

Attractivité résidentielle et croissance locale de l'emploi dans les zones d'emploi métropolitaines

Emilie Arnoult *

Version préliminaire – Mars 2016

Résumé

L'attractivité résidentielle d'un territoire se définit comme sa capacité à attirer de nouveaux entrants et pérenniser la population au sein de ses frontières. L'analyse des données du Recensement de 2007 montre un accroissement de l'attrait pour les régions de l'Ouest et du Sud, au détriment du Nord-Est. Parallèlement, l'évolution de la croissance de l'emploi semble aller dans le même sens.

Le modèle développé par Carlino et Mills (1987) et ses différentes extensions interrogent la corrélation entre la croissance locale de la population et de l'emploi et s'intéresse aussi à l'interdépendance spatiale des données. L'application de ce modèle à nos données confirme l'hypothèse du "jobs follow people". La croissance locale de l'emploi est sensible à la localisation de la population migrante, et non l'inverse.

L'étude des facteurs de l'attractivité montre que les ménages mobiles se rapprochent des localités où la population résidente est relativement aisée, mais ils visent surtout à se "mettre au vert", en se localisant dans des espaces dotés en aménités naturelles (climatiques et géographiques). Les entreprises vont quant à elles chercher à se rapprocher de la population active qualifiée et des marchés de consommation locaux dynamiques.

L'impact des disparités d'attractivité résidentielle, et de facto des entreprises, peut avoir des conséquences néfastes. Les disparités dans l'accès à la mobilité peut notamment accroître la fracture sociale entre les territoires, d'où l'importance de mettre en place des politiques de maintien de la population et de l'emploi dans les zones en déclin.

Mots clés : mobilité, migration interrégionale, analyse spatiale, équations simultanées, GS3SLS. .

Codes JEL : C31, J62, R11, R23 .

*Université Paris-Est Marne-la-Vallée, Erudite, TEPP (FR CNRS n°3435), 5 boulevard Descartes - Champs sur Marne 77454 Marne-la-Vallée cedex2, Emilie. Arnoult@u-pem.fr

1 Introduction

En France, on estime que chaque année entre 9% et 12,5% des individus changent de logement (Donzeau, 2009). La mobilité résidentielle était historiquement vue comme le moyen de répartir la population à travers l'espace, et au niveau macroéconomique d'homogénéiser les taux de chômage entre les régions. Cette idée suit la logique selon laquelle les chômeurs seraient prêts à changer de région pour se rapprocher des bassins d'emplois dynamiques afin d'accélérer leur retour à l'emploi, ce qui tendrait au niveau global à équilibrer les taux de chômage. Malgré des flux de mobilité résidentielle importants, les écarts inter-régionaux sont marqués, puisque 9,1% des actifs sont au chômage en Auvergne-Rhône-Alpes, en Ile de France ou dans les Pays de la Loire contre 12,8% pour le Nord-Pas-de-Calais-Picardie¹. On l'explique en partie par le fait que, malgré des flux importants, la mobilité résidentielle entraîne une rotation importante de la population résidente. A partir des données des Recensements de 1990 et 1999, Baccaini (2001) montre que seules 15% des mobilités inter-régionales entraînent une redistribution spatiale réelle de la population. Et ce d'autant plus que différentes études empiriques ont montré que les individus mobiles ont des caractéristiques intrinsèques particulières, et que le chômage avait un impact négatif sur la mobilité résidentielle (Courgeau et Meron, 1995; Gobillon, 2001).

A une échelle plus fine, l'analyse des flux de mobilité résidentielle révèle certaines spécificités. Une partie importante de ces mobilités se réalise entre départements limitrophes (Baccaini et Levy, 2009). A partir de la comparaison des données des Recensements de la Population de 1999 et 2006, les auteurs montrent une hausse de l'attractivité des départements de l'Ouest, à caractère plus rural. L'attrait des départements du Sud reste non négligeable, malgré un léger recul, à l'inverse du bassin parisien qui est désormais déficitaire. Un rapport récent de la DATAR confirme la hausse de l'attrait pour les zones rurales, ce qui traduit un changement des préférences des ménages mobiles et révèle une nouvelle forme de concurrence entre les lieux d'habitation.

La spécificité d'un territoire repose sur la présence de biens publics locaux ou d'aménités naturelles, qui sont non ou faiblement transportables, ou bien inégalement répartis dans l'espace (Jayet, 1996). On définit les aménités comme étant l'ensemble des qualités non marchandes d'une localité qui la rendent attractive, pour y vivre ou y travailler (Power, 1988). Les aménités urbaines résultent des externalités positives générées par la concentration en un même lieu des populations et des emplois, induisant un ensemble de biens et services qu'ils soient publics ou privés, ainsi que de transports et d'infrastructures (Nilsson, 2014). L'attractivité d'un territoire va dépendre des capacités qu'il offre aux individus de réaliser certaines actions en fonction de leurs revenus. Il fournit également des ressources complémentaires sous forme d'aides, d'espaces urbains, d'activités sociales, culturelles et sportives, et leur accès conditionne le bien-être des individus (Baccaini, 2001). Ceux-ci ne sont pas répartis de façon homogènes à travers l'espace, ce qui accroît l'attrait de certains territoires au détriment d'autres.

L'analyse des variations de répartition de la population à travers l'espace ne peut se faire qu'en parallèle de l'étude de l'évolution de l'emploi. Une vaste littérature s'interroge sur le sens de la causalité entre la localisation des emplois et des résidents, *"Do jobs follow people?"* or *"Do*

1. Estimations pour le 3ème trimestre 2015, INSEE.

people follow jobs ?”. Deux hypothèses s’affrontent dans ce sens. On peut d’une part supposer que le choix de localisation des ménages se fait en fonction de la localisation des emplois. Ils cherchent la localisation qui maximise leur utilité, sous contraintes de coûts, c’est-à-dire celle qui leur permet le bien-être maximal tout en tenant compte, en fonction de leurs revenus, des coûts du logement et des coûts de transport liés à la distance qui les séparent de leur lieu de travail. D’autre part, le choix des ménages peut s’émanciper des contraintes liées à l’emploi (Aubert, 2014). Les entreprises font le choix de se relocaliser à proximité de la main d’oeuvre et des marchés locaux de consommation. Quel que soit le sens de la causalité, la croissance ou le déclin d’une région va alors dépendre de sa capacité à attirer et retenir les entreprises et la population (Angelis et Dimaki, 2011).

A partir des données du Recensement de la Population de 2007, nous nous interrogeons sur le lien qui s’établit entre la variation de la population et celle de l’emploi, et quels en sont les facteurs clés. Quelle relation s’établit entre la localisation des emplois et la localisation des ménages? Et quels sont les facteurs déterminants qui rendent un territoire attractif du point de vue des ménages et des entreprises?

Dans la section 2, l’analyse de la littérature existante nous montre comment le lien entre l’évolution de l’emploi et celle de la population peut être traité, et quels sont les facteurs déterminants de l’attractivité des territoires. A partir des données spatiales cartographiées, nous montrons le lien de corrélation entre emploi et population dans la section 3. Nous présentons ensuite le modèle économétrique et la construction des données complémentaires nécessaires à notre analyse en section 4. Dans la section 5, nous présentons les résultats, le lien de causalité entre emploi et population ainsi que les déterminants de l’attractivité des territoires. En section 6, nous concluons et présentons les perspectives de recherches futures.

2 Les apports de la littérature

L’étude de la localisation des ménages est une préoccupation traitée depuis longtemps dans la littérature. Elle représente un réel enjeu en termes de ciblage des dépenses publiques, du fait de l’inégalité de l’attrait des territoires. Comment assurer l’attractivité d’un territoire? Quelles dépenses en assurent le développement économique et social? Vaut-il mieux cibler les entreprises et stimuler la création d’emploi ou bien offrir un meilleur cadre de vie aux ménages? La réponse à ces questions repose sur le lien qui s’établit entre évolution de la population et évolution de l’emploi, et du sens de la causalité qui les relie.

