

Sortir du chômage en Ile-France : Une question spatiale

Emmanuel Duguet *, Yannick L'Horty *, Florent Sari **

Résumé

L'objet de cette étude est d'expliquer les disparités intercommunales des chances de sortir du chômage dans la région Ile-de-France. Partant du fichier historique statistique de l'ANPE, on estime des modèles de durée de chômage qui permettent d'évaluer les chances de sortir du chômage dans chaque commune de la région. On constate globalement que 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. Les écarts d'une localité à l'autre restent très élevés lorsque l'on neutralise les différences de structure par âge, sexe et qualification ce qui confirme l'existence d'un effet spécifique du territoire. La région affiche une logique concentrique : 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 situation nous nous intéressons à l'impact de la structure urbaine sur le retour à l'emploi. Alors que certaines localités semblent souffrir d'une mauvaise connexion physique aux opportunités d'emplois, on peut évoquer pour d'autres des effets de ségrégation résidentielle auxquels s'ajoutent des problèmes de discrimination territoriale.

Classification JEL : C41, J64, R1.

1. INTRODUCTION

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 généralement absent des analyses de l'emploi et du chômage. Il y a ainsi un net contraste 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 départementales et nationales sans intégrer les diversités des situations locales. Dans le but de construire des indicateurs de flux au niveau géographique le plus fin, celui de la commune ou du code postal, nous évaluons les chances de sortie du chômage dans chaque localité en mobilisant le fichier historique statistique de l'ANPE dans sa version exhaustive. Nous évaluons les chances de sortie du chômage dans les communes en raisonnant toutes choses égales par ailleurs, comme si chaque localité avait la structure par âge, sexe et qualification de sa région.

En Ile-de-France, les disparités locales sont très fortes d'une commune à l'autre. Pour autant, de vastes zones de la région présentent des durées de sortie du chômage très proches. L'objectif de la présente étude est d'expliquer ces disparités intra-communales en mobilisant les analyses théoriques issues de l'économie spatiale. 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

* Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, CEE et TEPP (FR CNRS n°3126), 4 Bd F. Mitterrand, 91 025 Evry Cedex. Emmanuel.duguet@univ-evry.fr, yannick.lhorty@univ-evry.fr

** Université Paris-Est (OEP), CEE et TEPP (FR CNRS n°3126), 29 Promenade Michel Simon, 93 166 Noisy-le-Grand Cedex. florent.sari@mail.enpc.fr

Cette étude s'inscrit dans un projet national financé par la Mission Action Régionale de la DARES, Ministère du Travail, des Relations Sociales et de la Solidarité (marché n°0600131, déclaration CNIL n°1206382). Elle a bénéficié des remarques de Marie Lebreton, Olivier Mazel (DARES), Raymond David (DRTEFP Lorraine), Didier Klein (ANPE), Elisabeth Pascaud (DGEFP), Bruno Terseur et Rémi Belle (DRTEFP PACA), et Bernard Simonin (DRTEFP Ile-de-France).

déconnexion entre lieux de résidence et lieux de travail, 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 (IHLANDFELT et SJOQUIST, 1990 ; ROGERS, 1997 ; IMMERGLUCK, 1998 ; etc.). La plupart de ces développements sont restés centrés autour des marchés locaux du travail américains, tandis que cette littérature, appliquée au cas français, n'en est encore qu'à sa phase de décollage.

La première section décrit la méthodologie qui a été retenue pour mesurer les chances de sortir du chômage. La deuxième section présente et analyse les résultats. La troisième section tente de mettre au jour les déterminants des disparités observées. Enfin, la dernière section propose des régressions pour tester l'impact de l'organisation urbaine sur les flux de sortie du chômage.

2. QUESTIONS DE MESURE

Dans cette étude, nous nous intéressons à l'ensemble des chômeurs inscrits à l'ANPE, 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. Les données que nous employons sont issues de la version exhaustive du Fichier Historique Statistique de l'ANPE. 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 1^{er} juillet 2001 et le 30 juin 2002. Le fichier que nous utilisons dans la présente étude est la version du FHS mis à jour jusqu'au 31 mars 2006.

2.1. Deux définitions des sorties du chômage

Les sorties du chômage, plus encore que les entrées, posent un problème de définition et d'observation. Si le retour à un emploi implique très généralement une sortie des fichiers de l'ANPE, toutes les sorties du fichier ne sont pas des retours à l'emploi. Le défaut d'actualisation entraîne une sortie des listes pour « absence au contrôle ». Or il est clair que l'absence à un contrôle ne correspond pas toujours à une reprise d'emploi. Selon les données des enquêtes « sortants »¹, environ la moitié des demandeurs d'emploi qui quittent l'ANPE pour « absence au contrôle » a repris un emploi.

Afin d'encadrer la réalité du retour à l'emploi, nous mobilisons deux conventions administratives. D'un côté, les *sorties des listes* qui sont extensives car elles 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. 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. Les autres motifs de sorties sont censurés sauf lorsqu'il s'agit de sorties vers l'emploi. 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 l'ANPE. En pratique, les deux définitions donnent une image très différente de la sortie du chômage.

