

Les disparités d'évolution de l'emploi sont-elles dues à la nature des entreprises ou à leur localisation ? Une analyse multiniveaux sur les zones d'emploi françaises

Aziza GARSAA*

Nadine LEVRATTO**

Résumé - Cette recherche vise à mettre en évidence l'influence des caractéristiques individuelles et des caractéristiques locales sur la variation des effectifs salariés des entreprises. Elle recourt à l'analyse multiniveaux qui permet de traiter simultanément des variables individuelles et locales malgré leur structure emboîtée. Nous appliquons cette méthode à des données d'entreprises françaises géoréférencées sur la période 2004-2010. Les modèles estimés permettent d'expliquer l'hétérogénéité des variations des effectifs salariés en distinguant les facteurs individuels liés aux spécificités des firmes du rôle joué par les caractéristiques du territoire où elles sont implantées. Les résultats montrent que les caractéristiques individuelles des entreprises expliquent l'essentiel de leur trajectoire de croissance. L'influence du milieu local, plus mineure, apparaît inégale selon la conjoncture économique (avant et pendant la crise), la taille des firmes et le type de zone d'emploi (productive ou présente) dans laquelle elles sont localisées.

Classification JEL

L25, R11, C23

Mots-clés

Modèles multiniveaux
Variation de l'emploi
Zones d'emploi
Données d'entreprises

* Université Paris 13, CEPN ; aziza.garsaa@gmail.com

** EconomiX, CNRS, Université Paris Nanterre ; nadine.levratto@parisnanterre.fr

INTRODUCTION

Une abondante littérature est consacrée aux disparités régionales et à la mise en évidence de leurs origines. La plupart des recherches mettent en avant l'influence déterminante des effets d'agglomération. Ils constitueraient un facteur différenciant majeur des performances en matière de productivité et/ou de création d'emplois entre des métropoles et les régions périurbaines ou rurales moins dynamiques (pour une revue de la littérature sur ce sujet, voir par exemple Combes et Lafourcade, 2012). Bien que ces approches fassent l'objet de critiques (Bouba-Olga et Grossetti, 2015), elles peuvent justifier une persistance des disparités spatiales en France : à un nord-est en perte de vitesse s'opposent des territoires côtiers et des grandes villes en croissance (Brière et Clément, 2014 ; Redor, 2006 et 2010).

A quelques exceptions près (Combes et al., 2012), les recherches réalisées sur le sujet utilisent des données agrégées à l'échelle locale. L'articulation entre l'hétérogénéité des entreprises et les performances des territoires est cependant au cœur de travaux récents (pour une revue de la littérature voir Gaffard et Nesta, 2015) mettant l'accent sur la relation entre les caractéristiques des établissements implantés sur un territoire et la capacité à créer des emplois (Carré et Levratto, 2013 et Garsaa et Levratto, 2016).

Cet article s'inscrit dans ce débat en proposant une approche alternative du rôle joué par les caractéristiques locales et sectorielles. Il s'appuie pour ce faire sur un panel d'entreprises couvrant les 304 zones d'emploi de France métropolitaine au cours de la période 2004-2010.

La prise en compte de l'hétérogénéité individuelle comme facteur explicatif d'un résultat global provient du constat que les firmes implantées sur un même territoire diffèrent considérablement les unes des autres. Cette hétérogénéité concerne aussi bien les variables de structure telles que la taille, l'âge ou le secteur d'appartenance, que des facteurs plus stratégiques comme les choix d'innovation, l'engagement à l'international ou les processus de production à l'œuvre (Luttmer, 2010). La diversité des entreprises composant un tissu productif local peut avoir différentes causes. Si les facteurs purement individuels y contribuent, il est également pertinent de considérer le rôle des effets intra et inter-territoriaux. De ce point de vue, la localisation d'une entreprise est un facteur explicatif important de ses résultats comme l'ont montré les recherches qui introduisent une relation entre les performances de l'entreprise et l'environnement productif au sein duquel elle opère (Audretsch et Dhose, 2007 ; Audretsch, et al., 2012 ; Shearmur et Polese, 2007, Combes et al., 2012). A l'inverse, les activités localisées sur un territoire déterminent son profil et ses performances en termes de création d'emplois et de valeur.

