



# ***RAPPORT DE RECHERCHE***

*N° 2016- 10*

## **ATTRACTIVITE RESIDENTIELLE ET CROISSANCE LOCALE DE L'EMPLOI DANS LES ZONES D'EMPLOI METROPOLITAINES**

---

EMILIE ARNOULT

[www.tepp.eu](http://www.tepp.eu)

TEPP - Travail, Emploi et Politiques Publiques - FR CNRS 3435

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

Emilie Arnoult \*

*Novembre 2016*

## Résumé

Les migrations résidentielles récentes entraînent une redistribution spatiale de la population et une opposition entre les zones qui attirent la population mobile à l'ouest et au sud de la France, et les zones en déclin dans le nord-est du pays. L'objectif de ce travail est d'étudier les déterminants de ces dynamiques territoriales. Les interactions entre emploi et population sont fortes. Les évolutions de l'emploi peuvent influencer la migration résidentielle lorsque les ménages changent de région pour se rapprocher des marchés d'emploi locaux. En parallèle, l'emploi dépend de la répartition de la population, et les emplois sont créés à proximité de la main d'oeuvre et des marchés locaux de consommation.

Nous mobilisons un modèle classique de l'économie urbaine (Carlino et Mills, 1987 ; Boarnet, 1994) que nous adaptons afin d'étudier les dynamiques jointes des mobilités résidentielles et de l'emploi. Nous montrons que le taux de migration net et le taux de croissance de l'emploi des zones d'emploi s'influencent mutuellement. La population mobile suit l'emploi, et l'emploi suit aussi la population mobile. Cependant, la population a tendance à se disperser à travers le territoire et à s'éloigner des agglomérations, où les dynamiques de l'emploi restent pourtant croissantes, traduisant ainsi la dissociation entre les lieux de travail et les lieux de résidence.

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

**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 cedex 2, Emilie. Arnoult@u-pem.fr

# 1 Introduction

Les migrations résidentielles ont beaucoup évolué au cours des dernières décennies. Après avoir fortement diminué pendant les années 1970-1980, leur relance s'est d'abord traduite par des mobilités intracommunales, et se caractérise depuis le début des années 2000 par une hausse des mobilités de plus longue distance. Celles-ci ont entraîné une redistribution de la population à travers le territoire, et les évolutions de la population sont aujourd'hui spatialement marquées. Baccaïni et Levy (2009) étudient les données des Recensements de la Population de 1999 et 2006 et montrent que les départements les plus dynamiques se concentrent à l'ouest et au sud de la France, en opposition avec les zones plus en déclin dans le quart nord-est du pays. Ces tendances sont assez récentes. Jusque dans les années 1950, l'Ile-de-France était la région la plus attractive du point de vue de la population. Même si les arrivées sur le territoire sont encore importantes, les départs de ménages ont progressivement augmenté et, en 2006, elle enregistre un solde migratoire déficitaire. Ces évolutions se sont faites au profit du sud de la France dans un premier temps, puis de l'ouest du pays qui est aujourd'hui le plus attractif.

L'objectif de ce travail est d'expliquer les dynamiques migratoires récentes, en nous basant sur l'étude des flux de mobilités résidentielles ayant eu lieu entre 2002 et 2007. Les travaux de la littérature nous enseignent que les évolutions de la population et de l'emploi sont interconnectées. En effet, les stratégies résidentielles des ménages sont influencées par l'emploi, et le choix de localisation des ménages dépend de la présence d'un marché de l'emploi local dynamique. En parallèle, les évolutions de l'emploi sont influencées par la population, qui constitue aussi bien un facteur de production que des débouchés en termes de consommation. Ceci est d'autant plus vrai pour les activités liées à l'économie présentielle, qui regroupe les métiers liés aux commerces et aux services à la personne.

Dans ce travail, nous étudions conjointement les évolutions de la population imputables aux mobilités résidentielles et les évolutions de l'emploi, afin de déterminer quels sont les facteurs explicatifs des dynamiques des territoires. Est-ce que les dynamiques migratoires déterminent les dynamiques de l'emploi, ou bien est-ce la croissance de l'emploi qui influence la localisation résidentielle des ménages mobiles? En dehors des relations entre croissance de l'emploi et migration résidentielle, existe-t-il des caractéristiques des territoires qui peuvent expliquer l'attrait pour certaines zones et le déclin d'autres zones?

Ce travail s'appuie sur le modèle de Carlino et Mills (1987) qui est à la base des études sur les interactions entre population et emploi dans le champ de l'économie urbaine. De nombreuses applications ont été faites de ce modèle, mais elles s'intéressent aux évolutions de la population dans son ensemble. A notre connaissance, seuls deux études ont été menées sur données françaises, et elles portent sur l'analyse des effets de la croissance urbaine sur les communes rurales avoisinantes. Dans cet article, nous nous intéressons aux flux de mobilité résidentielle ayant eu lieu à travers l'ensemble de la France métropolitaine et leur lien avec la croissance locale de l'emploi et un ensemble de variables caractérisant les territoires.

La section 2 est consacrée à une revue de la littérature sur la localisation des ménages et des entreprises, et sur l'étude jointe des évolutions de la population et de l'emploi. Nous présentons dans la section 3 la spécification du modèle de Carlino et Mills (1987). Les données et statistiques descriptives sont détaillées dans la section 4. La section 5 est ensuite consacrée aux résultats de

l'analyse économétrique et leur interprétation, puis nous concluons dans la section 6.

## **2 L'étude des dynamiques de la population et de l'emploi dans la littérature**

Les dynamiques de la population et de l'emploi, ainsi que le choix de localisation des ménages et des entreprises sont des sujets qui sont depuis longtemps traités dans la littérature économique. Notamment, Marshall (1920) explique que la concentration des activités économiques permet, par la baisse des coûts de transport, d'accroître l'accès aux biens, aux individus et aux idées. Initialement, les individus étaient considérés uniquement en tant que travailleurs, et c'est la distance qui déterminait la répartition spatiale de la main d'oeuvre par rapport à celle de l'emploi.

Cette section fait un état des lieux sur la compréhension des dynamiques de la population et de l'emploi dans la littérature économique. Nous distinguons dans un premier temps les trajectoires résidentielles des ménages d'un part, et les stratégies d'implantation des entreprises d'autre part. Nous montrons ensuite en quoi celles-ci sont liées et comment elles sont étudiées de manière jointe.

### **2.1 La mobilité résidentielle et le choix de localisation des ménages**

Les premiers travaux qui étudient les dynamiques de la population expliquent que la mobilité résidentielle est induite par des différences de salaires entre les régions. Todaro (1968) montre que l'exode rurale est due au fait que les salaires sont plus élevés dans les zones urbaines, et que la probabilité d'y trouver un emploi  $y$  est supérieure. La mobilité résidentielle est un processus de choix, qui relève d'un arbitrage entre les coûts induits par la mobilité et les gains que les individus espèrent en tirer. Les ménages mobiles tendraient à se localiser là où les conditions d'emploi sont plus favorables, offrant un salaire en moyenne plus élevé et un taux de chômage plus faible (Borjas, 2001). Cette relation a été montrée aux Etats-Unis (Jaeger, 2000 ; Bauer *et al.*, 2005) et en France (Desplanques et Tabard, 1991 ; Jayet et Ukrayinchuk, 2007).

Les travaux de la microéconomie s'accordent pour détailler ce processus en deux étapes. La mobilité est induite par un changement au sein du ménage, qu'il soit familial ou professionnel. Le choix de localisation s'effectue ensuite entre les différentes alternatives qui s'offrent au ménage (Brown et Moore, 1970).

Les facteurs liés au cycle de vie ont un impact significatif sur la décision de mobilité. Ils sont généralement induits par des événements tels que les mariages ou les naissances (Courgeau, 1984), ou bien un changement de la situation face à l'emploi (chômage, départ à la retraite, ...). Si dans un premier temps le ménage était vu comme une unité de choix, où seule la situation de la personne de référence était étudiée, de nombreux travaux ont par la suite montré que la décision de mobilité résultait d'un arbitrage et d'une négociation entre les différents membres qui composent le ménage (Bateman et Munro, 2005 ; Marcucci *et al.*, 2010 ; Picard *et al.*, 2013). Jayet (1996) et Mincer (1977) expliquent que les individus ont des utilités qui sont différentes, et que la décision de mobilité est prise quand le surplus d'utilité induit par la mobilité est supérieur à la somme des utilités individuelles moins les coûts de migration.

Une fois la décision de mobilité prise, le choix de localisation dépend fortement des raisons qui ont motivé la mobilité (Courgeau, 1984 ; Debrand et Taffin, 2005). Les changements de la structure des ménages sont les plus récurrents, et entraînent une inadéquation entre les besoins du ménage et les caractéristiques de leur logement. Le choix de localisation est cependant contraint par la distance au lieu de travail des différents individus qui composent le ménage. Afin de réduire les coûts induits par la migration, les mobilités résidentielles sont alors le plus souvent de courte distance. Entre 1990 et 1999, Baccaini (2001) estime que seul un tiers des ménages mobiles ont changé de département, et 20% de région. En se basant sur l'Enquête Nationale Logement, Authier *et al.* (2012) mesurent un taux de mobilité annuelle de 7,4%, dont 72% sont intradépartementales.

A l'inverse, les mobilités résidentielles qui sont induites par un changement dans l'emploi sont de plus longue distance, et peuvent entraîner un changement du cadre de vie. Alperovich (1980) explique que le choix de localisation résulte d'un arbitrage entre le coût de la vie et l'offre d'aménités non marchandes de chaque localité. Les ménages choisissent la localisation qui maximise leur bien être, en fonction de leurs revenus, des coûts de transport pour se rendre à l'école ou au travail et du prix des logements. En d'autres termes, le choix de localisation ne dépend dès lors plus seulement de la distance à l'emploi, mais aussi des caractéristiques de chaque zone, qu'il s'agisse de la présence d'aménités naturelles et environnementales, de l'offre de logements, de la qualité des biens publics locaux, de l'offre culturelle locale, etc. (Brueckner *et al.*, 1999).

## 2.2 La croissance locale de l'emploi et la localisation des entreprises

La littérature classique repose sur le principe de maximisation du profit ; parmi les différentes localités, les entreprises choisissent celle qui leur permet de minimiser leurs coûts de production.