2.2. Estimations des taux de sortie du chômage à l'aide de modèles de durée

2.2.1. Méthodologie

Dans cette étude, nous avons retenu, pour modéliser la durée du chômage, une spécification à la Weibull. 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. Pour calculer des taux de sortie et des espérances de durée au

¹ L'enquête « sortants » est un sondage par quota réalisé chaque trimestre auprès d'environ 2000 demandeurs d'emploi sortis des listes de l'ANPE, le dernier mois du trimestre précédent, afin de déterminer les motifs de sortie des listes.

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. S'il y a moins de 100 demandeurs d'emploi, 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.

L'estimation des modèles nous permet de calculer deux types d'indicateurs au niveau communal. Le premier indicateur, appelé « durée brute », 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. Elle combine deux effets : la capacité du territoire à susciter un retour à l'emploi et la capacité individuelle des demandeurs d'emploi à retrouver un travail, qui dépend de l'ensemble de leurs caractéristiques socio-économiques. Pour bien séparer les effets de territoire des effets individuels, nous calculons 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. Techniquement, elle est obtenue 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*. Cette durée nette, qui neutralise donc 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, permet de faire ressortir l'effet de territoire.

2.2.2. Les déterminants individuels de la sortie du chômage

Les variables socio-économiques qui sont utilisées dans le calcul des durées 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.

On retrouve les résultats traditionnels des études appliquées sur les déterminants individuels de la durée du chômage. La probabilité de sortir du chômage décroît fortement 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. La situation matrimoniale joue faiblement, en favorisant légèrement les personnes mariées relativement aux célibataires ou aux veufs. Les métiers qui mènent à 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 durée est la plus longue dans les métiers des arts et spectacles, de la formation et pour les cadres administratifs de la communication et de l'information. La durée de chômage est par ailleurs sensible au motif d'entrée en chômage. Les situations les plus défavorables sont les licenciements et la fin d'intérim. La qualification des travailleurs génère des écarts faibles mais néanmoins significatifs. 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 note également que le fait de retenir une définition de type « sortie des listes » réduit de manière importante l'effet des diplômes sur le retour à l'emploi. Il faut utiliser une définition basée sur les reprises d'emploi déclarées pour retrouver un effet positif et fort des diplômes sur le retour à l'emploi.

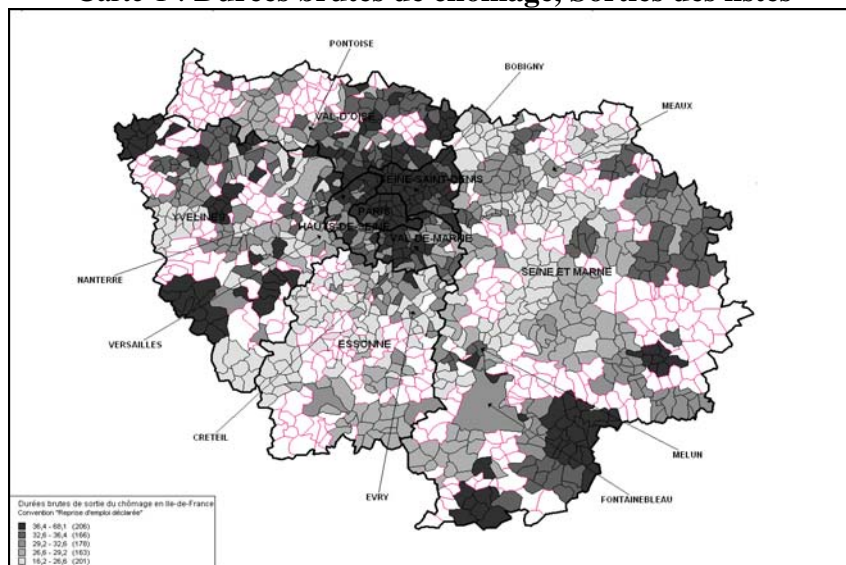
3. LES DISPARITES DE SORTIE DU CHÔMAGE EN ILE-DE-FRANCE

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. Les cartes des durées de chômage témoignent ainsi des fortes disparités de retour à l'emploi des chômeurs.

3.1. Les effets de territoire

On relève aussi des zones qui forment des territoires uniformément favorables ou uniformément défavorables au retour à l'emploi. Nous recensons plusieurs aires géographiques caractérisées par une sortie rapide du chômage. Ainsi, 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... Enfin, un dernier massif relativement favorable aux sorties du chômage se trouve au centre du Val d'Oise, autour de la commune de Cergy-Pontoise.