Steinnes et Fisher (1974) établissent de manière empirique la forte interdépendance entre le choix de localisation résidentielle et le choix de localisation des entreprises. Afin d’en tenir compte, Carlino et Mills (1987) mettent en place un système d’équations simultanées. Leur modèle repose sur l’hypothèse que les ménages sont mobiles afin de maximiser leur utilité, qui est fonction de la consommation d’un ensemble de biens et services, marchands ou non marchands. Les entreprises cherchent la localité qui permet de réduire leurs coûts de production et de se rapprocher de marchés locaux dynamiques. Boarnet (1994) propose une extension du modèle de Carlino et Mills (1987) qui tient compte de l’interaction spatiale entre les deux équations. L’analyse de l’évolution des densités d’emploi et de population des communes du New-Jersey laisse penser que le marché du travail est plus large que la municipalité elle-même. Quel que

soit le lien de la causalité, l'évolution de l'emploi des zones voisines peut impacter la croissance de la population d'une localité, et inversement. Les résultats de l'analyse empirique valident ainsi l'interdépendance spatiale entre les deux équations. Gebremariam *et al.* (2008) trouvent des résultats similaires en analysant les données agrégées à l'échelle des comtés des Appalaches sur la période 1990-2000. Sur la même période, Krishnapillai *et al.* (2014) mesurent les effets spatiaux de la croissance de l'emploi et de la population dans les comtés de Floride. Une hausse de 1% de la population entraîne une hausse de 0,98% de l'emploi. Une hausse de l'emploi de 1% entraîne une hausse de 0,86% de la population. Ils soulignent l'importance de mener simultanément des politiques de maintien des entreprises et de la population au niveau régional, du fait de l'autocorrélation spatiale.

L'introduction des variables caractérisant le territoire dans le modèle économétrique permet d'en accroître le pouvoir explicatif (Alperovich, 1980b). Le choix de localisation des ménages entre différentes zones repose sur la diversité de l'offre territoriale. Il dépend de l'arbitrage entre des coûts de transport et de logement élevés et un meilleur accès aux aménités non marchandes (Alperovich, 1980a). Le pouvoir attractif des aménités diffère à travers l'espace. Aux Etats-Unis, Glaeser *et al.* (2001) montrent que la croissance des villes est conditionnée à leur offre d'aménités naturelles, et en particulier à la proximité au littoral et aux conditions climatiques favorables. L'étude des villes européennes montre que la consommation d'aménités y est différente, et que c'est plutôt l'attrait pour les infrastructures physiques (institutions culturelles, architecturales et historiques) qui influencent la répartition de la population (Rappaport, 2008; Albouy, 2012). Ben Said (2015) analyse l'attractivité des territoires tunisiens en mobilisant des outils légèrement différents. Il construit un indice d'attractivité des villes à partir de la technique du scan statistique développé par Kuldorff, qu'il utilise dans le système d'équations simultanées à la place de l'évolution de la densité de population. Il montre le déclin de l'attrait des centres historiques des villes, et l'accroissement démographique des délégations du Nord (proches des côtes) au détriment des délégations du Sud.

Différentes extensions des modèles de Carlino et Mills (1987) et de Boarnet (1994) ont été mises en place. Deller *et al.* (2001) cherche à capter le rôle du revenu et des disparités de richesse entre les régions. Dans la littérature traditionnelle sur les migrations, les ménages se déplacent vers les localisations qui leurs offrent des revenus plus élevés. Afin d'en tenir compte, les auteurs introduisent une équation supplémentaire dans le modèle. Au lieu d'étudier l'évolution de la population résidente, ils distinguent également les flux d'entrée des flux de sortie, afin de déterminer les caractéristiques territoriales qui exercent des effets de *push* et de *pull* sur la population. Les auteurs valident empiriquement leur modèle et les interactions entre les équations.

Henry *et al.* (1997) étendent le modèle de Boarnet (1994) à l'analyse des milieux ruraux, et plus précisément l'effet de la croissance urbaine sur les densités d'emploi et de population des zones rurales avoisinantes. Henry *et al.* (1999) appliquent le modèle sur données danoises, françaises et états-uniennes. Nous développons les résultats de ces analyses qui sont, à notre connaissance, les seuls travaux récents sur données françaises. L'estimation est réalisée sur 204 municipalités rurales danoises, 3515 communes de six régions de l'Est de la France et 268 communes rurales de Caroline du Sud. Dans les trois pays, les effets de débordement de la croissance urbaine sur les milieux ruraux dépendent de la performance du pôle urbain, c'est-à-dire de la

croissance de l'emploi et de la population de la ville-centre. Henry *et al.* (2001) comparent les résultats des modèles de Carlino et Mills (1987) et Boarnet (1994) et Henry *et al.* (1997), en se basant sur les mêmes données françaises. Les résultats des deux premiers modèles offrent de bons résultats pour l'analyse de la croissance urbaine et de l'évolution de la population, mais les résultats sur l'emploi sont moins robustes. Le modèle étendu de Henry *et al.* (1997) permet de corriger ce biais, en décomposant les effets croisés entre centres urbaines, zones périurbaines et zones rurales. Blanc et Schmitt (2007) utilisent ce modèle pour regarder l'évolution de l'emploi et de la population dans les bassins de vie ruraux français. A partir des données du Recensement de la Population de 1999, leur étude se base sur l'analyse de 1745 bassins de vie, dont le pôle urbain est composé au minimum de 30000 habitants et est situé au moins à 50 kilomètres des frontières nationales. Ils constatent une forte évolution de l'économie résidentielle, en particulier dans les bassins de vie situés à proximité de grands pôles urbains, entraînant une concentration de l'emploi rural dans ces zones. Ils montrent également que, dans les zones rurales, la croissance de l'emploi a un effet plus important sur la croissance démographique que l'inverse.

Deux volets de la littérature s'opposent sur le sens de la causalité entre l'évolution de l'emploi et l'évolution de la population. Carruthers et Mulligan (2007) pensent que la mobilité des individus est liée aux disparités de coût de la vie, de salaires et d'opportunités d'emploi. La croissance de l'emploi alimenterait l'évolution de la population, et non l'inverse. A l'inverse, Krishnapillai *et al.* (2014) montre que dans le processus de mobilité, le choix de localisation des ménages s'émancipe de la logique économique au profit d'aménités naturelles, culturelles et/ou environnementales. Ce seraient alors les entreprises qui font le choix de se localiser à proximité des résidents. Une méta-analyse réalisée par Hoogstra *et al.* (2011) s'appuie sur les résultats de 308 études appliquant le modèle (ou des extensions du modèle) de Carlino et Mills (1987). Le sens de la causalité entre évolution de l'emploi et de la population varie à travers le temps et l'espace. Les résultats varient en fonction du caractère spatialisé des données, de la construction du modèle et du choix des variables, mais principalement, les auteurs constatent que *Jobs follow people*.

Un rapport de la DATAR de 2014 explique que la structure de la consommation des ménages français a évolué. Les dépenses en biens manufacturés diminuent, au profit de biens et services de proximité. Ce phénomène entraîne une inversion du sens de la détermination entre la localisation de la population et des emplois. Le choix de localisation des ménages, plus sensible au cadre de vie, serait dominant et l'évolution de l'emploi serait déterminée par l'évolution de la population. L'étude de Blanc et Schmitt (2007) va dans ce sens, puisque l'économie résidentielle² fournirait plus de la moitié des emplois dans 51,6% des bassins de vie ruraux étudiés.

En nous appuyant sur les modèles d'analyse existants dans la littérature, nous souhaitons étudier le lien entre évolution de l'emploi et de la population en France métropolitaine. Nous nous intéressons non seulement au lien de causalité entre ces deux agrégats, mais également aux facteurs déterminants de l'attractivité résidentielle et de l'évolution de l'emploi.

2. La définition des différentes sphères de l'économie a été redéfinie en 2010 par l'INSEE. Les activités présentes sont les activités mises en œuvre localement pour la production de biens et de services visant la satisfaction des besoins de personnes présentes dans la zone, qu'elles soient résidentes ou touristes.

3 Evolution de l'emploi et de la population

Tout comme Ben Said (2015), notre analyse ne repose pas sur l'étude de l'évolution de la densité de population et d'emploi mais sur la construction d'autres indicateurs ; le taux annuel de migration net, et le taux de croissance des emplois au lieu de travail.