En se basant sur la théorie des avantages comparatifs (Torrens, 1815 ; Ricardo, 1817), le choix d'implantation des entreprises repose sur les écarts de dotations factorielles, qu'il s'agisse de la présence de ressources naturelles, de voies navigables ou au contraire d'obstacles naturels au sein des territoires. Les travaux de la Nouvelle Economie Géographique nous enseignent que les conditions naturelles ne permettent pas d'expliquer l'émergence d'un pôle d'activité dans une région plutôt que dans une autre<sup>1</sup>.

Les développements théoriques de Helpman et Krugman (1985) puis Krugman et Venables (1990) montrent que la concentration des activités productives repose sur l'existence de rendements croissants, du fait des interactions économiques au sein des zones urbaines. La localisation des entreprises résulte d'un arbitrage entre les économies d'échelles associées à l'agglomération des activités et les coûts associés à l'acheminement des marchandises dans les zones périphériques. Lorsque les frais de transports sont élevés, on assiste à une dispersion des entreprises sur les différents marchés locaux.

Dans le prolongement de ces travaux, Krugman et Venables (1995) montrent que le processus d'agglomération dépend aussi du degré de mobilité du facteur travail. La parfaite mobilité des travailleurs entraîne une double force d'agglomération : les salaires sont plus élevés au sein des pôles urbains et attirent les travailleurs, et les débouchés sont plus importantes pour les

---

1. C'est ce que Krugman (1991) caractérise de "hasard historique".

entreprises du fait de la hausse de la population. Puga (1999) abonde dans ce sens, et souligne l'effet de la mobilité de la main d'oeuvre sur la localisation des firmes : lorsque les travailleurs sont mobiles, les entreprises productives tendent à s'agglomérer. A l'inverse, l'immobilité des travailleurs entraîne une dispersion des firmes.

Des études sur les effets d'agglomération poussent plus loin l'analyse : la concentration des activités économiques et de la population dans un même lieu permet un accroissement du capital humain et une meilleure diffusion des connaissances ce qui, à terme, a un effet positif sur la productivité (Lucas, 1988). Cependant, les effets de l'agglomération sont à nuancer, dans le sens où la concentration des hommes et des activités a un impact environnemental non négligeable, amenant à s'interroger sur des politiques publiques de maintien du bien-être urbain (Combes et Gobillon, 2014). Les stratégies d'implantation des entreprises et les effets d'agglomération ont en ce sens aussi un impact sur les trajectoires résidentielles des ménages.

### 2.3 L'étude jointe des dynamiques de la population et de l'emploi

Les premiers travaux de la littérature étudiaient la croissance de la population et de l'emploi de façon distincte. Steinnes et Fisher (1974) ont par la suite montré empiriquement la relation d'endogénéité qui relie ces deux phénomènes. Carlino et Mills (1987) ont développé le modèle standard qui permet d'étudier les interactions entre emploi et population. Il consiste à estimer simultanément l'évolution de la densité d'emploi et l'évolution de la densité de population au sein de différentes localités, et ainsi déterminer si l'emploi suit la population, ou bien si la croissance de la population est influencée par les évolutions de l'emploi.

En se basant sur l'étude des communes du New-Jersey, Boarnet (1994) montre que le modèle de Carlino et Mills (1987) ne permet pas de tenir compte des effets de débordement, alors que les lieux de travail et de résidence peuvent diverger. En effet, la zone de recherche d'emploi des individus peut dépasser les frontières de leur commune de résidence, et les débouchés des entreprises ne se limitent pas à la commune où elles sont implantées. Il introduit alors des termes d'interactions spatiales entre les variables dépendantes dans le modèle.

Ces deux modèles ont donné lieu à un grand nombre d'applications empiriques. Hoogstra *et al.* (2005) analysent les résultats de 308 études et constatent que, globalement, ce sont les emplois qui suivent la population. Les résultats varient en fonction de la construction des données et de la spécification du modèle, notamment selon si la dimension spatiale est intégrée dans l'analyse. En se basant sur un même jeu de données, Hoogstra *et al.* (2011) réalisent 4050 estimations différentes du modèle, et montre que le choix des données, des variables et de la matrice de poids ne jouent qu'un rôle secondaire : si la dépendance spatiale des variables endogènes n'est pas prise en compte, les estimateurs sont biaisés. Ils soulignent ainsi l'importance des interactions spatiales dans l'analyse économétrique.

Le découpage géographique influence également les résultats. On peut distinguer dans la littérature les modèles de comparaisons interrégionales, réalisées à un niveau agrégé (Carlino et Mills, 1987 ; Carruthers et Mulligan, 2007), et les études intrarégionales qui examinent la répartition des emplois et de la populations à un niveau fin, comme la commune ou le quartier (Boarnet, 1994 ; Ben Said et Ayadi, 2011 ; Henry *et al.*, 2001). Lorsque des échelles plus larges sont utilisées, les chances de trouver que l'emploi suit la population ou bien que la causalité est

double sont beaucoup plus élevées (Hoogstra *et al.*, 2005).

## 2.4 Les applications sur des données françaises

A notre connaissance, il existe peu de travaux basés sur le modèle standard de Carlino et Mills (1987) réalisés à partir de données françaises. Il s'agit dans tous les cas d'applications du modèle aux milieux ruraux. Henry *et al.* (1999) mesurent l'effet de la croissance urbaine sur le développement économique et résidentiel des communes rurales avoisinantes. Ils s'appuient sur l'étude comparative de 204 municipalités danoises, 268 communes de Caroline du Sud et 3515 communes françaises<sup>2</sup> pour montrer que les effets de débordement de la croissance urbaine sur les milieux ruraux dépendent de la performance du pôle urbain. En d'autres termes, la croissance urbaine a un effet positif et significatif sur l'évolution de l'emploi et de la population des zones rurales avoisinantes, conduisant à l'étalement urbain vers les zones rurales. En s'appuyant sur les mêmes données, Henry *et al.* (2001) montrent que à l'échelle des communes rurales françaises, c'est la population qui a tendance à suivre l'emploi.

Blanc *et al.* (2007) s'appuient quant à eux sur l'étude des bassins de vie des bourgs et petites villes françaises<sup>3</sup>. Ce découpage repose sur la polarisation des communes autour de 1745 communes ou unités urbaines qui constituent des centres de service. En se basant sur les données des Recensements de la Population de 1990 et 1999, les auteurs montrent que la croissance de l'emploi est plus forte dans les bassins de vie qui sont proches des pôles urbains. Ils trouvent que la relation entre la croissance économique locale et la croissance de la population est double, et que la croissance économique locale engendre plus de croissance démographique locale que l'inverse.

Les travaux de la littérature montrent donc que la localisation des ménages et des entreprises sont interconnectées. La concentration des emplois et des activités entraîne des externalités positives en termes de productivité, de diffusion des savoirs et de mise en commun des infrastructures publiques. Cependant, l'agglomération peut aussi engendre des externalités négatives et réduire le bien-être des populations résidentes, entraînant ainsi une décentralisation de la population et des activités. Quels que soient les mécanismes à l'oeuvre, les dynamiques résidentielle et économique doivent être étudiées conjointement en prenant en compte les effets spatiaux. Même si les résultats varient selon l'échelle géographique à laquelle sont réalisées les études, les applications sur données françaises expliquent que l'étalement urbain est lié au fait que la population se localise en fonction de l'emploi, et qu'elle s'accroît notamment dans les zones périurbaines.

## 3 Le modèle

Le modèle théorique de Carlino et Mills (1987) est un modèle d'équilibre général qui suppose que les ménages et les entreprises sont géographiquement mobiles. Le système d'équations

---

2. Les densités d'emploi et de population françaises sont calculées entre 1982 et 1990 à partir des données du Recensement de la Population INSEE.

3. Les "bourgs et petites villes françaises" regroupent les espaces à dominante rurale, les communes périurbaines et les pôles urbains de moins de 30 000 habitants.

simultanées est le suivant :

$$\begin{cases} E^* &= A_E P + B_E S \\ P^* &= A_P E + B_P T \end{cases} \quad (1)$$

avec  $E$  et  $P$  l'emploi et la population d'une zone géographique,  $E^*$  et  $P^*$  leurs valeurs d'équilibre.  $S$  et  $T$  sont les variables exogènes qui influencent  $E$  et  $P$ ,  $B_E$  et  $B_P$  les vecteurs des paramètres qui leur sont associés.  $A_E$  et  $A_P$  correspondent aux coefficients des variables endogènes.

L'ajustement de l'emploi et de la population à leurs valeurs d'équilibre dépend de leur niveau initial. Une variable de décalage temporel est alors introduite dans l'équation :

$$\begin{cases} E &= E_{-1} + \lambda_E(E^* - E_{-1}) \\ P &= P_{-1} + \lambda_P(P^* - P_{-1}) \end{cases} \quad (2)$$

où l'exposant  $-1$  correspond au décalage temporel d'une période, et les paramètres  $\lambda_E$  et  $\lambda_P$  décrivent la vitesse d'ajustement de l'emploi et de la population.

En introduisant les termes de l'équation (1) dans l'équation (2), on obtient :

$$\begin{cases} \Delta E &= \lambda_E(A_E P + B_E S - E_{-1}) \\ \Delta P &= \lambda_P(A_P E + B_P T - P_{-1}) \end{cases} \quad (3)$$

avec  $\Delta E = E - E_{-1}$  et  $\Delta P = P - P_{-1}$ .

La croissance locale de l'emploi (de la population) dépend alors du niveau de population (d'emploi), d'un vecteur de variables exogènes et du niveau d'emploi (de population) initial. Le modèle empirique de Carlino et Mills (1987) s'écrit alors :

$$\begin{cases} \Delta E_i &= \alpha_0 + \lambda_E E_{i,t-1} + \alpha_1 P_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta P_i + \alpha_S S_{i,t-1} + \epsilon_1 \\ \Delta P_i &= \beta_0 + \lambda_P P_{i,t-1} + \beta_1 E_{i,t-1} + \beta_2 \Delta E + \beta_T T_{i,t-1} + \epsilon_2 \end{cases} \quad (4)$$

avec  $\Delta E_i$  et  $\Delta P_i$  les évolutions de l'emploi et de la population dans la zone géographique  $i$ ,  $\epsilon_1$  et  $\epsilon_2$  les termes d'erreurs.  $S_{i,t-1}$  et  $T_{i,t-1}$  sont l'expression du décalage temporel des variables exogènes, les vecteurs  $\alpha_S$  et  $\beta_T$  étant les paramètres qui leurs sont associés<sup>4</sup>.