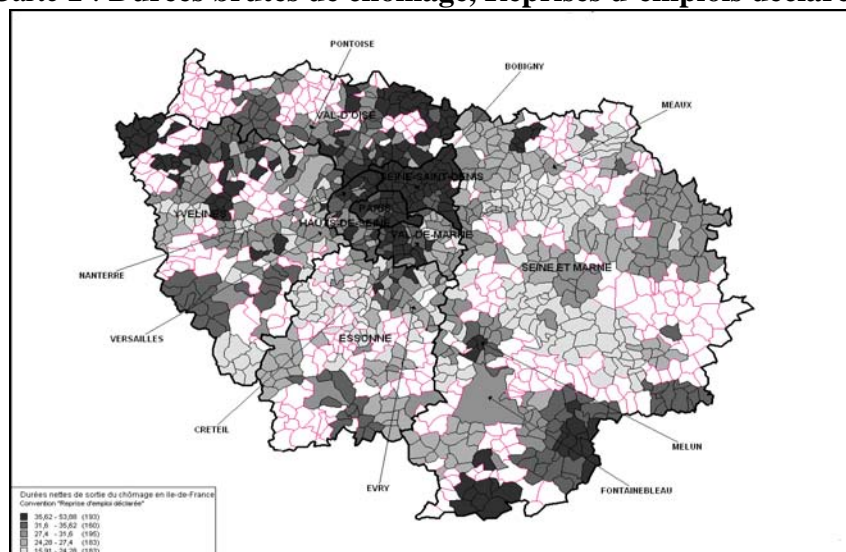
Carte 1 : Durées brutes de chômage, Sorties des listes



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

Lecture : 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. La carte correspond à la définition la plus large des sorties du chômage (« sorties des listes » de l'ANPE).

Carte 2 : Durées brutes de chômage, Reprises d'emplois déclarées



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

Lecture : La carte correspond à des sorties où un motif de retour à l'emploi a été déclaré par le demandeur.

La région Ile-de-France comporte aussi des zones caractérisées par de longues durées de chômage, qui figurent en gris foncé sur la carte des durées : Au sud-est de la Seine et Marne, un massif suit la vallée de l'Yonne autour de Montereau. 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 12 et 15 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. Enfin, les localités les plus éloignées du centre se caractérisent généralement par des durées du chômage élevées.

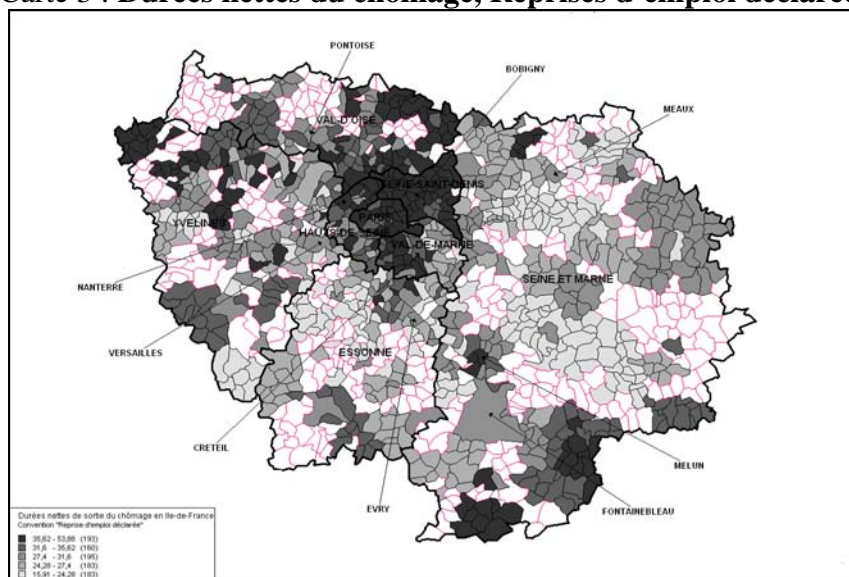
L'usage de l'une ou l'autre des deux définitions, la version extensive « *sortie des listes* » ou la version restrictive « *reprise d'emploi déclarée* » conduit à des résultats souvent équivalents, même si quelques exceptions sont notables. On peut ainsi recenser des zones défavorables aux sorties des listes du chômage qui sont pourtant favorables aux reprises d'emploi déclarées. Une interprétation est que dans ces communes les flux au sein de l'activité, entre emploi et chômage, sont relativement plus soutenus que les flux entre activité et inactivité. 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.

3.2. Les effets de la composition socio-démographique

La carte de durées nettes indique ce qu'auraient été les performances des localités si les chômeurs avaient eu les caractéristiques socio-démographiques moyennes de leur région. 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. L'écart relatif est de 37 %, ce qui reste 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 (carte 3).

L'observation de cette carte conduit à un autre constat, valable pour les deux définitions des sorties du chômage. Beaucoup de communes n'appartenant pas aux situations 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. Par ailleurs, on constate 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.