Les analyses du lien entre la performance individuelle des entreprises et les caractéristiques de leur territoire d'implantation ont pour corolaire une forte hétérogénéité des taux de croissance de l'emploi. Ce résultat s'inscrit aussi bien dans une analyse microéconométrique standard fondée sur des données individuelles d'entreprises que dans un modèle qui regroupe les entités selon leur territoire d'implantation. A notre connaissance, peu de travaux traitent cette question et, lorsqu'une hétérogénéité est mise en évidence, les contributions respectives des spécificités individuelles des entreprises et des caractéristiques de leur territoire d'implantation ne sont pas évaluées. L'objet de cet article est de nourrir la réflexion sur le sujet en s'interrogeant sur les sources des disparités territoriales observées en matière de création d'emplois que nous approchons en estimant le rôle des caractéristiques intrinsèques des entreprises et celui des caractéristiques locales.

Notre approche s'affranchit de certaines limites techniques rencontrées par la majorité des études empiriques sur le sujet lorsqu'elles estiment l'effet des caractéristiques locales sur la croissance des entreprises en recourant à des modèles dans lesquels des variables binaires et/ou des indicateurs régionaux figurent comme variables explicatives. Or, la combinaison dans une même équation de variables locales et individuelles risque de sérieusement biaiser les résultats obtenus (Raspe, 2009). En effet, si les entités localisées dans une même région ou zone géographique connaissent des trajectoires de croissance similaires, cela implique que l'une des hypothèses fondamentales des techniques d'estimation classiques, à savoir la nullité de la corrélation intra-classe, est non vérifiée (Aiello et Ricotta, 2016).

Afin de réduire ce risque, nous recourons à l'analyse multiniveaux. Cette méthode permet de prendre en compte la présence d'un effet spatial et sectoriel en *clusterisant* des données individuelles. Elle permet de dissocier la part de la variation des effectifs salariés expliquée par l'hétérogénéité individuelle des firmes de celle expliquée par les caractéristiques de leur territoire d'implantation. Cette technique permet aussi de corriger les biais d'endogénéité et les problèmes de multi-colinéarité spécifiques au traitement des données hiérarchiques (Aiello et Ricotta, 2016). Van Oort et Raspe (2011) et Van Oort et al. (2012) l'ont déjà appliquée à la croissance des entreprises mais en distinguant seulement deux types de populations, celles qui créent des emplois et les autres. Notre travail dépasse les limites du modèle multiniveau Probit grâce à l'utilisation de valeurs continues pour mesurer la croissance individuelle de l'emploi.

Une autre contribution de cette recherche provient de l'estimation de deux modèles de croissance de la firme. Le premier niveau de chaque modèle sera l'entreprise alors que le second combinera des indicateurs croisant zone d'emploi et secteur d'activité de manière à prendre en compte la spécialisation économique des différentes zones d'emploi.

Au-delà de l'aspect technique, cette recherche contribue à la compréhension des mécanismes sectoriels à l'échelle locale et de leur contribution à la trajectoire des entreprises. L'estimation des modèles distingue ainsi les secteurs relevant de la sphère présentielle de ceux qui composent la sphère productive.

La suite du travail s'organise de la manière suivante. La première section présente les sources et données utilisées, la deuxième souligne l'hétérogénéité des trajectoires de croissance de l'emploi des entreprises qui nous conduit à envisager une analyse multiniveaux dont les particularités sont présentées dans la partie 3. La partie 4 présente les résultats des estimations effectuées sur un modèle dit *vide*, d'abord, puis sur un modèle incrémenté de variables individuelles ensuite. Nous concluons en soulignant les apports de cette recherche à la littérature sur les disparités locales des trajectoires de croissance des entreprises et les prolongements possibles de ces analyses.