Pour la construction de l'indice de l'attractivité résidentielle, nous mobilisons les données de l'exploitation complémentaire du Recensement de la Population de 2007. Il s'agit des données les plus récentes détaillant les flux de mobilité résidentielle. Il décompte le nombre d'individus âgés de 5 ans ou plus ayant déménagé d'une commune A à une commune B . Nous choisissons de réaliser notre étude à l'échelle agrégée des zones d'emploi. Le choix de cette échelle repose sur la définition même de sa construction, puisqu'elles se définissent comme des zones au sein desquelles la majeure partie des actifs travaillent et résident³. A partir des données agrégées, nous distinguons pour chaque zone d'emploi le nombre de flux entrants, c'est-à-dire le nombre d'individus qui sont entrés sur le territoire entre 2002 et 2007, et les flux de sortie. Les cartes 1 et 2 montre,t la part des flux d'entrée et de sortie dans la population de chaque zone d'emploi. Elles indiquent la part de la population résidente nouvelle d'un côté, et la part de la population résidente ayant quitté le territoire d'autre part.

Les zones d'emplois ayant connue une part élevée de flux entrants semblent se répartir de façon aléatoire sur le territoire métropolitain. A l'inverse, les territoires qui connaissent une fuite importante de leur population semblent se concentrer dans le Nord-Est du pays, de la Haute-Normandie à la Franche-Comté, en passant par le Nord, la Picardie, la Champagne Ardenne, la Lorraine et l'Île-de-France.

A partir de ces deux éléments, nous construisons un indice d'attractivité résidentielle. Le solde migratoire se définit comme la différence entre le nombre d'entrants sur le territoire et le nombre de sortants. Le taux de migration net correspond au ratio entre solde migratoire et population de la zone. Ce dernier vise à mesurer la capacité des zones d'emploi à attirer la population et à la pérenniser au sein du territoire. Pour cela, il prend simultanément en compte les flux de mobilité résidentielle entrants et sortants :

$$I_{attr} = \frac{\text{entrees} - \text{sorties}}{\text{population}} \quad (1)$$

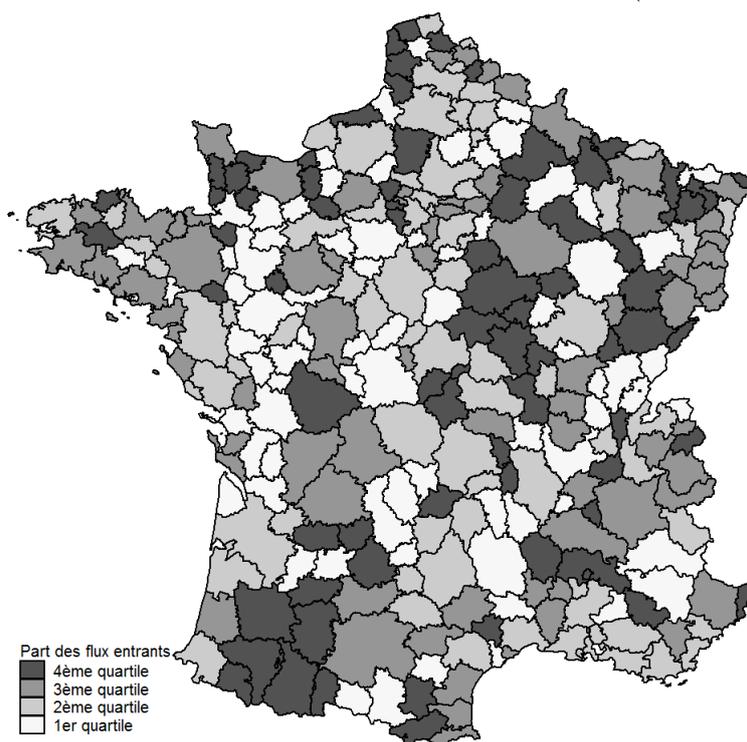
La mesure de cet indicateur est présentée dans la carte 3. La prise en compte simultanée des flux de mobilités résidentielle entrant et sortant, ainsi que la taille de la population des zones d'emploi montre une concentration des zones les plus attractives dans l'Ouest, la région Rhône-Alpes et le tiers Sud des territoires, au détriment du Nord-Est du pays. Cette analyse va dans le sens des travaux précédemment cités sur l'analyse de l'évolution démographique (Baccaïni et Levy, 2009; Aubert, 2014).

Afin de conforter nos résultats, nous réalisons un travail similaire à partir de l'analyse des flux de mobilité résidentielle entre 1990 et 1999⁴, dont les résultats sont présentés dans l'annexe A. L'attrait de la côte Ouest et du Sud de la France se confirme. Cependant, la comparaison entre 1999 et 2007 mène à observer un recul de l'attractivité du sud du bassin parisien entre les

3. Ce découpage est réalisé à partir de l'étude des flux de mobilités quotidiennes, extraits du Recensement de la Population de 2006.

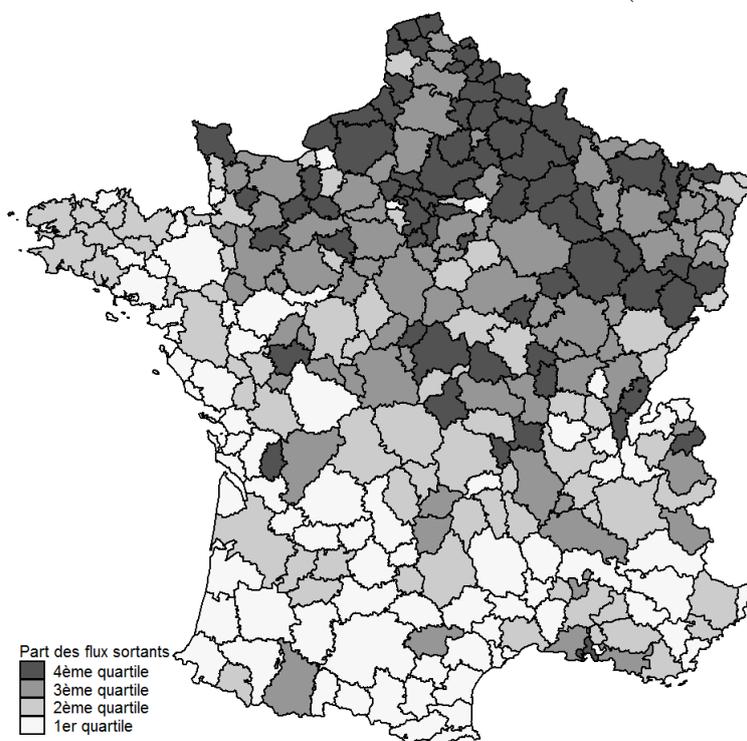
4. Ce travail est réalisé à partir de l'exploitation complémentaire du Recensement de la Population de 1999.

CARTE 1 – Flux de mobilité résidentielle entrants (2002-2007)



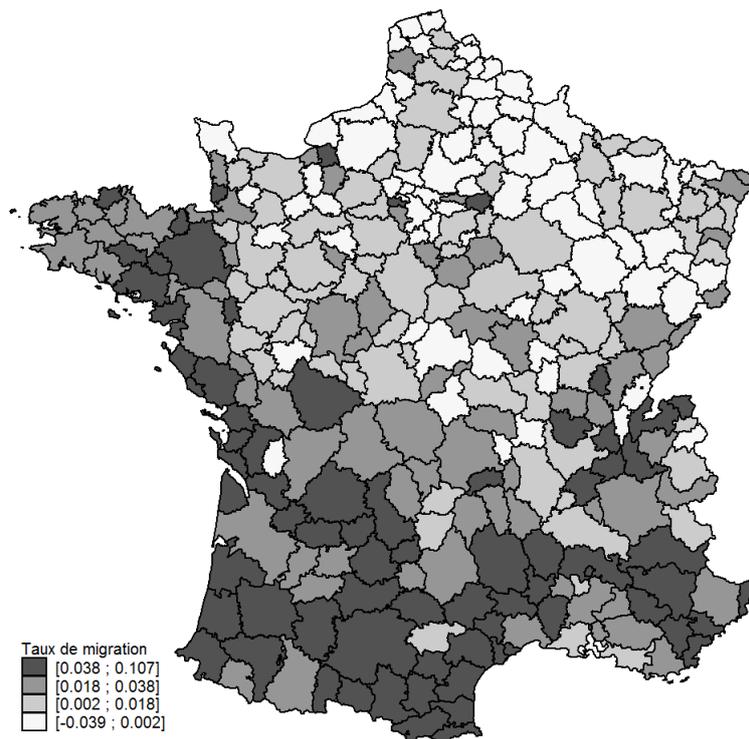
SOURCE : Recensement de la Population, 2007, INSEE. LECTURE : Part de la population ayant emménagé entre 2002 et 2007 dans la population totale des zones d'emploi métropolitaines, par quartile.