Boarnet (1994) considère que l'emploi et la population d'une zone géographique dépendent de leurs niveaux dans l'ensemble de la région. On note respectivement  $EMP$  et  $POP$  l'emploi total et la population totale de la région  $N = \{1, \dots, n\}$ . On suppose que la vitesse d'ajustement est identique entre les zones géographiques, et que la région dans son ensemble suit ce même ajustement. L'équation (2) se réécrit :

$$\begin{cases} EMP &= EMP_{-1} + \lambda_E(EMP^* - EMP_{-1}) \\ POP &= POP_{-1} + \lambda_P(POP^* - POP_{-1}) \end{cases} \quad (5)$$

En déduisant de l'équation (5) les niveaux d'équilibre de la population totale et de l'emploi total,

---

4. Le décalage temporel des variables exogènes permet de corriger le biais de simultanéité et d'améliorer l'identification du modèle.



le modèle empirique (4) se réécrit :

$$\begin{cases} \Delta E_i = \alpha_0 + \lambda_E E_{i,t-1} + \alpha_1 POP_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta POP + \alpha_S S_{i,t-1} + \epsilon_1 \\ \Delta P_i = \beta_0 + \lambda_P P_{i,t-1} + \beta_1 EMP_{i,t-1} + \beta_2 \Delta EMP + \beta_T T_{i,t-1} + \epsilon_2 \end{cases} \quad (6)$$

avec  $\Delta POP$  et  $\Delta EMP$  les évolutions de la population et de l'emploi dans l'ensemble de la région. En langage matriciel, les variables régionales deviennent :

$$\begin{cases} EMP = E + W \times E = (I + W)E \\ POP = P + W \times P = (I + W)P \end{cases} \quad (7)$$

avec  $W$  la matrice qui décrit pour chaque zone  $i$  la relation de voisinage avec l'ensemble des autres unités. Elle est de taille  $N \times N$  et de diagonale nulle, une zone ne pouvant être considérée comme sa propre voisine ( $w_{i,i} = 0$ ). On note  $I$  la matrice identité<sup>5</sup>. Le modèle empirique peut être réécrit :

$$\begin{cases} \Delta E_i = \alpha_0 + \lambda_E E_{i,t-1} + \alpha_1 (I + W)P_{i,t-1} + \alpha_2 (I + W)\Delta P + \alpha_S S_{i,t-1} + \epsilon_1 \\ \Delta P_i = \beta_0 + \lambda_P P_{i,t-1} + \beta_1 (I + W)E_{i,t-1} + \beta_2 (I + W)\Delta E + \beta_T T_{i,t-1} + \epsilon_2 \end{cases} \quad (8)$$

Gebremariam *et al.* (2008) et Krishnapillai *et al.* (2014) reprennent l'écriture du modèle de Boarnet (1994). En s'appuyant sur les applications qui ont été faites du modèle, ils montrent que la spécification log-linéaire est plus appropriée pour estimer les dynamiques de la population et de l'emploi. Le modèle devient :

$$\begin{cases} EG_i = \gamma_{1,0} + \gamma_{1,1} \ln(E_{i,t-1}) + \gamma_{1,2} W.EG_i + \gamma_{1,3} PG_i + \gamma_{1,4} W.PG_i + \gamma_{1,5} \ln(P_{i,t-1}) + \\ \sum_{k=1}^{K_1} \gamma_k \ln(S_{t-1,k}) + \epsilon_1 \\ PG_i = \gamma_{2,0} + \gamma_{2,1} \ln(P_{i,t-1}) + \gamma_{2,2} W.PG_i + \gamma_{2,3} EG_i + \gamma_{2,4} W.EG_i + \gamma_{2,5} \ln(E_{i,t-1}) + \\ \sum_{k=1}^{K_2} \gamma_k \ln(T_{t-1,k}) + \epsilon_2 \end{cases} \quad (9)$$

avec  $EG_i$  le taux de croissance de l'emploi et  $PG_i$  le taux de croissance de la population de la zone  $i$ .  $k = 1, \dots, K_r$  correspond au nombre de variables exogènes de chaque équation  $r = 1, 2$ , qui sont introduites sous forme logarithmique. En s'appuyant sur les travaux de Anselin et Kelejian (1997) et de Kelejian et Prucha (2001), Gebremariam *et al.* (2008) montrent qu'une forme de dépendance spatiale peut apparaître dans les résidus des deux équations. L'omission d'un variable peut par exemple entraîner de l'autocorrélation spatiale entre les termes d'erreurs, qui sont alors réécrits :

$$\epsilon_r = \rho_r W \epsilon_r + v_r \quad r = 1, 2 \quad (10)$$

où le paramètre  $\rho_r$  mesure l'autocorrélation spatiale des résidus dans chaque équation  $r$ .

Dans ce travail, les évolutions de la population et de l'emploi sont étudiées conjointement, en tenant compte des dynamiques de population et d'emploi des zones géographiques voisines.

---

5. La matrice identité est une matrice de taille  $N \times N$  dont les éléments de la diagonale  $w_{i,i} = 1$  et les autres éléments  $w_{i,j} = 0$ .

La méthode GS3SLS développée par Kelejian et Prucha (2004) est utilisée pour estimer simultanément les équations en considérant la présence d'interactions spatiales entre les variables endogènes et entre les termes d'erreurs.

Une des questions centrales de ce travail consiste à déterminer si l'emploi suit la population, ou si c'est la population qui suit l'emploi. L'interprétation des coefficients  $\gamma_{r,3}$  permet de répondre à cette question. Si  $\gamma_{1,3} = 0$  et  $\gamma_{2,3} > 0$ , c'est la population qui suit l'emploi. À l'inverse, si  $\gamma_{2,3} = 0$  et  $\gamma_{1,3} > 0$ , c'est l'emploi qui suit la population. Dans le cas où  $\gamma_{1,3} > 0$  et  $\gamma_{2,3} > 0$ , on considère que les dynamiques de la population et de l'emploi s'influencent mutuellement.

## 4 Données et statistiques descriptives

Les zones d'emploi se définissent comme des zones au sein desquelles la majeure partie des individus travaillent et résident, et où les établissements peuvent trouver la main d'oeuvre nécessaire à leurs activités. Il s'agit d'un découpage réalisé par l'INSEE à partir des flux de déplacement domicile-travail des actifs, observés lors du Recensement de la Population de 2006. L'objectif de ce travail est d'étudier les dynamiques de la population et de l'emploi à un niveau suffisamment agrégé pour inclure les mobilités quotidiennes.

En s'appuyant sur les enseignements de la littérature, on suppose que les migrations qui ont lieu au sein des zones d'emploi sont souvent liées à un changement dans la structure familiale et n'entraînent pas une modification du cadre de vie des ménages. Nous nous focalisons sur les migrations inter-zones qui s'accompagnent la plupart du temps d'un changement dans l'emploi et du cadre de vie. Ce découpage géographique nous permet ainsi de révéler si, en dehors des évolutions de l'emploi et de la population, il existe des caractéristiques des territoires qui expliquent les écarts de dynamiques locales. Bien que la plupart des individus qui résident au sein des zones d'emploi y travaillent également, ce n'est pas le cas de l'ensemble de la population. La zone de recherche d'emploi des individus peut être plus large que la zone d'emploi, et les débouchés économiques des entreprises peuvent également dépasser ces limites. C'est pour cela que les effets de voisinage et les interactions spatiales sont étudiées dans l'analyse économétrique.

### 4.1 Les variables endogènes

Dans la plupart des études basées sur le modèle de Carlini et Mills (1987), on observe les dynamiques de la population par la variation de la population au sein des territoires, ou bien par le taux de croissance de la population lorsque le modèle est log-linéarisé. Nous préférons à cet indicateur la mesure du solde migratoire, qui correspond à "la différence entre le nombre de personnes qui sont entrées sur le territoire et le nombre de personnes qui en sont sorties" (INSEE). Le taux de migration interne net exprime la variation de la population qui est imputable aux mobilités résidentielles. Il correspond au ratio entre le solde migratoire et la population d'une zone géographique donnée. Contrairement au taux de croissance de la population, il ne tient pas compte de l'évolution naturelle de la population (*naissances-décès*) mais se focalise uniquement sur les flux migratoires. Il nous est ainsi possible de regarder quelles sont les caractéristiques des territoires qui sont attractifs pour les populations mobiles, et celles des territoires en déclin.

Le calcul du solde migratoire ne se base pas sur des données de stock mais sur des données

de flux. Nous utilisons le volet "mobilité résidentielle" du Recensement de la Population de 2007 qui donne, pour chaque paire de commune ( $A, B$ ) le nombre d'individus qui résidaient dans la commune  $A$  en 2002 qui ont déménagé dans la commune  $B$ . La base de données ne fournit aucune information sur les individus ou la date à laquelle ils ont déménagé, mais elle comptabilise l'ensemble des migrations résidentielles ayant eu lieu entre 2002 et 2007. Les flux d'entrées ( $entrees_i$ ) et de sorties ( $sorties_i$ ) sont agrégés au niveau des zones d'emploi, en prenant soin de ne pas comptabiliser les mobilités intra-zones. La moyenne annuelle du taux de migration interne net au cours de la période  $N = \{0, \dots, n\}$  est calculé pour chaque zone d'emploi  $i$  :

$$taux\_migr_i = \frac{(entrees_i - sorties_i)/N}{pop_i} \quad (11)$$

avec  $pop_{i,t-n}$  la population moyenne de la zone  $i$  au cours de la période  $N$ .