Carte 3 : Durées nettes du chômage, Reprises d'emploi déclarées



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

4. EXPLIQUER LES DISPARITES TERRITORIALES

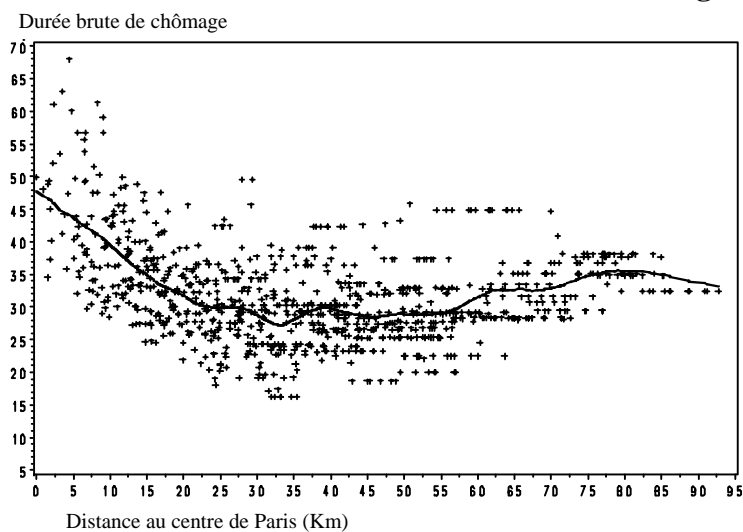
L'allure générale des disparités spatiales du retour à l'emploi en Ile-de-France expose une logique circulaire où le centre et la grande périphérie présentent des taux de retour à l'emploi plutôt faibles alors que dans la périphérie intermédiaire les taux de sortie sont élevés. La durée locale du chômage dessine ainsi une courbe en U en fonction de la distance au centre (graphique 1). Il semble pertinent de se demander, à la lecture de ce graphique, ce qui justifie cette étonnante géographie francilienne en matière de sortie 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 notamment : le rôle défavorable de la déconnexion physique entre lieu de

résidence et lieux d'emplois (l'hypothèse de *spatial mismatch*); les effets négatifs de la ségrégation résidentielle entre groupes socio-économiques.

4.1. Les problèmes de l'accessibilité aux opportunités d'emploi

Le mauvais appariement spatial entre le lieu de résidence et le lieu de travail est potentiellement une source d'entrave à la mobilité par l'augmentation des coûts de déplacements et des coûts temporels qu'il peut engendrer. Or, ces coûts de « mobilité » ne sont pas sans incidence sur le processus de recherche d'emploi. Des coûts de déplacements trop élevés pour les chômeurs les plus éloignés sont susceptibles de décourager l'acceptation d'une offre d'emploi. (COULSON et *alii*, 2001 ; BRUECKNER et ZENOU, 2003). En outre, ces coûts de déplacements élevés induisent des coûts de prospection également élevés. Dès lors, les chômeurs peuvent être découragés de chercher plus loin que leur zone de résidence et vont alors restreindre leur horizon spatial au voisinage et ce, même si la qualité des emplois proposée y est moindre (WASMER et ZENOU, 2002). La distance aux centres d'emplois est aussi susceptible de rendre la prospection d'emploi plus inefficace. A niveau de recherche donné, les chômeurs qui vivent à relative distance des opportunités d'emplois ont une probabilité de retrouver un emploi plus faible car ces derniers sont confrontés à une perte d'efficacité s'expliquant notamment par une décroissance de l'information disponible sur les emplois vacants avec la distance aux emplois (ROGERS, 1997 ; IMMERGLUCK, 1998). Dans les faits, on constate effectivement que les entreprises privilégient souvent, notamment pour les postes peu qualifiés, un mode de publication d'annonces plutôt local (affichage en vitrine, publication dans un journal...).

Graphique 1 : Distance au centre de Paris et durée du chômage.



Source : Estimations Solstice, CEE, à partir du fichier historique statistique de l'ANPE.

Lecture : chaque point représente une commune, soit 914 localités pour lesquelles les durées de chômage ont pu être estimées. Les durées de chômage sont exprimées en mois. Le centre est posé ici comme le premier arrondissement de Paris. Les distances exposées en abscisses correspondent aux distances euclidiennes par rapport au centre. 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.

4.2. Ségrégation résidentielle et « social mismatch ».

Une autre série d'arguments, liant organisation spatiale des villes et les problèmes de chômage, insiste sur les effets de la ségrégation résidentielle. Pour BENABOU (1993), les zones ségréguées qui agglomèrent des populations en difficultés freinent l'accumulation en capital humain (via des « effets de pairs ») et freinent *in fine* la mobilité sociale. Par ailleurs, en référence à la théorie « épidémique » des ghettos de CRANE (1991), il apparaît que les

problèmes sociaux détériorant l'employabilité des individus se transmettent par des interactions de voisinage. D'autres auteurs, dans la continuité des travaux de Granovetter, soulignent le fait que la ségrégation résidentielle peut détériorer la qualité des réseaux sociaux intervenant dans l'obtention d'un emploi (O'REGAN, 1993). De plus, cette ségrégation socio-spatiale peut être à l'origine d'une stigmatisation de certains quartiers. Dès lors qu'ils sont étiquetés comme « mauvais » des pratiques de discrimination peuvent survenir de la part des employeurs. BOCCARD et ZENOU (2000) utilisent la notion de *redlining* pour désigner cette pratique qui vise à discriminer sur la base d'un zonage spatial. Ce processus étant alors à l'origine d'un phénomène de discrimination territoriale. Dès lors, la concentration et l'isolation sociale des populations fragiles dans certains quartiers réduit leur capacité future à obtenir un emploi, quel que soit leur accès physique aux opportunités d'emplois.