CARTE 2 – Flux de mobilité résidentielle sortants(2002-2007)



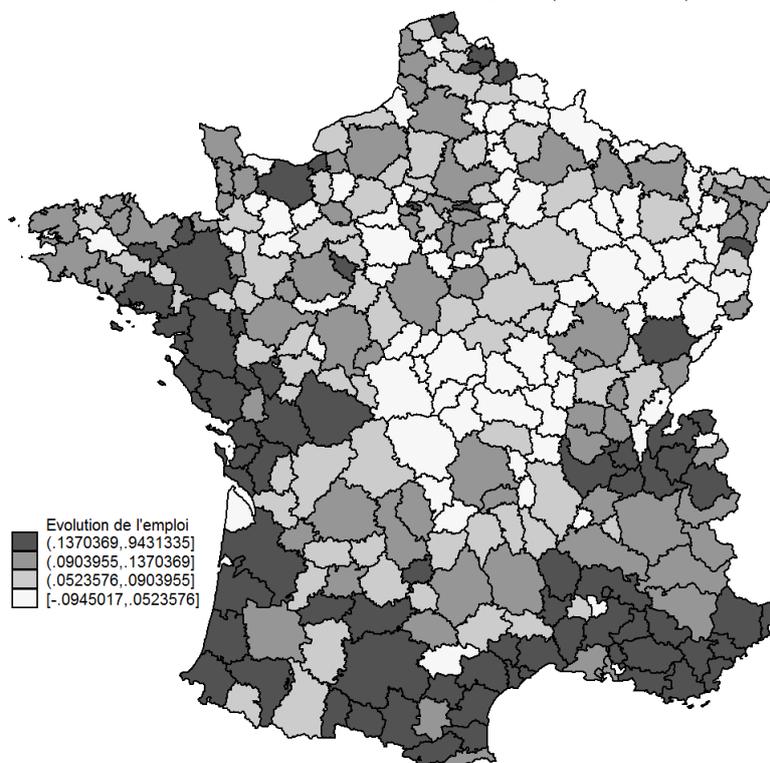
SOURCE : Recensement de la Population, 2007, INSEE. LECTURE : Part de la population ayant déménagé entre 2002 et 2007 dans la population totale des zones d'emploi métropolitaines, par quartile.

CARTE 3 – L'attractivité résidentielle des zones d'emploi (2002-2007)



SOURCE : Recensement de la Population, 2007, INSEE. LECTURE : Indicateur de l'attractivité résidentielle des zones d'emploi métropolitaines, par quartile.

CARTE 4 – L'évolution de l'emploi (1999-2007)



SOURCE : Recensement de la Population, 1999 et 2007, INSEE. LECTURE : Taux de croissance des emplois au lieu de travail des zones d'emploi métropolitaines, par quartile.

TABLEAU 1 – L'autocorrélation spatiale

Variable	I de Moran	Ecart-Type
$I_{attr,99}$	0.499***	0.037
$I_{attr,07}$	0.579***	0.037
$D_{emp,99}$	0.138***	0.036
$D_{emp,07}$	0.165***	0.035

Source : Recensements de la Population, 1990, 1999 et 2007, INSEE.

Lecture : * significatif au seuil de 10%, ** au seuil de 5%, *** au seuil de 1%.

deux périodes.

En parallèle, l'évolution des emplois semble également subir des phénomènes de concentration. Nous mobilisons les données des Recensements de la Population de 1999 et 2007 pour mesurer le taux de croissance des emplois au lieu de travail⁵. Ils correspondent au nombre d'emploi localisés à l'échelle des communes, que nous agrégeons à celle des zones d'emploi. Nous mesurons le taux de croissance des emplois au lieu de travail (D_{emp}) entre deux périodes Emp_t et Emp_{t+1} de la façon suivante :

$$D_{emp} = \frac{Emp_{t+1} - Emp_t}{Emp_t} \quad (2)$$

La représentation de l'évolution des emplois représentée par la carte 4 montre que les zones de forte croissance semblent principalement se regrouper à l'Ouest, au Sud et dans la région Rhône-Alpes. En comparant ces résultats à l'évolution de l'emploi au cours de la période précédente (voir Annexe B), on note un recul de l'attrait de la frontière Est, du bassin Parisien et des régions du Sud de la France où la croissance de l'emploi était plus élevée entre 1990-1999.

Ces évolutions semblent, à priori, aller dans le même sens que l'évolution de l'attractivité résidentielle des territoires. La mesure du coefficient de corrélation entre l'indice d'attractivité résidentielle et le taux de croissance de l'emploi montre une relation positive et significative entre les deux agrégats (0,327 en 2007 et 0,506 en 1999). Ce résultats confirme l'importance de traiter de l'évolution de l'emploi et de la population de manière simultanée.

En parallèle, l'observation des données nous laisse supposer la présence d'autocorrélation spatiale, qui se définit comme l'absence d'indépendance entre des données géographiques. En effet, on constate des zones de concentration des zones attractives et de celles en déclin. Pour tester cette hypothèse, nous construisons une matrice de voisinage selon un critère de contiguïté à l'ordre 1. Les éléments de la matrice W sont telles que $w_{ij} = 1$ si les deux zones i et j sont directement voisines, et $w_{ij} = 0$ sinon. A partir de celle-ci, nous mesurons les indice d'autocorrélation spatiale globale (ou indice de Moran) présentés dans le tableau 1. La mesure du I de Moran confirme la présence d'autocorrélation spatiale dans la distribution de nos quatre variables d'intérêt et la nécessité d'utiliser des méthodes économétriques adaptées à l'analyse de données spatiales dans la suite de ce travail.

5. Aucun recensement n'ayant été réalisé entre 1999 et 2006, nous mesurons la croissance de l'emploi entre 1999 et 2007.

L'exploration de nos variables d'intérêt nous confirme le lien de corrélation entre attractivité résidentielle et évolution de l'emploi, mais aussi entre les observations spatiales. Afin de simplifier notre travail, et du fait de la difficulté d'accès aux données pour l'année 1990, nous focalisons la suite de notre étude sur la période 2002-2007. La section suivante présente le modèle adapté à l'exploitation de nos données. Nous présentons ensuite la construction des données complémentaires, et les résultats de notre étude.

4 Méthodes et données

4.1 Modèle

L'analyse économétrique de notre travail consiste en une application à nos données du modèle de Carlino et Mills (1987). D'après les apports de la littérature présentés précédemment, ce modèle nous permet de traiter simultanément de l'évolution de l'emploi et de la population tout en tenant compte de la dimension spatialisée de nos données. Soient I_{attr} l'indice d'attractivité résidentielle des territoires et D_{emp} le taux de croissance de l'emploi de chaque zone d'emploi. W représente la matrice de contiguïté à l'ordre 1, X_{attr} le vecteur des variables explicatives de l'attractivité résidentielle et X_{emp} le vecteur des variables explicatives de l'évolution de l'emploi, β_{attr} et β_{emp} sont les paramètres qui leurs sont associés.