Les dynamiques de l'emploi sont mesurées par le taux de croissance des emplois au sein des territoires. Le Recensement de la Population nous donne le nombre d'emplois localisés au lieu de travail pour chaque commune de France, ce qui nous permet de calculer la dynamique locale de l'emploi, entre 1999 et 2007<sup>6</sup>. Le taux de croissance moyen de l'emploi au cours de la période  $N$  est :

$$taux\_emp_i = \frac{E_{i,t=n} - E_{i,t=0}}{E_{i,t=0}}^{1/N} \quad (12)$$

où  $E_{i,t=0}$  correspond au nombre d'emplois de la zone  $i$  à la période  $t = 0$  et  $E_{i,t=n}$  le nombre d'emploi de cette même zone à la période  $t = n$ . Il nous renseigne sur le pourcentage d'évolution de l'emploi au sein de chaque zone  $i$  en fonction de leur niveau initial.

## 4.2 Les variables de contrôle

Différentes sources de données sont mobilisées pour caractériser les territoires. Nous étudions les dynamiques de la population entre 2002 et 2007 et les dynamiques de l'emploi entre 1999 et 2007. Il existe un possible biais de simultanéité entre les variables endogènes et les variables de contrôle. Nous supposons que l'évolution des caractéristiques des territoires entre 1999 et 2007 peut être liée aux dynamiques de la population et de l'emploi au cours de la période. Elles sont alors introduite dans le modèle avec un décalage temporel (cf. équation (4)).

A l'échelle des communes, les caractéristiques de la population active, de l'emploi et du marché du logement sont disponibles dans le Recensement de la Population de 1999. Le revenu fiscal médian est extrait des déclarations d'imposition de 2000 et est mis à disposition par l'INSEE. L'occupation des sols est décrite dans la base Corine Land Cover de 2000. La base EIDER renseigne sur les conditions climatiques des départements de France. La Direction Générale des Finances Publiques donne des informations sur la taxation locale en 2002, les données concernant les taux de taxes appliqués par les communes n'étant pas disponibles pour des dates antérieures. Nous revenons plus en détail sur la construction des variables exogènes dans l'annexe 3.

---

6. Aucun recensement n'a été réalisé entre 1999 et 2006. Nous ne pouvons de fait pas calculer la variation de l'emploi entre 2002 et 2007.

### 4.3 Statistiques descriptives

Dans la carte 1, les 297 zones d'emploi sont réparties en quartiles selon leur taux annuel de migration net entre 2002 et 2007, des moins dynamiques (zones claires) aux plus dynamiques (zones foncées). Les zones attractives ont tendance à se regrouper, en confirmant les observations faites dans la littérature : les régions de l'ouest et du sud de la France exercent un fort pouvoir d'attraction sur la population, au détriment du nord-est du pays.<sup>7</sup>

Le taux de migration net varie entre -0,744% dans la zone d'emploi de Vitry-le-François-Saint-Dizier (région Grand-Est) et +2,045% dans la zone d'emploi de Clermont-l'Hérault-Lodève (en Occitanie). En d'autres termes, les migrations résidentielles entraînent une variation de la population des zones d'emploi allant de -0,744% à +2,045% en moyenne par année<sup>8</sup>.

La carte 2 montre des tendances relativement similaires en ce qui concerne la croissance de l'emploi. En moyenne, elle varie entre -1,181% par an dans la zone d'emploi de Romorantin-Lanthenay, à cheval entre les départements de l'Indre et du Loir-et-Cher, et +5,225% dans la zone d'emploi de Lille. L'opposition entre le nord-est et le sud-ouest du pays est moins marquée, puisque certaines zones de la côte normande et des frontières nord et est du pays connaissent une croissance locale de l'emploi importante<sup>9</sup>.

TABLEAU 1 – Statistiques descriptives des caractéristiques des zones d'emploi

Variable	Moyenne	Ecart-type	Valeur min	Valeur max
<i>taux_migr</i>	0,0039	0,0050	-0,0074	0,0204
<i>taux_emp</i>	0,0103	0,0072	-0,0109	0,0522
<i>pop99</i>	196 163	378 109	20 224	5 486 247
<i>emp99</i>	76 323	194 318	6762	3 074 941
<i>chomage</i>	0,1160	0,0293	0,0494	0,2085
<i>encadrement</i>	0,4658	0,1501	0,2685	1,3381
<i>revenu</i>	8876,16	930,72	6800,65	13 333,09
<i>maison</i>	0,6923	0,1507	0,1074	0,9212
<i>recent</i>	0,0728	0,0254	0,0216	0,1646
<i>industrie</i>	0,2121	0,0820	0,0510	0,5150
<i>residentiel</i>	0,2006	0,0408	0,1201	0,3688
<i>aménités</i>	0,2657	0,2129	0	0,9185
<i>littoral</i>	0,1953	0,3971	<i>dichotomique</i>	
<i>frontiere</i>	0,1481	0,3558	<i>dichotomique</i>	
<i>dpop</i>	166,5294	552,3123	13,6532	8347,4430
<i>taxe</i>	0,1910	0,0361	0,1103	0,3757

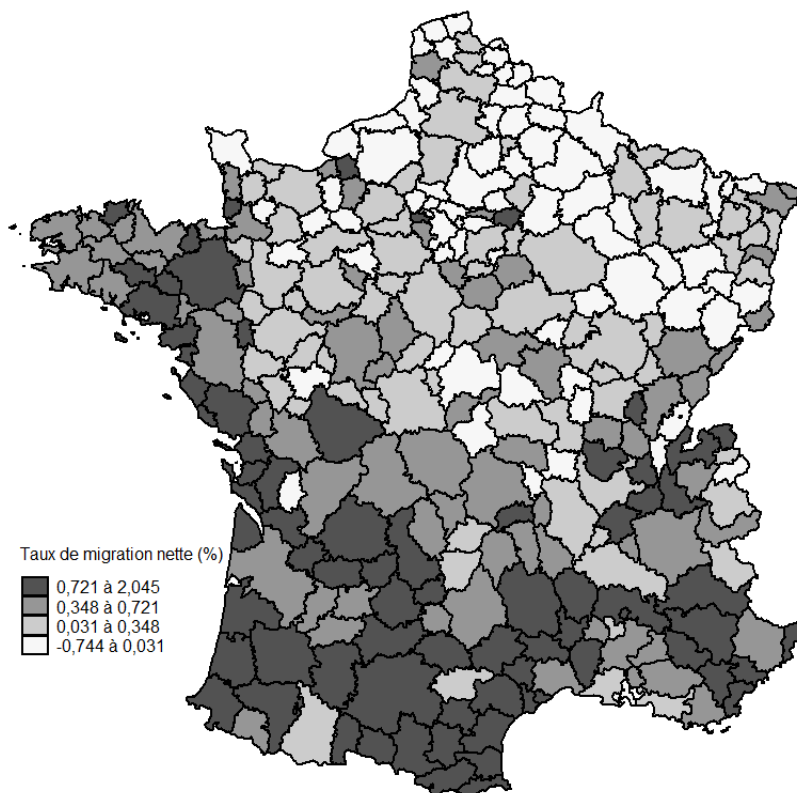
L'analyse des caractéristiques des territoires fournit des pistes d'explication à la concentration spatiales des zones fortement attractives pour les ménages et des zones les plus créatrices

7. La distinction entre les flux d'entrée et les flux de sortie est présentée dans l'annexe 1. Les zones de l'Ouest et du Sud enregistrent le plus d'entrées, les régions du Nord-Est le plus de sorties.

8. Un travail similaire a été réalisé à partir des données des Recensements de la Population de 1990 et 1999, et est présenté dans l'annexe 2. On observe un recul de l'attrait pour le sud du bassin parisien au profit de l'ouest du pays.

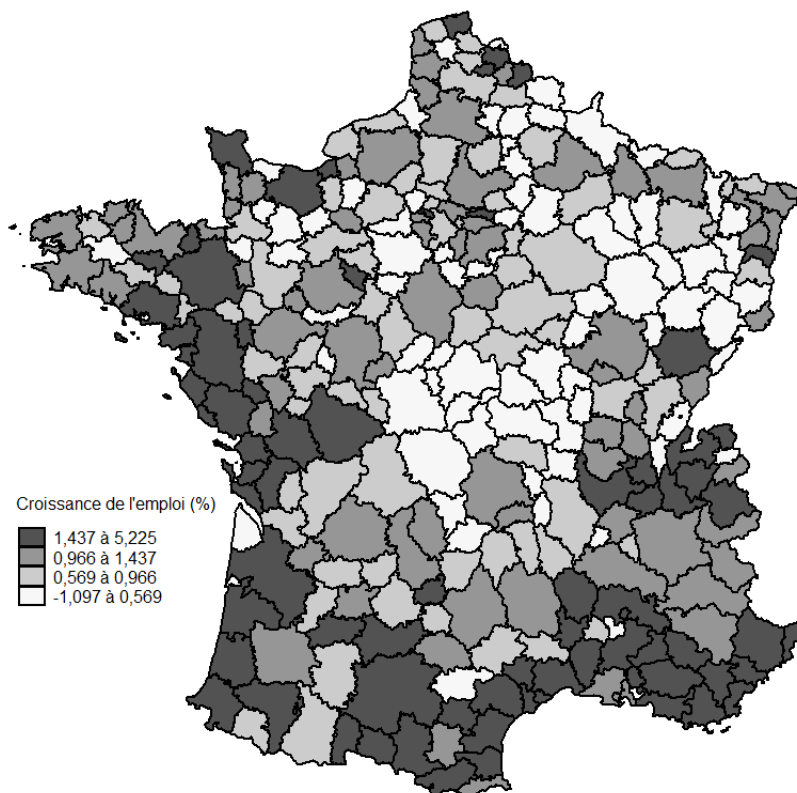
9. L'analyse sur la période 1990-1999 est présentée dans l'Annexe 2, et ne montre pas d'opposition des dynamiques de l'emploi entre le nord-est et le sud-ouest du pays. Entre les 2 périodes, on observe un recul de la croissance de l'emploi dans le bassin parisien et à la frontière est, au profit des zones côtières à l'ouest et au sud du pays.

CARTE 1 – Le taux annuel de migration interne moyen entre 2002 et 2007



Source : Recensement de la Population de 2007, INSEE.