5. TESTER LES EFFETS DE L'ORGANISATION URBAINE SUR LE RETOUR À L'EMPLOI

L'Ile-de-France se caractérise par de profondes disparités en matière de sortie du chômage. Comment expliquer de tels contrastes en matière de retour à l'emploi sur des zones plus restreintes qu'un bassin de vie ou une zone d'emploi ? Pour répondre à cette question, on s'appuie sur un modèle qui intègre des variables concernant l'accès physique aux emplois et d'autres captant les effets de ségrégation résidentielle ou de discrimination territoriale.

5.1. Les données

L'objet est d'expliquer les écarts de durées de chômage constatées au niveau des communes de la région parisienne. Les estimations, réalisées à partir du Fichier Historique Statistique de l'ANPE, permettent d'obtenir des taux de sortie du chômage à un niveau communal. On dispose de taux nets qui représentent les taux de sorties pour chaque communes, 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 datant 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 ou encore sur les mobilités domicile-travail. 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.

5.1.1. Mesure de la ségrégation

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 similaire à celle employée par Dujardin *et ali.* (2007). Nous réalisons une Analyse en Composante Principales normée (ACP) puis une classification ascendante hiérarchique (CAH). Cette méthode nous permet de regrouper 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 sont 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 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 celui qui prévaut pour l'ensemble de la région. Le noyau principal est situé en proche banlieue nord. Il occupe la majorité de la Seine-Saint-Denis, déborde au nord sur le Val-d'Oise (Garges, Sarcelles, Villiers-le-Bel) et à l'ouest, sur les Hauts-de-Seine (carte 4). Les communes moyennes-défavorisées affichent une composition proche de celle de la région moyenne. La caractéristique majeure est : une population moins diplômée, une forte présence d'actifs ouvriers, peu de cadres et une population relativement moins aisée en termes de revenus. Elles couvrent à elles seules la majeure partie de la Seine-et-Marne ainsi que des marges occidentales des Yvelines ou du Val d'Oise. Elles correspondent presque exclusivement à des espaces périurbains 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. Celles-ci 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. Ces communes sont surtout localisées dans l'Ouest parisien, dans la proche périphérie et sur une large part du département des Yvelines.

5.1.2. Mesure de l'accessibilité aux emplois

Pour décrire l'accessibilité aux emplois des diverses communes de la région, différents indicateurs ont été mobilisés. Le premier est le suivant :

$$Dens20_i = \frac{\sum_j emplois_j}{\sum_j population_active_j} \quad \text{où } j \text{ correspond à l'ensemble des communes}$$

comprises dans un rayon de 20 kilomètres pour une commune i donnée². 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 :

$$Pemp45_{im} = \frac{\sum_j emplois_j T_{ij}}{\sum emplois} \quad \text{avec } j \text{ qui représente l'ensemble des communes}$$

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 2001-2002³. Le total des emplois ainsi calculé est ensuite rapporté au total des emplois de la région. L'indicateur a été construit pour toutes les

² 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.

³ Enquête globale de transport 2001-2002 : « la mobilité des franciliens en quelques chiffres ».

communes et pour deux types de moyen de déplacement m : la voiture et les transports en commun.

5.2. Le modèle

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. Cependant, 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 étant 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. Ce phénomène est *a priori* très vraisemblable dans notre cas puisque les sections précédentes ont mis en avant des phénomènes de massifs où les localités présentaient des durées de chômage très proches les unes des autres. Un test effectué sur une première version de notre modèle tend à confirmer ce problème d'autocorrélation. Pour le corriger, nous mettons en place le modèle spatialement décalé suivant :

$$Y_i = \alpha + \rho WY_i + \beta_i Segreg + \gamma_i Accès + \varepsilon_i$$

où W est une matrice de poids spatiaux $N \times N$ dont l'élément caractéristique, ω_{ij} , résume les interactions entre les communes i et j . Cependant, la matrice des poids spatiaux diffère selon la définition de l'interaction qui est retenue. Nous posons que deux communes interagissent dès lors qu'elles se situent à une distance inférieure à 6 kilomètres. La proximité entre deux localités est définie par la distance euclidienne entre les centroïdes de celles-ci. Ainsi, $\omega_{ij} = 1$ si les communes i et j se situent à une distance inférieure ou égale à 6 kilomètres, et $\omega_{ij} = 0$ sinon. Ensuite, la variable spatialement décalée représente simplement la moyenne des taux de sorties du chômage dans les communes définies comme voisine par ce procédé. Le paramètre ρ représente le coefficient autorégressif. Un signe positif indique la présence d'effets de débordements entre communes voisines, non pris en compte par les variables utilisés dans notre modèle. Les paramètres α, ρ, β et γ sont estimés par la méthode du maximum de vraisemblance.