On estime le modèle suivant :

$$\begin{cases} I_{attr} &= \beta_0 + \beta_1(I \times W)I_{attr} + \beta_2 D_{emp} + \beta_3(I \times W)D_{emp} + \beta_k X_{attr} + \epsilon \\ D_{emp} &= \alpha_0 + \alpha_1(I \times W)D_{emp} + \alpha_2 I_{attr} + \alpha_3(I \times W)I_{attr} + \alpha_k X_{emp} + \epsilon \end{cases} \quad (3)$$

β_1 et α_1 révèlent la présence ou l'absence l'autocorrélation spatiale. Si le coefficient est significativement positif, nous sommes en présence d'autocorrélation spatiale positive ; les valeurs faibles ou élevées de la variable aléatoire ont tendance à se concentrer. Si le coefficient est significatif et négatif, l'autocorrélation spatiale négative suppose que les valeurs prises par la variable aléatoire dans les zones voisines sont très différentes. L'absence d'autocorrélation spatiale traduite par un coefficient non significatif indique une répartition aléatoire de la variable dépendante à travers l'espace(Le Gallo, 2000).

β_2 révèle l'effet de l'évolution de l'emploi sur l'attractivité résidentielle, et α_2 l'effet de l'attractivité résidentielle sur l'évolution de l'emploi. Si ces deux coefficients sont significativement positifs, on constate une interaction réciproque entre évolution de l'emploi et de la population. Si seul β_2 est positif et significatif, on dira que l'évolution de la population suit celle de l'emploi, et inversement si seul α_2 est significativement positif. L'absence de significativité de ces deux coefficients peut révéler une mauvaise spécification du modèle, notamment dans la construction et le choix des variables (Hoogstra *et al.*, 2011).

Les coefficients β_3 et α_3 analysent l'effet croisé des interactions spatiales. La significativité de β_3 suppose que les résidents peuvent travailler dans les zones d'emploi directement voisines, celle de α_3 que l'évolution de la population dans les zones voisines stimule l'emploi de la zone en question.

Finalement, β_k représente le vecteur de l'effet des caractéristiques de territoires sur l'attractivité résidentielle, et α_k l'effet sur l'évolution de l'emploi. Dans la littérature, X_{attr} et X_{emp}

sont utilisées comme variables de contrôle. Dans notre étude, l'analyse des coefficients significatifs nous permet, en contrôlant du biais d'endogénéité entre emploi et population, de définir les déterminants de l'attractivité des territoires.

Nous utilisons la méthode GS3SLS (Generalized Spatial Three Stage Least Squares), développée par Kelejian et Prucha (2004). Elle nous permet d'estimer un système d'équations spatiales simultanées qui tient compte des interactions spatiales entre les données. Nous estimons notre modèle par la méthode du maximum de vraisemblance.

4.2 Données complémentaires

Nous mobilisons différentes sources de données afin de caractériser les lieux de résidence, qu'ils concernent leur composition sociodémographique ou les aménités qu'ils offrent.

Nous caractérisons la composition sociodémographique des zones d'emploi à partir des données du Recensement de la Population de 1999. La part des diplômés du supérieur, correspond à la part des actifs dont le dernier diplôme obtenu est supérieur au bac+2. Le taux de chômage moyen correspond est le ratio entre le nombre de personnes âgées de 15 à 64 ans au chômage et le nombre d'actifs de 15 à 64 ans. Nous caractérisons le potentiel de la main d'oeuvre en mesurant la part des cadres dans la population active, et la part des ouvriers-employés. Nous mesurons aussi la part des individus de 5 ans et plus de nationalité étrangère.

Les caractéristiques des logements sont également construites à partir des données du Recensement de la Population de 1999. Elles nous renseignent sur l'offre de logement, son ancienneté et le type de logements. Nous calculons la part des propriétaires parmi les résidents permanents, la part des logements construits il y a moins de 10 ans, la part des maisons parmi les logements et la part des résidences en logements sociaux.

Nous mobilisons différentes sources de données pour caractériser les territoires. La première est la base EIDER qui nous renseigne sur l'environnement, l'énergie, le transport, le logement et la construction, à l'échelle des départements. Nous utilisons ici le volet sur le climat, et construisons 3 indicateurs : la température moyenne sur l'année, la pluviométrie⁶ et le nombre d'heures d'ensoleillement.

La base CORINE LAND COVER donne des informations sur l'occupation des sols. Nous mesurons ici le taux d'urbanisation, qui correspond à la part de surface artificialisée des zones d'emploi. On mesure aussi la surface d'espaces verts en regroupant aussi bien les espaces verts urbains, que les espaces forestiers et les autres milieux naturels à végétation arbusive et ou herbacée. Finalement, nous créons une indicatrice *littoral* indiquant si au moins une des communes qui compose la zone d'emploi se situe en bord de mer.

Nous cherchons également à caractériser l'offre locale de services. A partir des définitions établies par l'INSEE, nous regroupons les différents types d'équipements en fonction de leur caractère "de proximité", "intermédiaire" ou "supérieur". Cette source de données n'existant que depuis 2007, nous faisons appel à l'Inventaire Communal de 1998, qui comptabilisait, entre autres, les équipements des communes.

Finalement, nous supposons que le choix de localisation, qu'il s'agisse des ménages ou des

6. La pluviométrie correspond ici au nombre de millimètre de pluie moyen sur l'année.

entreprises, tient compte du niveau d'imposition des communes. A partir des données diffusées par la Direction Générale des Finances Publiques, nous calculons le taux de taxe d'habitation pour les ménages, et le taux de taxe professionnelle pour les entreprises. Nous le calculons pour l'année 2002, année la plus ancienne pour laquelle ce type de données est disponible. Nous en mesurons ensuite le niveau moyen par zone d'emploi.

A partir du Recensement de la Population de 1999, nous mesurons la taille de la ville-centre, c'est-à-dire le nombre d'habitants moyen de la plus grande ville de la zone d'emploi.

La construction de ces variables va dans un premier temps nous servir à observer les disparités territoriales. Leur introduction dans le modèle économétrique nous permettra ensuite de définir celles qui ont un impact significatif sur l'attractivité résidentielle et/ou sur l'évolution de l'emploi.

5 Résultats

5.1 Statistiques descriptives

TABLEAU 2 – Attractivité résidentielle - différences de moyennes

Variable	Q1	Q4	P-value
Indice d'attractivite	-0,103	0,057	0,000
Evolution de l'emploi	0,078	0,152	0,000
Diplômés du supérieur (%)	0,068	0,073	0,278
Chômeurs (%)	0,127	0,123	0,509
Ouvriers-employés (%)	0,579	0,541	0,000
Cadres (%)	0,096	0,093	0,715
Nationalité étrangère (%)	0,028	0,038	0,009
Propriétaires (%)	0,585	0,634	0,000
Logements récents (%)	0,583	0,090	0,000
Résidences principales (%)	0,865	0,720	0,000
Maisons (%)	0,660	0,703	0,080
Hlm (%)	0,179	0,083	0,000
Ensoleillements (heures)	1733	2109	0,000
Pluviométrie (mm)	782	809	0,265
Température moyenne (°C)	11,26	13,18	0,000
Littoral (%)	0,133	0,365	0,001
Urbanisation (%)	0,082	0,04	0,001
Espaces verts (%)	0,227	0,388	0,000
Services de proximités	10,51	11,87	0,076
Services intermédiaires	3,76	3,74	0,965
Services supérieurs	2,39	2,23	0,254
Taille de la ville-centre (habitants)	71650	37952	0,254
Taxe d'habitation (%)	20,12	18,43	0,010

Source : INSEE, DGFIP, EIDER, CLC.
Lecture : Q1= moyenne des 74 zones d'emploi les moins attractives, Q4= moyenne des 74 zones d'emploi les plus attractives.

TABLEAU 3 – Attractivité de l'emploi - différences de moyennes

Variable	Q1	Q4	P-value
Indice d'attractivite	0,003	0,044	0,000
Evolution de l'emploi	0,021	0,202	0,000
Diplômés du supérieur (%)	0,051	0,083	0,000
Chômeurs (%)	0,119	0,127	0,096
Ouvriers-employés (%)	0,599	0,539	0,000
Cadres (%)	0,074	0,105	0,000
Nationalité étrangère (%)	0,025	0,034	0,003
Ensoleillements (heures)	1796	2126	0,000
Pluviométrie (mm)	798	811	0,622
Température moyenne (°C)	11,43	13,24	0,000
Littoral (%)	0,040	0,419	0,000
Urbanisation (%)	0,038	0,062	0,003
Espaces verts (%)	0,272	0,365	0,039
Services de proximités	9,19	13,69	0,000
Services intermédiaires	2,65	4,73	0,000
Services supérieurs	1,65	2,66	0,000
Taille de la ville-centre (habitants)	22559	81168	0,000
Taxe professionnelle (%)	20,12	18,43	0,010

Source : INSEE, DGFIP, EIDER, CLC.