CARTE 2 – Le taux de croissance de l'emploi moyen entre 1999 et 2007



Sources : Recensements de la Population de 1999 et 2007, INSEE.

d'emploi. Même si l'emploi a globalement augmenté de 12,8% en France métropolitaine entre 1999 et 2007, on constate des écarts importants entre les secteurs d'activité. Il a augmenté de 30,6% dans le secteur de la construction et de 18,5% dans les services. Il a diminué de 8,7% dans l'industrie et de 17,1% dans le secteur primaire. La répartition sectorielle diffère entre les zones d'emploi, ce qui peut expliquer une partie des écarts de croissance locale de l'emploi. Dans les zones dynamiques sont sur-représentés les emplois de la construction et du secteur tertiaire. A l'inverse, les zones où l'emploi a le moins augmenté disposent d'une part plus importante d'emplois agricoles et industriels.

Les écarts sont également marqués en ce qui concerne le type d'emplois créés : les emplois qualifiés ont plus fortement augmenté que les emplois non qualifiés. Entre 1999 et 2007, les emplois de cadres et professions intermédiaires ont augmenté de 27,17% alors que les emplois d'employés et ouvriers n'ont augmenté que de 7,31%. La qualification des emplois varie fortement entre les zones d'emploi. Dans les zones les plus créatrices d'emplois sont sur-représentés les emplois qualifiés, alors que les emplois moins qualifiés sont plus nombreux dans les zones moins dynamiques.

Les caractéristiques de la population varient aussi à travers le territoire. Le nord de la France et le pourtour méditerranéen concentrent une plus grande part de chômeurs. A l'inverse, le revenu médian des ménages est le plus élevé en Ile-de-France, en Rhône-Alpes et dans les zones frontalières à l'est du pays. Le taux d'encadrement, qui nous renseigne sur le niveau de qualification de la population, est lui aussi plus élevé en Ile-de-France et dans le quart Sud-Est du pays. Pour autant, les dynamiques de la population et de l'emploi semblent *a priori* peu liées aux caractéristiques de la population : seul le taux d'encadrement est plus élevé dans les zones créatrices d'emploi. La fiscalité locale semble liée à la migration résidentielle : le taux de taxe d'habitation moyen est négativement corrélé avec le taux de migration net. Il est le plus élevé dans les Hauts-de-France, en Bretagne, dans les Pays de la Loire et sur la partie ouest du pourtour méditerranéen.

La variation de l'emploi ne dépend pas de la présence d'aménités naturelles sur les territoires. Par contre, les migrations résidentielles sont fortement corrélées à la proximité au littoral (+24,59%) et à l'ensoleillement de la région (+31,74%), qui est plus important dans la moitié sud du pays. Les effets sont aussi marqués en ce qui concerne l'offre de logements et les aménités urbaines. Le solde migratoire dépend positivement de la présence de logements récents et de maisons parmi les logements, alors que les emplois sont créés là où les maisons sont moins nombreuses. Finalement, le taux de migration net est négativement corrélé à la densité de population alors que l'emploi y est positivement corrélé. Ces derniers résultats vont dans le sens d'un processus d'agglomération de l'emploi, alors que la population tendrait à se décentraliser.

#### 4.4 Spécification du modèle empirique

Le choix entre le modèle de Carlino et Mills (1987) et le modèle de Boarnet (1994) dépend de la présence d'autocorrélation spatiale, qui se définit comme l'absence d'indépendance entre les zones géographiques. En d'autres termes, on regarde si la valeur prise par la variable endogène dans une zone dépend des valeurs prises dans les unités voisines. L'indice de Moran (Jayet, 1993) permet de tester la concentration spatiale dans la répartition de la variable aléatoire.

On considère comme étant voisines les zones d’emploi qui sont directement contiguës : pour deux zones  $i$  et  $j$ ,  $w_{i,j} = 1$  si les zones ont une frontière commune, et  $w_{i,j} = 0$  sinon. Le choix de cette matrice repose sur le découpage géographique retenu pour notre étude. Les zones d’emploi étant considérées comme des espaces au sein desquels la majeure partie des individus travaillent et résident, on suppose que les effets de débordement concernent uniquement les zones géographiques directement voisines. En d’autres termes, lorsqu’un individu travaille dans une zone sans y résider, c’est qu’il habite dans la zone d’emploi voisine. Afin de valider cette intuition, la matrice de distance inverse est également testée, avec  $w_{i,j} = 1/d_{i,j}$  où  $d_{i,j}$  est la distance euclidienne entre les centroïdes des zones  $i$  et  $j$ . On suppose ici que la dépendance géographique entre deux zones diminue avec la distance qui les sépare.

TABLEAU 2 – Les tests d’autocorrélation spatiale

Variable	Matrice de contigüité (ordre 1)		Matrice de distance inverse	
	I de Moran	p-value	I de Moran	p-value
<i>taux_migr</i>	0,580	0,000	0,009	0,057
<i>taux_emp</i>	0,318	0,000	0,008	0,075

Sources : Recensements de la Population de 1999 et 2007, INSEE.

Le tableau 2 présente les résultats des tests de Moran, et valide la présence d’autocorrélation spatiale positive dans la répartition de nos deux variables endogènes : il existe une concentration des zones où le taux de migration net est élevé, et un regroupement des zones pour lesquelles il est faible. L’analyse est la même en ce qui concerne la croissance de l’emploi, ce qui est cohérent avec la représentation cartographique des variables d’intérêt. Les résultats confirment également notre intuition en ce qui concerne le choix de la matrice de voisinage : la statistique de Moran est plus élevée et plus fortement significative lorsqu’on utilise la matrice de contigüité à l’ordre 1. C’est donc celle qui décrit le mieux la relation de voisinage entre les zones géographiques, et c’est celle que nous retenons pour la suite de ce travail.

Dans l’équation (9), le vecteur  $T_{t-1,k}$  inclut des informations sur la population résidente, le marché du logement, les aménités et la taxation locale. Le vecteur  $S_{t-1,k}$  regroupe les caractéristiques de la main d’oeuvre, du marché du travail et des aménités. Les variables exogènes sont introduites dans le modèle sous forme logarithmique, à l’exception des variables dichotomiques et des variables pouvant prendre la valeur 0. Pour que le modèle soit correctement identifié, il faut que les vecteurs  $T$  et  $S$  ne soient pas parfaitement identiques. Nous retenons 3 variables d’exclusion dans chacune des deux équations.

En accord avec la littérature, nous supposons que les impôts locaux applicables aux ménages peuvent influencer la migration résidentielle mais n’ont pas d’impact sur la croissance locale de l’emploi (Carlino et Mills, 1987 ; Henry *et al.*, 2001). La taxe d’habitation étant payée par l’ensemble des ménages, quel que soit leur statut d’occupation, peut en effet influencer le choix de localisation résidentielle. On suppose ensuite que les caractéristiques du marché de logement influencent uniquement les migrations résidentielles (Boarnet *et al.*, 2005 ; Henry *et al.*, 2001) : les ménages mobiles sont sensibles au type de logement disponible au sein des zones. Nous retenons

donc deux critères : la part des maisons parmi l'ensemble des logements et la part des logements ayant été construits depuis moins de 10 ans.

On suppose ensuite que seule la croissance de l'emploi est sensible aux caractéristiques de la main d'oeuvre et du marché du travail. On retient comme variable d'exclusion dans la seconde équation le taux d'encadrement (Henry *et al.*, 2001 ; Blanc *et al.*, 2007). Les dynamiques de l'emploi sont fortement liées au niveau de qualification de la main d'oeuvre, ce qui influence peu les choix de localisation. Si les ménages mobiles sont sensibles aux caractéristiques de la population résidente et qu'il cherchent à se rapprocher des ménages plus riches, une variable sur le revenu médian des ménages est introduite dans les deux équations pour capter cet effet. Ensuite, la répartition sectorielle des emplois impacte la création d'emplois (Krishnapillai *et al.*, 2014 ; Boarnet *et al.*, 2005 ; Blanc *et al.*, 2007). La part des emplois industriels et des emplois liés à l'économie résidentielle influencent les dynamiques de l'emploi, puisque nous avons vu que les emplois sont majoritairement créés dans les secteurs liés à l'économie résidentielle, au détriment de l'agriculture et de l'industrie.

## 5 Résultats et discussion

Les résultats de l'estimation du modèle sont présentés de le tableau 3. La première colonne correspond à l'estimation du taux de migration net moyen, et la seconde colonne au taux de croissance moyen de l'emploi. Les tests de Lagrange présentés dans la partie basse du tableau (LM error et LM lag) confirment la présence d'autocorrélation spatiale dans la répartition de la variable dépendante et des termes d'erreur pour la première équation, ce qui est confirmé par la significativité du paramètre  $\rho$  et du paramètre associé à  $W \times \text{taux\_migr}$  dans cette même équation. Ce n'est pas le cas dans la seconde équation.

A la question "est-ce que l'emploi suit la population ou est-ce que la population suit l'emploi?", l'analyse économétrique montre que les dynamiques migratoires et les dynamiques de l'emploi s'influencent mutuellement, les coefficients associés aux effets croisés étant tous les deux positifs et significatifs. Une augmentation de 1% du taux de croissance moyen de l'emploi entraîne une hausse de 0,276% du taux de migration net moyen. En parallèle, une augmentation de 1% du taux de migration net entraîne une augmentation de 1,064% du taux de croissance de l'emploi. Ce résultat est cohérent avec les deux travaux menés sur données françaises cités précédemment : lorsque l'étude est réalisée à un niveau agrégé, la relation entre les dynamiques de la population et de l'emploi est double. L'étude des bassins de vie menée par Blanc *et al.* (2007) avait montré le même résultat.

Le décalage spatial des variables endogènes n'a pas d'effet, à l'exception du décalage du taux de migration dans la première équation. La dynamique migratoire d'une zone d'emploi dépend positivement de celle des zones géographiques voisines. Le taux de migration net d'une zone d'emploi augmente de 1,143% quand ce taux augmente de 1% dans les zones voisines. Ce résultat confirme l'autocorrélation spatiale positive des dynamiques migratoires, avec une concentration des zones attractives face aux zones plus en déclin. L'effet des variables de contrôle varie entre les deux équations. Dans la suite de la présentation des résultats, nous décrivons d'abord les effets sur les dynamiques migratoires, puis les effets sur les dynamiques de l'emploi.