Y 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 telle classe, 0 sinon. On regarde ainsi l'effet différencié de vivre dans tel type de commune plutôt qu'un autre. *Accès* 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.

5.3. Les résultats

On teste successivement différents groupes de variables (modèle 1 à 3) pour expliquer les écarts de taux nets de sortie du chômage (tableau 2). Raisonner à partir des taux nets permet d'expliquer les écarts de situation en termes de sortie du chômage à composition de demandeurs d'emplois identique.

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 imposée correspond aux communes les plus

défavorisées selon la typologie que nous avons réalisée. Nous constatons sans surprises que ces communes sont les plus défavorables en termes de retour à l'emploi. En outre, 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. Cette première série d'indicateurs permet de contrôler de la structure économique et sociale des communes franciliennes. Ce faisant, il est intéressant d'introduire un indicateur renseignant sur la présence ou non de Zones Urbaines Sensibles (ZUS) dans la commune.

Tableau 1 : Taux nets de sortie du chômage / « Reprise d'emploi déclarée ».

	1	2	3
Nombre d'observations	914	914	914
Variables explicatives			
Constante	0,0653***	0,0133	0,0160
Ségrégation			
<i>Communes très défavorisées</i>	<i>Réf</i>		<i>Réf</i>
<i>Communes moyennes-défavorisées</i>	0,0210***		0,0216***
<i>Communes moyennes-favorisées</i>	0,0256***		0,0246***
<i>Communes très favorisées</i>	0,0274***		0,0220***
Accès à l'emploi			
Taux de motorisation		0,0936***	0,0495**
Densité d'emplois à 20km		-0,0099*	-0,0098*
Part des emplois accessibles à 45mn en transports		0,0245***	0,0234**
Part des emplois accessibles à 45mn en véhicule		0,0334**	0,0285**
Discrimination territoriale			
Présence d'une ZUS	-0,0161***	-0,0260***	-0,0162***
<i>Série d'indicatrices par zone d'emploi (26)</i>	Oui	Oui	Oui
(Rho) Paramètre spatial autorégressif	0,7273***	0,7330***	0,7328***
Log likelihood	1851,9	1848,6	1661,1
AIC	-3639,8	-3631,2	-3650,2

Source : estimations Solstice, recensement de la population (1999) et Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

*** significatif au seuil de 1% ; ** significatif au seuil de 5% ; * significatif au seuil de 10%.

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. Elles sont au nombre de 157 pour la région francilienne. Si notre première série d'indicateurs issue de la CAH permet donc 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. Concrètement, la présence d'une ZUS dans une commune peut avoir deux effets combinés : un effet d'agglomération, de concentration de population fragiles *et* un effet de stigmatisation source de discrimination territoriale. Nos indicateurs permettant de contrôler de l'agglomération de population en difficulté sur un territoire, il demeure alors un effet de stigmatisation que nous essayons de mesurer dans nos estimations. Le modèle 1 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. Les communes abritant une ZUS souffrent d'un phénomène de stigmatisation freinant *in fine* le retour à l'emploi.

Le modèle 2 ne considère que des variables mesurant l'accès à l'emploi. On peut constater qu'elles 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 communal. 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 qu'une forte densité d'emplois (définie par le rapport emplois sur population active) dans un rayon de 20 kilomètres tend à freiner le retour à l'emploi. Un phénomène qui s'explique vraisemblablement par les mauvaises performances de certaines agglomérations pourtant riches en emplois, notamment Paris et sa proche périphérie. Ici, l'effet de la présence d'une ZUS est surestimé puisqu'il capture à la fois l'effet de concentration de populations fragiles et l'effet de discrimination territoriale.

Le modèle suivant (modèle 3) détaille l'effet de chaque variable lorsque l'on combine les deux groupes de variables. En ce qui concerne l'effet de la ségrégation, on note que les constats évoqués restent sensiblement les mêmes, ce qui tend à renforcer 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 le retour à l'emploi. Outre cet aspect, le fait de résider dans des localités déconnectées des centres d'emplois semblent aussi agir défavorablement sur une sortie rapide du chômage. Toutefois, ce constat mérite d'être nuancé dans le sens où une proximité immédiate semble agir négativement sur le retour à l'emploi. Enfin, on constate encore l'effet négatif de discrimination territoriale propre à la présence d'une ZUS dès lors que l'on contrôle de la structure économique et sociale de la commune.

L'introduction d'indicatrices par zones d'emplois, dans l'ensemble des modèles, a permis de prendre en considération les problèmes d'hétérogénéité inobservée et de contrôler de la spécificité des marchés locaux du travail. Dans l'ensemble, il apparaît que la zone d'emploi de Paris (la référence) s'impose comme la plus défavorable en matière de retour à l'emploi. Ainsi, 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 c'est paradoxalement dans cette zone que la densité d'emplois est la plus élevée.

6. CONCLUSION

Dans la région Ile-de-France, les chances de sortir du chômage sont parmi les plus faibles de la France métropolitaine. Cette position s'accompagne de très fortes disparités entre localités. Néanmoins, 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. Même en contrôlant des caractéristiques des demandeurs d'emplois, il subsiste de profondes disparités dans la sortie du chômage. Un tel phénomène interroge sur les effets de la structure urbaine des villes sur le retour à l'emploi.