Lecture : Q1= moyenne des 74 zones à la plus faible croissance de l'emploi, Q4= moyenne des 74 zones à la plus forte croissance de l'emploi.

Les tableaux 2 et 3 présentent les statistiques descriptives sur les caractéristiques des territoires, en fonction du niveau d'attractivité résidentielle d'une part, et des écarts de croissance de l'emploi d'autre part. Nous comparons si, en moyenne, il existe des différences significatives entre les quartiles les moins attractifs (Q1) et les quartiles les plus attractifs (Q4). Pour cela, nous utilisons la méthode des différences de différences et calculons les T-tests associés.

5.1.1 Différenciation des territoires selon leur niveau d'attractivité résidentielle

Entre les territoires les plus attractifs et les territoires les moins attractifs pour les ménages, il existe des différences entre les caractéristiques des résidents, de leurs logements, et des territoires. Nous ne commenterons ici que celles qui sont statistiquement significatives.

Premièrement, en ce qui concerne nos deux variables d'intérêt, les quartiles les plus attractifs ont un indice moyen d'attractivité résidentielle positif alors qu'il est négatif pour le premier quartile. En moyenne, les 74 zones d'emploi les moins attractives connaissent un recul de leur seuil migratoire entre 2002 et 2007, le nombre d'entrées sur le territoire ayant été moins important que le nombre de sorties. Par ailleurs, on vérifie bien que les zones les plus attractives pour les ménages sont également celles qui sont en moyenne les plus attractives pour l'emploi. On voit ici que le taux de croissance moyen de l'emploi entre 1999 et 2007 est deux fois plus élevées pour le quartile le plus attractif (15,2% contre 7,8%).

On constate de faibles différences dans la composition sociodémographiques des zones d'em-

ploi. Il y a en moyenne 3% de moins de personnes issues des classes populaires dans les zones les plus attractives (54% d'ouvriers-employés contre 57%). La part d'individus de nationalité étrangère y est supérieure de 1 point. Les zones attractives sont composées à 63 % de propriétaires (contre 58% pour les zones les moins attractives), et 70% des logements sont des maisons (contre 66%). Les zones attractives sont également caractérisées par des logements moins récents, et une part moins élevée de logements sociaux. Il semble également que les zones de forte attractivité résidentielle sont celles qui étaient anciennement prisées par les propriétaires de résidences secondaires, les résidences principales étant significativement moins nombreuses que dans les zones moins attractives.

Les territoires attractifs sont situés dans des zones plus ensoleillées et où la température moyenne annuelle est plus élevée. 36% des zones d'emploi attractives se situent sur le littoral (contre 11% pour les moins attractives), dans des zones moins urbanisées et dont la surface composée d'espaces verts est plus importante. Ces zones sont également moins peuplées, la taille moyenne de la ville centre étant quasiment deux fois moins importante. Ceci peut expliquer que le taux de taxe d'habitation y est en moyenne moins élevé de deux points. Finalement, il n'existe que peu de différence entre l'accès aux services, exceptés les services de proximité.

5.1.2 Différenciation des territoires selon le niveau d'attractivité des emplois

Nous supposons que seule la composition sociodémographique et les caractéristiques intrinsèques des territoires ont un effet sur l'évolution de l'emploi. On constate une grande hétérogénéité de l'évolution de l'emploi entre 1999 et 2007. Parmi les 74 zones d'emploi les moins attractives pour les entreprises, seulement 2,1% d'emploi ont été créés en moyenne contre 20,2% pour le quartile le plus attractif. L'indice d'attractivité résidentielle va dans le même sens ; les territoires les plus créateurs d'emploi ont un indice d'attractivité résidentielle significativement plus élevé que les zones d'emploi les moins créatrices.

En comparant la composition sociodémographique des zones d'emploi, on constate que les emplois sont plus souvent créés sur des territoires où la main d'oeuvre est plus qualifiée : la part des diplômés du supérieur est plus élevée (8,3% contre 5,1%), les ouvriers-employés sont moins représentés et les cadres sont en moyenne plus nombreux (10,5% contre 7,4%). Le taux de chômage y est légèrement supérieur d'un point de pourcentage, ainsi que le nombre d'individus de nationalité étrangère.

Les zones dont le taux de croissance de l'emploi est le plus élevé connaissent les mêmes conditions climatologiques que les zones d'attractivité résidentielle, avec un ensoleillement plus important et des températures plus élevées. Cependant, le paysage urbain y est complètement inverse, les zones de création de l'emploi se situant dans des zones en moyenne plus urbanisées et où la ville-centre est plus de trois fois plus peuplée. Ces zones se caractérisent également par un niveau d'impôts locaux moins élevés de deux points de pourcentage. La localisation des entreprises semble également plus sensible à la proximité des services.

Les critères rendant un territoire attractif diffèrent entre les ménages et les entreprises. Les entreprises semblent plus sensibles à la composition sociodémographiques des ménages, préférant avoir accès à une main d'oeuvre qualifiée. Elles préfèrent également se localiser dans des zones urbaines où elles ont accès à une large gamme de services, alors que les ménages cherchent à

se "mettre au vert" en s'éloignant des grands centres urbains, préférant profiter des aménités naturelles.

5.2 Résultats de l'estimation

TABLEAU 4 – Résultats de l'estimation par la méthode GS3SLS

Variable	Equation 1 - I_{attr}			Equation 2 - D_{emp}		
	Coeff.	t-stat	p-value	Coeff.	t-stat	p-value
I_{attr}	-	-	-	0.651	2.16	0.031
D_{emp}	-0.038	-1.12	0.265	-	-	-
$(I \times W)I_{attr}$	0.785	3.89	0.000	-0.232	-0.19	0.849
$(I \times W)D_{emp}$	-0.070	-1.00	0.320	0.451	1.33	0.185
Ouvriers-employés	-0.071	-2.39	0.017	-	-	-
Diplômés du supérieur	-	-	-	1.135	5.38	0.000
Taux de chômage	-	-	-	0.277	1.55	0.122
Propriétaires	-0.019	-0.54	0.589	-	-	-
Maisons	.0308	2.73	0.007	-	-	-
Logements récents	0.369	6.56	0.000	-	-	-
HLM	-0.166	-5.40	0.000	-	-	-
Services de proximité	-0.000	-0.25	0.801	-	-	-
Ensoleillement	0.000	2.77	0.006	-	-	-
Littoral	0.010	3.72	0.000	-	-	-
Espaces verts	0.009	2.30	0.022	-	-	-
Taux d'urbanisation	-	-	-	0.108	0.93	0.355
Taille de la ville-centre	-0.000	-0.21	0.833	0.000	-2.05	0.041
Taxe d'habitation	0.000	0.00	1.000	-	-	-
Taxe professionnelle	-	-	-	0.003	2.36	0.019
Constante	0.026	0.85	0.397	-0.111	-3.84	0.000
R^2 ajusté	0.648	39.77 ^b	-	0.268	14.47 ^b	-
Observations		297			297	

Note : ^b statistique de Fisher.

Les résultats de l'estimation sont présentés dans le Tableau 4. La première équation présente les résultats de la mesure de l'attractivité résidentielle des territoires. La composition sociodémographique des résidents a un impact significatif; la part des ouvriers-employés réduit l'attractivité résidentielle d'une zone. On peut l'expliquer par la typologie des ménages mobiles, qui tendent à se rapprocher d'individus qui leur sont similaires. L'hypothèse de la mobilité résidentielle comme changement de cadre de vie semble se confirmer à travers les résultats. Les territoires les plus attractifs sont ceux qui se caractérisent par un bâti plutôt résidentiel, avec une part élevée de maisons et peu de logements sociaux, ainsi qu'un ratio important de logements récents. Les caractéristiques géographiques des territoires jouent également un rôle significatif. Un climat plus favorable, avec un meilleur ensoleillement, ainsi que la proximité au littoral accroissent l'attractivité résidentielle. Il en va de même de la surface des espaces verts accessibles, qui traduisent la volonté des ménages mobiles de se "mettre au vert".