Le taux de migration net dépend positivement du niveau de population initial, du taux de



TABLEAU 3 – Estimation du taux de migration net moyen (équation 1) et du taux de croissance moyen des emplois (équation 2)

	Equation 1 - taux_migr		Equation 2 - taux_emp	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Taux de migration net			1,064***	(0,144)
Taux de croissance de l'emploi	0,276***	(0,056)		
$W \times \text{taux\_migr}$	1,143***	(0,229)	-0,726	(0,451)
$W \times \text{taux\_emp}$	-0,169	(0,157)	0,090	(0,266)
Population 1999	0,005***	(0,002)	-0,005	(0,003)
Emploi 1999	-0,006***	(0,002)	0,006**	(0,003)
Taux de chômage	0,003***	(0,001)	-0,004**	(0,002)
Revenu fiscal médian	0,010***	(0,002)	-0,025***	(0,005)
Taux d'encadrement			0,007***	(0,002)
Part des maisons	0,001	(0,001)		
Part des logements récents	0,004***	(0,001)		
Emploi industriel			-0,001	(0,001)
Emploi résidentiel			0,004**	(0,002)
Aménités naturelles	0,001	(0,001)	0,000	(0,000)
Littoral	0,000	(0,000)	0,001	(0,001)
Frontière	0,000	(0,000)	0,001	(0,001)
Densité de population	-0,002***	(0,000)	0,002***	(0,000)
Taxe d'habitation	0,001	(0,000)		
Constante	-0,063***	(0,022)	0,357***	(0,811)
$\rho$	1,144	0,000 <sup>a</sup>	-0,726	0,108 <sup>a</sup>
LM Error (robust)	8,895	0,003 <sup>a</sup>	0,895	0,345 <sup>a</sup>
LM Lag (robust)	9,465	0,002 <sup>a</sup>	1,002	0,317 <sup>a</sup>
$R^2$ ajusté	0,684		0,528	
Observations	297		297	

Note : <sup>a</sup> p-values. \*\*\* : significatif au seuil de 1%, \*\* : de 5%, \* : de 10%. Les écarts-types sont notés entre parenthèses.

chômage, du revenu médian et de la part des logements construits depuis moins de 10 ans. Il dépend négativement du niveau d'emploi initial et de la densité de population. Ces résultats sont cohérents avec la littérature (Blanc *et al.*, 2007 ; Henry *et al.*, 2001). Les ménages mobiles s'éloignent des grandes agglomérations qui concentrent un nombre important d'emplois et où la densité de population est élevée. Les migrations résidentielles se font au profit des zones périurbaines, où la population reste plus élevée que dans les espaces ruraux, même si le taux de chômage y est plus élevé. L'offre de logements joue aussi un rôle important, et notamment l'ancienneté du parc immobilier (Boarnet *et al.*, 2005) : les zones où le taux de migration net est élevé se caractérisent pas une offre de logements plus récents. Par ailleurs, la présence d'aménités naturelles et la taxation locale n'influencent pas significativement les dynamiques migratoires à l'échelle des zones d'emploi. Ce sont pourtant des facteurs qui influencent la croissance de la population dans d'autres travaux (Carlino et Mills, 1987 ; Henry *et al.*, 2001 ; Blanc *et al.*, 2007).

Cet écart de résultat peut s'expliquer par le choix du découpage géographique retenu qui est plus large que celui des études citées, mais aussi par la présence de variables corrélées dans notre analyse, telles que les caractéristiques du marché du logement ou la densité de population. Les aménités naturelles sont plus nombreuses dans les zones moins densément peuplées où la part des maisons parmi les logements est plus importante.

Le taux de croissance moyen de l'emploi est positivement influencé par le niveau d'emploi initial, le taux d'encadrement, la part d'emplois résidentiels et la densité de population. Il dépend négativement du taux de chômage et du revenu médian. Ces résultats peuvent être mis en perspectives avec la littérature sur les effets d'agglomération. Les emplois se regroupent au sein de certaines zones afin de bénéficier des rendements croissants (Helpman et Krugman, 1985 ; Krugman et Venables, 1990). C'est particulièrement le cas pour les emplois qualifiés, dont la concentration permet un accroissement du capital humain et des gains de productivité. Les emplois sont de fait créés dans des zones densément peuplées, dont le niveau d'emploi initial est élevé, et où les caractéristiques du marché du travail sont favorables : la main d'oeuvre y est qualifiée et le taux de chômage y est plus faible. Les dynamiques de l'emploi dépendent aussi de la spécialisation des territoires : la croissance de l'emploi est plus élevée dans les zones où les emplois résidentiels sont nombreux, c'est-à-dire les activités liées aux commerces et aux services aux personnes. On suppose finalement que l'effet négatif du revenu médian serait lié à la migration résidentielle des populations favorisées des pôles urbains vers les zones périurbaines, entraînant une diminution du revenu médian dans les zones agglomérées.

## 6 Conclusion

L'objectif de ce travail est d'étudier les flux migratoires entre 2002 et 2007 pour expliquer l'écart des dynamiques territoriales sur la période. L'observation de nos données confirme une opposition marquée entre les zones où le taux de migration net est élevé dans l'ouest et le sud de la France, et les zones où il est faible dans le nord-est du pays. L'emploi suit globalement les mêmes tendances, mais le contraste entre le nord-est et le sud-ouest du pays est moins marqué. Nous enrichissons notre étude d'un grand nombre de variables sur les caractéristiques des population, du marché du travail, du marché du logement, des aménités et de la taxation locale. L'étude des variables de contrôle nous permet d'approfondir les explications sur les écarts de dynamiques des territoires.

L'originalité de notre article est de mobiliser un modèle classique de l'économie urbaine pour étudier les interactions entre population et emploi (Carlino et Mills, 1987 ; Boarnet, 1994). Il nous permet de tenir compte de la simultanéité entre les évolutions de la population et les évolutions de l'emploi, mais aussi des biais d'autocorrélation spatiale dans la distribution des variables endogènes et des termes d'erreur.

Nous montrons que les dynamiques migratoires et les dynamiques de l'emploi s'influencent mutuellement. Les ménages mobiles se localisent dans des zones d'emploi de forte croissance économique. En parallèle, les emplois sont créés dans les zones d'emploi où l'évolution de la population imputable aux mobilités résidentielle est plus élevée. Ce résultat est habituellement trouvé dans la littérature lorsqu'on travaille à des niveaux géographique agrégés (Hoogstra *et al.*, 2005). L'étude des variables de contrôle montre que, au cours de la période, les dynamiques

migratoires ne suivent pas un processus d'agglomération. C'est probablement les tensions sur le marché du logement, mais aussi les externalités négatives générées par la concentration des hommes et des activités qui poussent les ménages à vivre en-dehors des grandes agglomérations ou dans les zones périurbaines.

Il serait intéressant de se demander si ces résultats traduisent les choix de localisation de l'ensemble de la population, ou bien s'il existe des spécificités en fonction des caractéristiques des individus. Les cycles de vie et les niveaux de qualification peuvent en effet modifier significativement les trajectoires résidentielles des ménages. La littérature citée dans la section 2 met avant l'effet des modifications familiales et professionnelles sur la mobilité résidentielle. Bien que les données que nous mobilisons sont très riches, puisqu'elles comptabilisent l'ensemble des mobilités résidentielles ayant eu lieu sur la période, elle ne donnent aucune information sur les individus. L'étude des trajectoires résidentielles en fonction des évolutions du cycle de vie et leur impact sur les dynamiques de l'emploi et de la population constitueraient un apport certain à ce travail.

## Annexes

### Annexe 1

Pour chaque zone d'emploi  $i$ , le taux d'entrées moyen par année au cours de la période  $N$  est calculé de la façon suivante :

$$tx\_entrees_i = \frac{entrees_i/N}{pop_i} \quad (13)$$

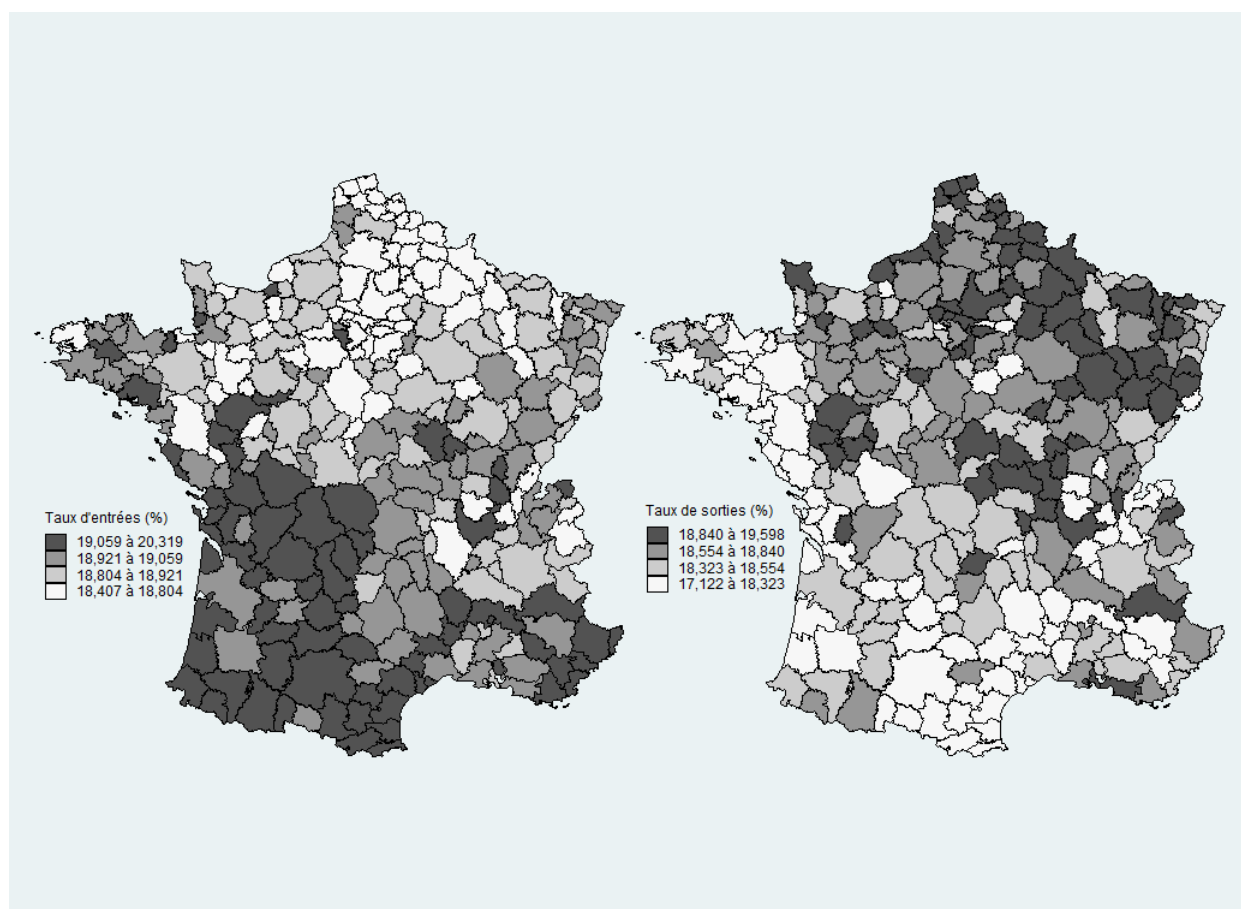
avec  $entrees_i$  le nombre de personnes ayant emménagé dans la zone  $i$ ,  $etpop_i$  la population moyenne de la zone  $i$  au cours de la période  $N$ .

