par actifs dans la commune	345
6.3	Part des actifs travaillant dans la zone d'emploi de la commune	346
6.4	Taux de réallocation d'emplois	350

6.5	Taux de croissance nette	351
6.6	Proportion de sans diplôme	355
6.7	Contribution de l'emploi non qualifié au taux de création d'emplois	356
6.8	Typologie des communes	357

FLORENT SARI

**The effect of local context on employment :
different works on spatialised data**

Abstract :

This thesis contributes to the literature in urban economics on neighborhood effects by answering three questions : What is the importance of territory in unemployment-to-work transitions? Are there neighborhood effects in France? How to explain unemployment geography ?

Answering to these questions requires an approach in several steps. Firstly, the importance of the territory is analyzed by a literature review that lists the different mechanisms by which the local context can affect individuals' access to employment. We also propose a descriptive analysis of unemployment disparities between municipalities in France and especially in the Paris region. The strong contrasts, which are maintained even when one considers the composition of local job-seekers, show the relative importance of the territory.

Then, the thesis proposes empirical analysis on individual data to demonstrate the existence of neighborhood effects in France. We show that the "quality" of the neighborhood and its characteristics determine individuals' employment status. Individuals who live in deprived neighborhoods are less likely than others to find a job and when they find it, it is generally of lower quality. Among the observed neighborhoods effects, we seek to highlight the existence of territorial discrimination. We propose different but complementary methodologies to analyze the effect of the reputation of a neighborhood. We observe that it decreases the chances of finding employment.

Finally, in order to explain unemployment geography, the thesis proposes some analysis for municipalities in Paris region. The objective is to test different mechanisms discussed in the literature in urban economics (residential segregation, *Spatial Mismatch*, *emphSkill Mismatch* etc.) to see which are most relevant and which should be considered a priority. Identify the mechanisms involved is a necessary and an important step to guide public policies that want to improve the situation of deprived neighborhoods.

Key-words : spatial disparities, urban economics, neighborhood effects, residential segregation, *Spatial Mismatch*, territorial discrimination, deprived neighborhood, unemployment, access to job.

Équipe de Recherche ERUDITE (EA n° 437), Fédération TEPP (FR CNRS n°3126).
UFR Sciences Économiques et Gestion. Bâtiment Bois de l'Étang,
5 bd. Descartes, 75454 Marne-La-Vallée, Cedex 2.

FLORENT SARI

**L'effet du contexte local sur l'emploi :
différentes applications sur données géo-localisées**

Résumé :

La présente thèse contribue à la littérature en économie urbaine sur les effets de quartiers en cherchant à répondre à trois questions liées : quelle est l'importance du territoire dans la sortie du chômage ? Peut-on parler d'effets de quartier en France ? Comment expliquer la géographie du chômage local ?

La réponse à ces questions nécessite une démarche en plusieurs temps. D'abord, l'importance du territoire est analysée par une revue de littérature qui liste les différents mécanismes par lequel le contexte local peut influencer sur l'accès à l'emploi des individus. Nous proposons également une analyse descriptive des disparités de chômage entre communes, en France et plus particulièrement en Ile-de-France. Les forts contrastes, qui se maintiennent même lorsque l'on considère la composition locale des demandeurs d'emplois, témoignent d'une relative importance du territoire.

La thèse propose, par la suite, des analyses empiriques sur données individuelles pour démontrer l'existence d'effets de quartier en France. Nous montrons que la "qualité" du quartier et les caractéristiques qui lui sont propres déterminent le statut d'emploi des individus. Les individus qui vivent dans les quartiers les plus "défavorisés" ont moins de chances que les autres de trouver un emploi et lorsqu'ils en trouvent un, celui-ci est généralement de moindre qualité. Parmi les effets de quartiers observés, nous cherchons à mettre en évidence l'existence d'une discrimination liée au lieu de résidence. Nous proposons des méthodologies distinctes mais complémentaires pour analyser l'effet de la réputation d'un quartier. Nous observons que cette dernière diminue les chances de trouver un emploi.

Enfin, pour rendre compte de la géographie du chômage, la thèse propose différentes analyses à l'échelle de la commune et centrées sur la région Ile-de-France. L'objectif est de tester différents mécanismes évoqués dans la littérature en économie urbaine (ségrégation résidentielle, *Spatial Mismatch*, *Skill Mismatch* etc.) afin de voir lesquels sont les plus pertinents et lesquels doivent être considérés en priorité. Identifier les mécanismes en jeu est une étape nécessaire et importante pour orienter les politiques publiques qui chercheraient notamment à améliorer la situation des quartiers les plus défavorisés.

Mots-clefs : disparités spatiales, économie urbaine, effets de quartier, ségrégation résidentielle, *Spatial Mismatch*, discrimination territoriale, quartiers prioritaires, chômage, accès à l'emploi.

**Équipe de Recherche ERUDITE (EA n° 437), Fédération TEPP (FR CNRS n°3126).
UFR Sciences Économiques et Gestion. Bâtiment Bois de l'Étang,
5 bd. Descartes, 75454 Marne-La-Vallée, Cedex 2.**