L'équation 2 révèle les déterminants de la croissance de l'emploi local. La composition sociodémographique des résidents impacte la création des emplois ; la part des individus âgés de 15 ans et plus étant diplômés du supérieur a un effet positif sur la croissance de l'emploi. On peut supposer que les entreprises se localisent là où la main d'oeuvre est qualifiée et créatrice de valeur ajoutée. La taille de la ville centre, a un effet significatif et positif sur la création d'emploi. Effectivement, si la zone d'emploi possède une ville-centre dynamique, les débouchés potentiels pour les entreprises sont plus importants. Finalement, le taux de taxe professionnelle a un effet positif sur la croissance de l'emploi. Celui-ci peut être révélateur de l'assiette fiscale de la zone, et du potentiel des dépenses qui peuvent être réalisées en termes d'infrastructures.

L'introduction de la variable spatialement décalée dans la régression nous montre la présence d'autocorrélation spatiale de la variable dépendante uniquement dans la première équation. L'attractivité résidentielle d'une zone d'emploi donnée ne dépend pas uniquement de ses caractéristiques intrinsèques, mais également des celles des zones voisines. En d'autres termes, les zones attractives ont statistiquement tendance à se concentrer, confirmant les constats réalisés dans la section 3. L'analyse de la croissance de l'emploi ne révèle pas les mêmes résultats, le paramètre associé à la variable spatialement décalée n'étant pas significatif. D'autre part, nous rejetons l'idée d'interaction spatiale entre les équations, les coefficients croisés des variables spatialement décalées a un effet non significatif dans les deux équations. Finalement, on constate que l'attractivité résidentielle des territoires a un effet significatif et positif sur la croissance de l'emploi, alors que la relation inverse n'est pas vérifiée. Cela signifie que le taux de migration net a un effet positif sur l'emploi, alors que l'attrait d'une zone pour les ménages ne dépend pas de la hausse des emplois. Le sens de la causalité entre variation de l'emploi et de la population semble aller dans le même sens que la majorité des études empiriques montrant que l'emploi suit la population (*jobs follow people*).

Conclusion

Au cours de la période 2002-2007, les évolutions de la répartition de l'emploi et de la population ne se sont pas produites de façon homogène à travers l'espace. Les zones ayant été les plus attractives pour les populations migrantes, c'est-à-dire en prenant en compte le solde migratoire des zones d'emploi, sont situées dans les régions de l'Ouest, du Sud et de la région Rhône-Alpes, au détriment des régions du Nord-Est et du bassin parisien. La spécificité de la région parisienne s'explique par le fait que malgré de nombreux arrivants, une part encore plus importante de la population quitte la région chaque année. Parallèlement, l'évolution de l'emploi semble suivre les mêmes tendances, puisque les zones aux taux de croissance de l'emploi les plus élevés se concentrent sur les côtes de l'Ouest et du Sud, et dans la région Rhône-Alpes.

La forte corrélation entre croissance de l'emploi et attractivité résidentielle, ainsi que la dépendance spatiale dans la distribution de nos variables d'intérêt nous ont mené à mettre un place un modèle inspiré de celui de Carlino et Mills (1987), qui établit un système d'équations simultanées entre croissance de l'emploi et de la population migrante, tout en tenant compte de l'autocorrélation spatiale entre les observations. Les résultats de l'analyse économétriques nous

confirment la présence d'autocorrélation dans la répartition spatiale des populations migrantes. L'introduction des variables de contrôle dans notre modèle permet de corriger ce biais en ce qui concerne la croissance de l'emploi, ainsi que des interactions spatiales entre les équations. Finalement, nous concluons qu'il semble que dans le cadre de notre modèle sur données françaises à l'échelle des zones d'emploi, la croissance locale de l'emploi est conditionnée par l'évolution de la population migrante, et non l'inverse.

L'observation de nos variables de contrôle montre que la composition sociodémographique des zones d'emploi ainsi que leurs caractéristiques géographiques influencent aussi bien la croissance de l'emploi que l'attrait pour la population migrante. Les ménages mobiles sont plus souvent attirés par des zones où la population résidente est plus aisée. L'analyse économétrique confirme également leur volonté de se "mettre au vert" et de profiter d'aménités naturelles plus favorables, de type ensoleillement ou proximité au littoral. Quand aux entreprises, elles créent des emplois dans les zones où la main d'oeuvre est plus qualifiée, et où le marché local est développé. Elles sont également sensibles au potentiel fiscal des localités qui traduit l'investissement qui peut être réalisé dans les infrastructures publiques.

L'ensemble de ces résultats sont cohérents avec un large pan de la littérature. La stratégie de localisation des ménages s'émancipe des contraintes liées à l'emploi (Aubert, 2014), et sont beaucoup plus sensibles à l'accès aux aménités naturelles qu'à la proximité aux emplois.

La littérature a montré que dans le cas où "jobs follow people", les dépenses publiques doivent viser à l'attraction et le maintien de la population ; les emplois suivront. Nos résultats montrent dans un premier temps l'importance d'une stratégie nationale d'aménagement des territoires. Les caractéristiques naturelles semblent prédominantes, il faut mettre en place des stratégies pour lutter contre la fuite de la population des régions aux conditions climatiques et géographiques moins favorables. A une échelle plus locale, les collectivités doivent dans un second temps définir des stratégies en fonction de leurs objectifs. Ont-elles intérêt à un accroissement de leur attractivité résidentielle ou bien le contrôle de la population ? Une trop forte croissance de la population pourrait générer des externalités négatives si elle n'est pas contrôlée, en particulier sur les aménités naturelles qui font pourtant la force de ces territoires. Pour les zones en déclin, il faudrait mettre en place des stratégies en faveur du maintien de la population et de l'emploi. Une fuite trop importante de la population et des entreprises pourrait avoir des conséquences sociales et économiques. Les ménages n'étant pas tous égaux face à la mobilité, notamment à cause des freins économiques et financiers qui la limitent, la fracture spatiale entre les territoires pourrait s'accroître.

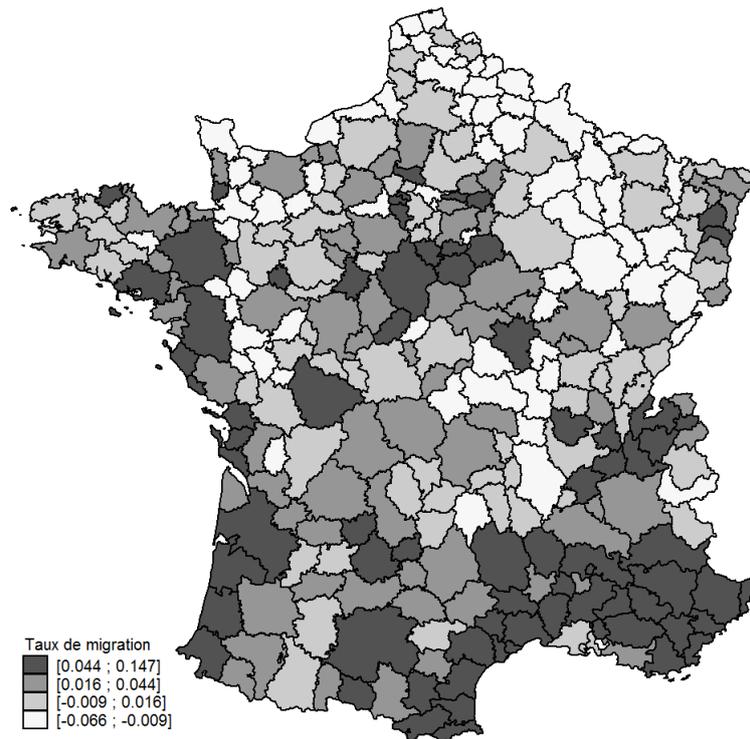
A partir de ces résultats, et dans le prolongement de ce travail, il pourrait être intéressant de distinguer les facteurs d'attractivité des facteurs de répulsion de la population. L'estimation par la méthode GS3SLS permet la mise en place d'un système à plusieurs équations spatiales simultanées. L'analyse des effets de "push" et "pull" pourrait se faire en analysant séparément les flux de mobilités résidentielle entrants et les flux sortants, en parallèle de la croissance de l'emploi (Gebremariam *et al.*, 2008).