Le taux de sorties moyen par année au cours de la période  $N$  est quant à lui calculé de la manière suivante :

$$tx\_sorties_i = \frac{sorties_i/N}{pop_i} \quad (14)$$

où  $sorties_i$  correspond aux nombre d'individus ayant quitté la zone d'emploi au cours de la période  $N$ .

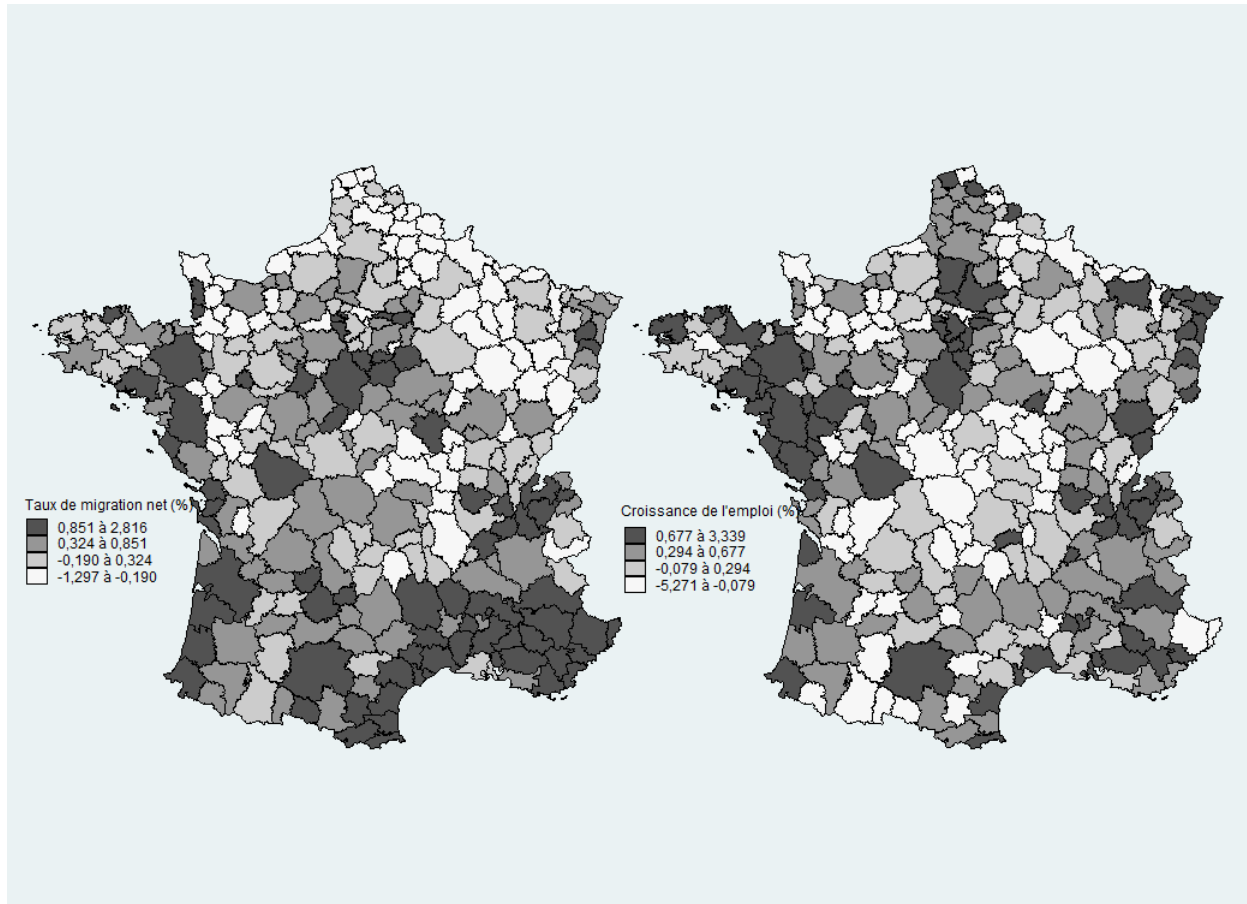
CARTE 3 – Les taux d'entrées (à gauche) et de sorties (à droite) des zones d'emploi entre 2002 et 2007



Source : Recensement de la Population de 2007, INSEE.

## Annexe 2

CARTE 4 – Le taux annuel de migration interne (à gauche) et le taux de croissance local de l'emploi (à droite) entre 1990 et 1999



Sources : Recensements de la Population de 1990 et 1999, INSEE.

## Annexe 3

TABLEAU 4 – Description des variables et sources de données

Variable	Description	Unité	Source
<i>pop99</i>	Population en 1999	Nombre	RP
<i>emp99</i>	Nombre d'emplois en 1999	Nombre	RP
<i>chomage</i>	Taux de chômage	%	RP
<i>encadrement</i>	Taux d'encadrement	Nombre	RP
<i>revenu</i>	Revenu fiscal médian des individus	Nombre	RFM
<i>maison</i>	Part des maisons parmi les logements	%	RP
<i>recent</i>	Part des logements construits depuis moins de 10 ans	%	RP
<i>industrie</i>	Part des emplois industriels	%	RP
<i>residential</i>	Part des emplois résidentiels	Nombre	RP
<i>aménités</i>	Indice d'aménités naturelles compris entre 0 et 1	Nombre	E et C
<i>littoral</i>	Indicatrice de proximité au littoral	Indicatrice	C
<i>frontiere</i>	Indicatrice de proximité à la frontière nationale	Indicatrice	
<i>dpop</i>	Densité de population	Nombre	RP
<i>taxe</i>	Taux de taxe d'habitation moyen des communes de la zone	%	DGFIP

**Lecture :** RP – Recensement de la Population de 1999, DGFIP – Données de la Direction Générale des Finances Publiques sur les taux d'imposition des communes de 2002, C – Base Corine Land Cover de 2000, E – Base de données EIDER du ministère de la transition écologique et solidaire, RFM – Base sur les Revenus Fiscaux des Ménages de 2000, INSEE.

Les variables extraites du Recensement de la Population sont agrégées des communes aux zones d'emploi. Les différents taux (taux de chômage, taux d'encadrement, part des maisons, part des logements récents, part de l'emploi industriel, part de l'emploi résidentiel, densité de population) sont ensuite calculés.

Le *taux d'encadrement* correspond au ratio entre les actifs occupants un emploi de cadre ou une profession intermédiaire et les actifs occupant un emploi d'employé ou ouvrier. Les *emplois résidentiels* regroupent les emplois qui sont liés aux commerces et aux services aux personnes. L'*indice d'aménités naturelles* est un indice composite prenant en compte 2 dimensions fortement corrélées (+44%) : l'ensoleillement, mesuré par le nombre d'heures d'ensoleillement des zones par année, et les espaces verts qui correspondent à la part de la surface des zones occupées par les forêts, les autres milieux naturels herbacés, et les espaces verts urbains. Pour chacune de ces dimensions est construit un indice compris entre 0 et 1 : (valeur de la zone - valeur minimale)/(valeur maximale - valeur minimale). L'indice d'aménités naturelles est obtenu par la moyenne géographique entre ces deux sous-indicateurs.

## Références

- G. ALPEROVICH : Determinants of population density gradient in tel-aviv metropolitan area. *Urban Studies*, 17 :185–192, 1980.
- L. ANSELIN et H. H. KELEJIAN : Testing for spatial error autocorrelation in the presence of endogenous regressors. *International Regional Science Review*, 20(1-2) :153–182, 1997.
- J.-Y. AUTHIER, J. BIDET, A. COLLET, P. GILBERT et H. STEINMETZ : Etat des lieux sur les trajectoires résidentielles. Rap. tech., PUCA, 2012.
- 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 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.
- I. BATEMAN et A. MUNRO : *Economic Journal*, 115(502) :176–189, 2005.
- T. BAUER, G. S. EPSTEIN et I. N. GANG : Enclaves, language, and the location choice of migrants. *Journal of Population Economics*, 18(4) :649–662, 2005.
- F. BEN SAID et M. AYADI : Analyse de l’étalement urbain selon le profil de la densité résidentielle dans le district de tunis : application de la technique des ”spline regression” spatiales. Rap. tech., JMA 2014, 2011.
- M. BLANC, B. SCHMITT et E. AMBIAUD : Orientation économique et croissance locale de l’emploi dans les bassins de vie des bourgs et petites villes. *Economie et Statistique*, 402(1) :57–74, 2007.
- M. G. BOARNET : An empirical model of intra-metropolitan population and employment growth. *Papers in Regional Science*, 73(2) :135–153, 1994.
- M. G. BOARNET, S. CHALERMPOONG et E. GEHO : Specification issues in models of population and employment growth. *Papers in regional Science*, 84(1) :21–46, 2005.
- G. J. BORJAS : Does immigration grease the wheels of the labor market? *Brookings Papers on Economic Activity*, 32(1) :69–134, 2001.
- L. A. BROWN et E. G. MOORE : The intra-urban migration process : a perspective. *Geografiska Annaler, Series B, Human Geography*, 52(1) :1–13, 1970.
- J. K. BRUECKNER, J.-F. THISSE et Y. ZENOU : Why is central Paris rich and downtown Detroit poor?: An amenity-based theory. *European Economic Review*, 43(1) :91–107, 1999.
- G. A. CARLINO et E. S. 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.