Cette logique circulaire trouve vraisemblablement son origine dans des problèmes de distance physique aux emplois et de ségrégation résidentielle. Ainsi, 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. C'est le cas pour une large part de la Seine et Marne, ainsi que pour les localités aux extrémités du Val-d'Oise et des Yvelines. En second lieu, 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. Cette distinction entre ségrégation résidentielle et accessibilité aux emplois est d'autant plus importante et nécessaire qu'elle renvoie à des recommandations de politiques différentes. Alors que dans un cas il semble opportun de favoriser la mixité sociale, dans l'autre des politiques d'aménagement du territoire semblent davantage appropriées.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANSELIN L. (2005) : « Spatial Regression Analysis in R », *Workbook*, Center for Spatially Integrated Social Science.
- ARNOTT R. (1997), « Economic theory and the Spatial Mismatch hypothesis », *Boston College Working Papers in Economics 390.*, Boston College Department of Economics.
- BENABOU R. (1993), « Working of a city : Location, education and Production », *Quarterly Journal of Economic*, vol. 108, pp. 619-652.
- BOCCARD N., ZENOU Y. (2000), « Racial discrimination and Redlining in cities », *Journal of Urban Economics*, 48, pp.260-285.
- BOUABDALLAH K., CAVACO S., LESUEUR J.-Y. (2002), « Recherche d'emploi, contraintes spatiales et durée du chômage : une analyse microéconométrique », *Revue d'Economie Politique*, n°1, pp137-157.
- BRUECKNER J K., ZENOU Y. (2003), « Space and Unemployment: The labour-Market effects of Spatial Mismatch », *Journal of Labour Economics*, vol. 21.
- CALVO-ARMENGOL A., ZENOU Y. (2001), « Job matching, social network and word-of mouth communication », *Seminar paper*, Institute for International Economic Studies, n°695.
- COULSON E., LAING D., WANG P. (2001), « Spatial mismatch in Search Equilibrium », *Journal of Labour Economics*, 19, pp. 949-972.
- CRANE J. (1991), « The epidemic theory of ghettos and neighbourhood effects on dropping out and teenage childbearing », *American Journal of Sociology*, vol. 96, pp. 1226-1259.
- DUGUET E., GOUJARD A., L'HORTY Y. (2007), « Les disparités spatiales du retour à l'emploi : une analyse cartographique à partir de sources exhaustives », *Document de travail*, n°85, CEE.
- DUJARDIN C., SELOD H., THOMAS I. (2007) : « Residential segregation and unemployment : the case of Brussels », *Document de travail*, n°0704, INRA-LEA.
- FITOUSSI J.P., LAURENT E., MAURICE J. (2004), « Ségrégation urbaine et Intégration sociale », *Rapport du Conseil d'Analyse Economique n°45*, éditions La Documentation Française, Paris.
- GOBILLON L., MAGNAC T., SELOD H. (2007), « The effect of location on finding a job in the Paris Region », *Document de travail*, n°06199, CEPR.
- GOBILLON L., SELOD H., ZENOU Y. (2003), « Spatial Mismatch : from the hypothesis to the theories », *Discussion paper*, IZA DP n°693.
- IHLANDFELT K., SJOQUIST D. (1990), « Job accessibility and racial differences in youth employment rates », *The American economic review*, pp. 267-276.
- IMMERGLUCK D. (1998), « Job proximity and the urban employment problem: do suitable nearby jobs improve neighbourhood employment rates ? », *Urban Studies*, 35, 7-23.
- JAYET H. (1993) : « Analyse spatiale quantitative. Une introduction », Paris, Economica.

- KAIN J.F. (1968), ‘‘Housing segregation, negro employment, and metropolitan decentralization’’, *Quarterly Journal of Economics*, 82, 32-59.
- L’HORTY Y., SARI F. (2008): « Les Zones Urbaines Sensibles en Ile-de-France: Typologie des tensions territoriales », Document de travail, n°99, CEE.
- O’REGAN K. (1993), ‘‘The effect of social networks and concentrated poverty on black and Hispanic youth unemployment’’, *The annals of regional Science*, vol. 27, 327-342.
- ROGERS C.L. (1997), ‘‘Job search and unemployment duration : Implications for the spatial mismatch hypothesis’’, *Journal of Urban Economics*, 42, pp.109-132.
- SELOD H., ZENOU (2001), ‘‘Social interactions, ethnic minorities and urban unemployment’’, *Annales d’Economie et de Statistique*, 63-64, 183-214.
- SMITH T., ZENOU Y. (2003), ‘‘Spatial Mismatch, search effort and urban spatial structure’’, *Journal of Urban Economics*, 54, pp. 185-214.
- THISSE J-F, WASMER E., ZENOU Y. (2003), ‘‘Ségrégation urbaine, logement et marchés du travail’’, *Revue Française d’Economie*, vol. 14, n° 4, 85-129.
- WASMER E., ZENOU Y. (2002), ‘‘Does city structure affect search and welfare ?’’, *Journal of Urban Economics*, vol. 51, pp.515-541.
- WENGLANSKI S. (2004) : « Une mesure des disparités sociales d’accessibilité au marché de l’emploi en Ile-de-France », *Revue d’économie régionale et urbaine*, n°233, pp.539-550.
- ZENOU Y. (2000), ‘‘Urban unemployment, agglomeration and transportation policies’’, *Journal of Public Economics*, n°77, p.97-133.