Références

- D. ALBOUY : Are big cities bad places to live? estimating quality-of-life across metropolitan areas. 2012.
- G. ALPEROVICH : Determinants of population density gradient in tel-aviv metropolitan area. *Urban Studies*, 17:185–192, 1980a.
- G. ALPEROVICH : Neighborhood amenities and their impact on density gradients. *The Annals of Regional Science*, 14(2):51–64, 1980b.
- V. ANGELIS et K. DIMAKI : A region’s basic image as a measure of its attractiveness. *International Journal of Economic Sciences and Applied Research*, 4(2):7–33, 2011.
- F. AUBERT : Et si les choix résidentiels des ménages s’émancipaient des contraintes de localisation liées à l’emploi... ? *Territoires 2040*, 2014.
- B. BACCAINI : Les migrations internes en france de 1990 à 1999 : l’appel de l’ouest. *Economie et Statistique*, 344(1):39–79, 2001.
- B. BACCAÏNI : Les migrations internes en france de 1990 à 1999 : l’appel de l’ouest. *Économie et Statistique*, 344(1):39–79, 2001.
- B. BACCAÏNI et D. LEVY : Recensement de la population de 2006. les migrations entre départements : le sud et l’ouest toujours très attractifs. *INSEE Première*, 1248, 2009.
- F. BEN SAID : Tunisian coastal cities attractiveness and amenities. *Theoretical and Empirical Researches in Urban Management*, 10(3):49–70, 2015.
- M. BLANC et B. SCHMITT : Orientation économique et croissance locale de l’emploi dans les bassins de vie des bourgs et petites villes. *Economie et Statistique*, 402, 2007.
- M. BOARNET : An empirical model of intra-metropolitan population and employment growth. *Papers in Regional Science*, 73(2):135–153, 1994.
- O. CARLINO et E. MILLS : The determinants of county growth. *Journal of Regional Science*, 27(1):39–54, 1987.
- J. I. CARRUTHERS et G. F. MULLIGAN : Land absorption in us metropolitan areas : Estimates and projections from regional adjustment models. *Geographical Analysis*, 39(1):78–104, 2007.
- D. COURGEAU et M. MERON : Mobilité résidentielle, activité et vie familiale des couples. *Economie et statistique*, 290(1):17–31, 1995.
- S. C. DELLER, T.-H. TSAI, D. W. MARCOUILLER et D. B. K. ENGLISH : The role of amenities and quality of life in rural economic growth. *American Journal of Agricultural Economics*, 83(2):352–365, 2001.
- J.-L. DONZEAU, Nathalie ; Pan Ké Shon : L’évolution de la mobilité résidentielle en france entre 1973 et 2006 : nouvelles estimations. *Population*, 64(4):779–795, 2009.

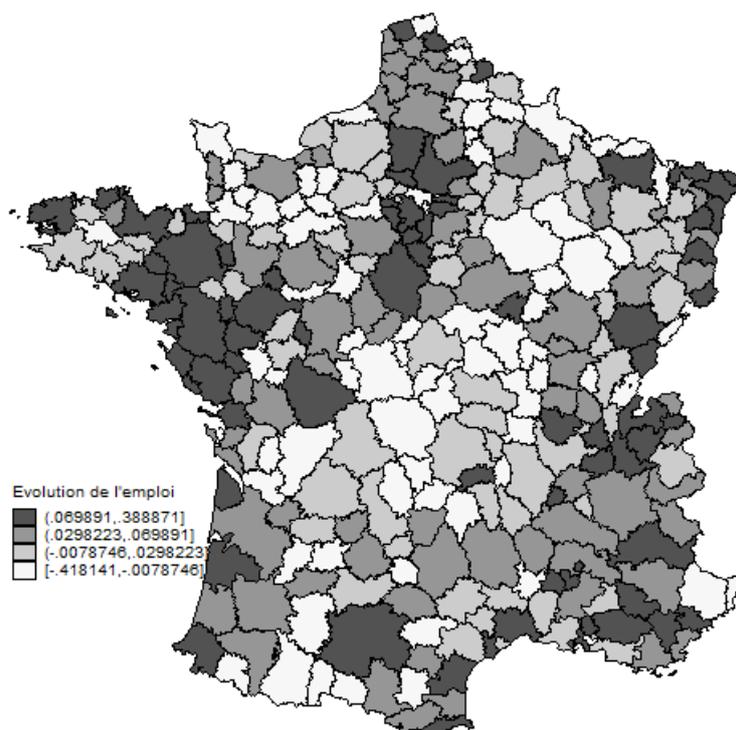
- G. H. GEBREMARIAM, T. G. GEBREMEDHIN, P. SCHAEFFER et R. JACKSON : Modeling regional growth spillovers : An analysis of employment growth, migration behavior, local public services and household income in appalachia. Working papers, Virginia Polytechnic Institute and State University, Department of Economics, 2008.
- E. L. GLAESER, J. KOLK et A. SAIZ : Consumer city. *Oxford University Press*, 1(1):27–50, 2001.
- L. GOBILLON : Emploi, logement et mobilité résidentielle. *Économie et Statistique*, 349(1):77–98, 2001.
- B. HENRY, B. SCHMITT et V. PIGUET : Spatial econometric models for simultaneous systems : Application to rural community growth in france. *International Regional Science Review*, 24(2):171–193, 2001.
- B. HENRY, K. SCHMITT, D. KRISTENSEN, BARKLEY et S. BAO : Extending carlino-mills models to examine urban size and growth impacts on proximate rural areas. *Growth and Change*, 30(4):526–548, 1999.
- M. S. HENRY, D. L. BARKLEY et S. BAO : The hinterland’s stake in metropolitan growth : Evidence from selected southern regions. *Journal of Regional Science*, 37(3):479–501, 1997.
- G. J. HOOGSTRA, J. VAN DIJK et R. J. G. M. FLORAX : Determinants of variation in population-employment interaction findings : A quasi-experimental meta-analysis. *Geographical Analysis*, 43(1):14–37, 2011.
- H. JAYET : L’analyse économique des migrations : une synthèse critique. *Revue Economique*, p. 193–226, 1996.
- H. H. KELEJIAN et I. R. PRUCHA : Estimation of simultaneous systems of spatially interrelated cross sectional equations. *Journal of Econometrics*, 118(1):27–50, 2004.
- S. KRISHNAPILLAI, H. KINNUCAN et J. LEONARD : Employment and population growth in florida’s counties. *The IUP Journal of Applied Economics*, 8(1):7–19, 2014.
- J. LE GALLO : Économétrie spatiale 1 -Autocorrélation spatiale. LATEC - Document de travail - Economie (1991-2003) 2000-05, LATEC, Laboratoire d’Analyse et des Techniques Économiques, CNRS UMR 5118, Université de Bourgogne, 2000.
- P. NILSSON : Natural amenities in urban space – a geographically weighted regression approach. *Landscape and Urban Planning*, 121:45–54, 2014.
- T. M. POWER : *Environmental Protection and Economic Well-being : The Economic Pursuit of Quality*. Armonk, NY : M.E. Sharpe, 1988.
- J. RAPPAPORT : Consumption amenities and city population density. *Sciences and Urban Economics*, 38:127–138, 2008.
- D. N. STEINNES et W. D. FISHER : An econometric model of intraurban location. *Journal of Regional Science*, 14(1):65–80, 1974.

Annexe A : Indice d'attractivité résidentielle de l'emploi – 1990-1999



SOURCE : Recensement de la Population, 1999, INSEE. LECTURE : Indicateur de l'attractivité résidentielle des zones d'emploi métropolitaines, par quartile.

Annexe B : Croissance de l'emploi – 1990-1999



SOURCE : Recensement de la Population, 1990 et 1999, INSEE. LECTURE : Taux de croissance des emplois au lieu de travail des zones d'emploi métropolitaines, par quartile.