- P.-P. COMBES et L. GOBILLON : The empirics of agglomeration economies. *CEPR Discussion Paper*, (DP10174), 2014.
- D. COURGEAU : Relations entre cycle de vie et migrations. *Population*, 39(3) :483–513, 1984.
- T. DEBRAND et C. TAFFIN : Les facteurs structurels et conjoncturels de la mobilité résidentielle depuis 20 ans. *Économie et Statistique*, 381(1) :125–146, 2005.
- G. DESPLANQUES et N. TABARD : La localisation de la population étrangère. *Economie et statistique*, 242(1) :51–62, 1991.
- 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. Rap. tech., Virginia Polytechnic Institute and State University, Department of Economics, 2008.
- E. HELPMAN et P. KRUGMAN : *Market structure and foreign trade, increasing returns, imperfect competition and the international economy*. London : The MIT Press, 1985.
- 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.
- G. HOOGSTRA, J. VAN DIJK et R. FLORAX : Do jobs follow people or people follow jobs? a meta-analysis of carlino-mills studies. 2005.
- G. J. HOOGSTRA, J. van DIJK et R. J. FLORAX : Determinants of variation in population–employment interaction findings : A quasi-experimental meta-analysis. *Geographical Analysis*, 43(1) :14–37, 2011.
- D. A. JAEGER : Local labor markets, admission categories, and immigrant location choice. *Manuscript, College of William and Mary*, 2000.
- H. JAYET : *Analyse spatiale quantitative : une introduction*. Economica, 1993.
- H. JAYET : L’analyse économique des migrations : une synthèse critique. *Revue Economique*, 47(2) :193–226, 1996.
- H. JAYET et N. UKRAYINCHUK : La localisation des immigrants en france : Une première approche. *Revue d’Economie Régionale & Urbaine*, (4) :625–649, 2007.
- 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.
- H. H. KELEJIAN et I. R. PRUCHA : On the asymptotic distribution of the moran i test statistic with applications. *Journal of Econometrics*, 104(2) :219–257, 2001.



- S. KRISHNAPILLAI, H. KINNUCAN et J. LEONARD : Employment and population growth in florida's counties. *IUP Journal of Applied Economics*, 13(1) :7, 2014.
- P. KRUGMAN : Increasing returns and economic geography. *Journal of Political economy*, 99 (3) :483–499, 1991.
- P. KRUGMAN et A. J. VENABLES : Integration and the competitiveness of peripheral industry. *Unity with diversity in the European Community*, p. 56–77, 1990.
- P. KRUGMAN et A. J. VENABLES : Globalization and the inequality of nations. *The Quarterly Journal of Economics*, CX(4) :857–880, 1995.
- R. E. LUCAS : On the mechanics of economic development. *Econometric Society Monographs*, 29 :61–70, 1988.
- E. MARCUCCI, L. ROTARIS et R. DANIELIS : Environmental quality and accessibility trade-offs in household residential location choice. *Scienze Regionali*, 9(2) :25–45, 2010.
- A. MARSHALL : *Principles of economics*. London, Macmillan, 1920.
- J. MINCER : Family migration decisions. Working Paper 199, National Bureau of Economic Research, 1977.
- N. PICARD, A. DE PALMA et S. DANTAN : Intra-household discrete choice models of mode choice and residential location. 2013.
- D. PUGA : The rise and fall of regional inequalities. *European economic review*, 43(2) :303–334, 1999.
- D. RICARDO : *On the Principles of Political Economy and Taxation*. London : John Murray, 1817.
- D. N. STEINNES et W. D. FISHER : An econometric model of intraurban location. *Journal of Regional Science*, 14(1) :65–80, 1974.
- M. P. TODARO : An analysis of industrialization, employment and unemployment in less developed countries. Fall, Yale Economic Essays, 1968.
- R. TORRENS : *Essay on the External Corn Trade*. London : J. Hatchard, 1815.

## **TEPP Rapports de Recherche 2016**

---

**16-9. Les effets du CICE sur l'emploi, les salaires et la R&D: une évaluation ex post**  
Fabrice Gilles, Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Ferhat Mihoubi, Xi Yang

**16-8. Discriminations ethniques dans l'accès au logement: une expérimentation en Nouvelle-Calédonie**  
Mathieu Bunel, Samuel Gorohouna, Yannick L'Horty, Pascale Petit, Catherine Ris

**16-7. Les Discriminations à l'Embauche dans la Sphère Publique: Effets Respectifs de l'Adresse et De l'Origine**  
Mathieu Bunel, Yannick L'Horty, Pascale Petit

**16-6. Inégalités et discriminations dans l'accès à la fonction publique d'Etat : une évaluation par l'analyse des fichiers administratifs de concours**  
Nathalie Greenan, Joseph Lafranchi, Yannick L'Horty, Mathieu Narcy, Guillaume Pierné

**16-5. Le conformisme des recruteurs: une expérience contrôlée**  
Florent Fremigacci, Rémi Le Gall, Yannick L'Horty, Pascale Petit

**16-4. Sélectionner des territoires de contrôle pour évaluer une politique localisée : le cas des territoires de soin numériques**  
Sophie Buffeteau, Yannick L'Horty

**16-3. Discrimination à l'embauche à l'encontre des femmes dans le secteur du bâtiment : les résultats d'un testing en Ile-De-France**  
Emmanuel Duguet, Souleymane Mbaye, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

**16-2. Accès à l'emploi selon l'âge et le genre: Les résultats d'une expérience contrôlée**  
Laetitia Challe, Florent Fremigacci, François Langot, Yannick L'Horty, Loïc Du Parquet et Pascale Petit

**16-1. Faut-il encourager les étudiants à améliorer leur orthographe?**  
Estelle Bellity, Fabrice Gilles, Yannick L'Horty, Laurent Sarfati

---

## **TEPP Rapports de Recherche 2015**

---

### **15-5. A la recherche des incitations perdues : pour une fusion de la prime d'activité, de la CSG, des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu**

Etienne Lehmann

### **15-4. Crise économique, durée du chômage et accès local à l'emploi : Eléments d'analyse et pistes d'actions de politique publique locale**

Mathieu Bunel, Elisabeth Tovar

### **15-3. L'adresse contribue-t-elle à expliquer les écarts de salaires ? Le cas de jeunes sortant du système scolaire**

Emilia Ene Jones, Florent Sari

### **15-2. Analyse spatiale de l'espace urbain : le cas de l'agglomération lyonnaise**

Emilie Arnoult, Florent Sari

### **15-1. Les effets de la crise sur les disparités locales de sorties du chômage : une première exploration en Rhône-Alpes**

Yannick L'Horty, Emmanuel Duguet, Florent Sari

---

## **TEPP Rapports de Recherche 2014**

---

### **14-6. Dépréciation du capital humain et formation continue au cours du cycle de vie : quelle dynamique des externalités sociales ?**

Arnaud Chéron, Anthony Terriau

### **14-5. La persistance du chômage ultra-marin**

Yannick L'Horty

### **14-4. Grèves et productivité du travail : Application au cas français**

Jérémy Tanguy

### **14-3. Le non-recours au RSA "socle seul": L'hypothèse du patrimoine**

Sylvain Chareyron

### **14-2. Une évaluation de l'impact de l'aménagement des conditions de travail sur la reprise du travail après un cancer**

Emmanuel Duguet, Christine Le Clainche

### **14-1. Renforcer la progressivité des prélèvements sociaux**

Yannick L'Horty, Etienne Lehmann

---

## La Fédération TEPP

---

La fédération de recherche « Travail, Emploi et Politiques publiques » (FR 3435 CNRS) rassemble des équipes de recherche en Economie, Sociologie et Gestion :

- **L'Equipe de Recherche sur l'Utilisation des Données Individuelles en lien avec la Théorie Economique**, « ERUDITE », équipe d'accueil n°437 rattachée aux Universités Paris-Est Créteil et l'UPEMLV ;
- Le **Centre de Recherches en Economie et en Management**, « CREM », unité mixte de recherche n°6211 rattachée au CNRS, à l'Université de Rennes 1 et à l'Université de Caen Basse-Normandie ;
- Le **Centre Pierre Naville**, « CPN », équipe d'accueil n°2543 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Centre de Recherche en Economie et Droit**, « CRED », équipe d'accueil n°7321, rattachée à l'Université Panthéon-Assas ;
- Le **Centre d'Etude des Politiques Economiques**, « EPEE », équipe d'accueil n°2177 rattachée à l'Université d'Evry Val d'Essonne ;
- Le **Groupe d'Analyse des Itinéraires et des Niveaux Salariaux**, « GAINS », équipe d'accueil n°2167 rattachée à l'Université du Maine ;
- Le **Groupe de Recherche Angevin en Économie et Management**, « GRANEM », unité mixte de recherche UMR UMR-MA n°49 rattachée à l'Université d'Angers ;
- Le **Laboratoire d'Economie et de Management Nantes-Atlantique**, « LEMNA », équipe d'accueil n°4272, rattachée à l'Université de Nantes ;
- Le **Laboratoire interdisciplinaire d'étude du politique Hannah Arendt** – Paris Est, « LIPHA-PE », équipe d'accueil n°7373 rattachée à l'UPEM. »
- Le **Centre d'Economie et de Management de l'Océan Indien**, « CEMOI », équipe d'accueil n°EA13, rattachée à l'Université de la Réunion

La Fédération TEPP rassemble 200 chercheurs et enseignants-chercheurs, 140 doctorants et 40 chercheurs associés, qui étudient les mutations du travail et de l'emploi en relation avec les choix des entreprises et analysent les politiques publiques en mobilisant les nouvelles méthodes d'évaluation.