ANNEXE 1 : TYPOLOGIE DES COMMUNES

Tableau 2. 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	0,70
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	13,40	13,36	0,47	0,28
Part des pers. >BAC+2	0,81	0,05	19,01	0,11	0,66	0,00
Part des cadres	0,90	-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

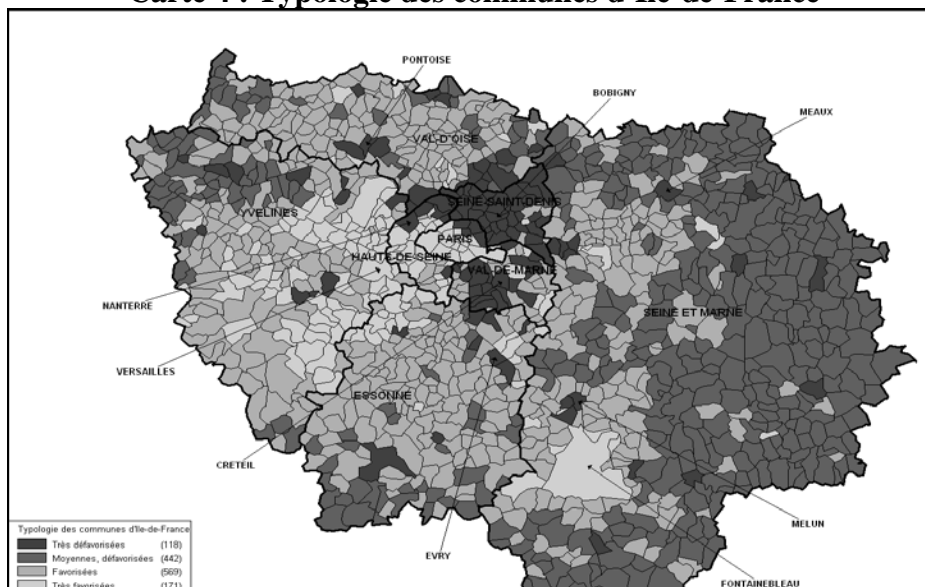
Lecture : On ne se concentre que sur les deux premiers axes factoriels car ils expliquent à eux seuls 69,4% de l'inertie totale du nuage.

Tableau 3. Statistiques descriptives des types de communes retenus par la CAH.

variables	Très défavorisées		Moyennes-Défavorisées		Moyennes-Favorisées		Très favorisées		Total	
	mean	std	mean	std	mean	std	mean	std	mean	std
Part des familles dont chef étranger	16,49	0,06	4,69	0,03	5,37	0,03	7,14	0,04	6,38	0,05
Part des familles monoparentales	16,39	0,03	7,45	0,05	8,42	0,04	9,85	0,05	9,00	0,05
Part des pers peu diplômées	21,16	0,03	26,54	0,04	23,22	0,03	14,34	0,04	22,99	0,05
Part des pers >BAC+2	7,14	0,02	6,73	0,02	10,56	0,02	12,31	0,02	9,18	0,03
Part des cadres	12,28	0,07	10,50	0,05	20,63	0,07	42,12	0,09	19,25	0,12
Part des ouvriers	27,59	0,07	32,21	0,09	18,51	0,05	9,75	0,05	22,84	0,11
Rev fisc moyen	15545	2538	19944	3275	23487	3787	37417	13778	23394	8418
Taux de chômage	15,61	0,03	9,26	0,03	7,38	0,02	7,39	0,02	8,77	0,03
Nombre de communes	118		442		569		171		1300	

Source : recensement de la population de l'INSEE (1999).

Carte 4 : 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 2 : STATISTIQUES DESCRIPTIVES DE L'ECHANTILLON

Tableau 4-A : Variables continues

Variables	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Taux de sortie du chômage / « reprises d'emplois déclarées »	914	0,400	0,055	0,268	0,572
Taux de motorisation des ménages	914	0,869	0,111	0,280	1,000
Densité d'emplois à 20 km	914	1,375	0,319	0,164	3,765
Part des emplois accessibles à 45mn en transports	914	0,177	0,241	0,001	0,870
Part des emplois accessibles à 45mn en véhicule	914	0,104	0,147	0,005	0,859

Source : estimations Solstice, recensement de la population de l'INSEE (1999) et Matrice des temps de déplacements intercommunaux en 2003 (DREIF).

Tableau 4-B : 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 dans la commune (en %)	11,49	88,51

Source : calcul des auteurs à partir du recensement de la population de l'INSEE (1999).