1. SOURCES ET DONNÉES MOBILISÉES

Afin de rendre compte de l'influence que les caractéristiques locales exercent sur la variation de l'emploi des firmes, nous avons construit un panel d'entreprises pour lesquelles nous disposons d'un ensemble de données géoréférencées.

Cinq étapes ont été nécessaires pour le constituer. La première a consisté à fusionner les fichiers CLAP en 2004, 2007 et 2010 en utilisant l'identifiant unique de l'entreprise, le numéro SIREN, comme clef de fusion. Cet appariement permet, entre autres, de calculer l'âge et les taux de croissance des effectifs salariés sur les périodes 2004-2007, 2007-2010 et 2004-2010. La deuxième étape a consisté à coupler le fichier obtenu avec les fichiers REE afin de compléter les informations

manquantes dans les fichiers CLAP, en particulier celles relatives à la date de création et au secteur d'activité de l'entreprise. Dans une troisième étape, la base obtenue a été rattachée au fichier LIFI afin de classer les entreprises dans quatre groupes distincts: les entités indépendantes, celles appartenant à un microgroupe, à un groupe de taille moyenne et à un groupe de grande taille. La quatrième étape a consisté à apparier le fichier obtenu avec les bases DIANE afin de calculer les différents ratios comptables (ratios de dettes, de rentabilité, d'autonomie financière, etc.) au niveau de l'entreprise. Enfin, la population d'entreprises obtenue a été fusionnée avec les fichiers déclaratifs ACOSS-URSSAF de manière à ne conserver que les entités privées actives¹. En définitive, nous ne conservons dans notre panel que les entreprises dont tous les établissements sont localisés dans la même zone d'emploi tout au long de la période². En termes économiques, cette sélection est relativement dommageable car les entreprises implantées dans plusieurs zones d'emploi sont celles qui emploient le plus grand nombre de salariés, mais elle permet ici d'isoler l'influence du contexte local sur l'évolution de l'emploi.

Ces traitements ont permis de constituer un panel cylindré composé de 68 081 d'entreprises localisées en France métropolitaine entre 2004 et 2010 à l'exclusion des entreprises agricoles, des entités opérant dans le secteur des activités financières et d'assurances, des activités de location et exploitations des biens immobiliers, des activités de location et location-bail, et des agences d'intérim. En prenant pour référence les données d'emploi publiées par l'INSEE³, les échantillons retenus présentent environ 9,1% du total de l'emploi salarié privé en 2010 en France métropolitaine. Les entreprises de l'échantillon emploient 2 170 860 salariés au 31 décembre de l'année 2010.

Le Tableau 7 dans l'annexe 1 présente la structure du panel d'entreprises par secteur d'activité et classe de taille en début de période. Suivant Coad (2009), quatre groupes d'entreprises ont été définis en fonction de leur nombre de salariés en 2004 : les entités employant au plus 10 salariés, les entités employant entre 10 et 19 salariés, les entités ayant entre 20 et 49 salariés et les entités employant 50 salariés et plus.

Tous secteurs confondus, la structure des échantillons, en termes de classes de taille, est correctement représentative du tissu productif français. Sur la période 2004-2010, les entités employant moins de 10 salariés représentent plus de 68% de l'ensemble. Toutefois, en 2010, ces dernières n'emploient que 18% du total, reflétant ainsi la concentration de l'emploi au cours de la période. Ce constat va dans le sens des études empiriques sur données françaises et européennes (INSEE, 2012, 2014 ; Eurostat, 2015).

De manière générale, les échantillons utilisés tendent à surreprésenter l'industrie manufacturière, la construction et le commerce et réparation automobile. En ce qui concerne ce dernier secteur, le biais est surtout important pour les deux premières classes de taille et tend à s'estomper lorsque le nombre d'employés aug-

¹ Quand une entreprise ne déclare pas sa masse salariale à l'URSSAF (condition d'existence dans les bases ACOSS), cela ne veut pas dire pour autant que celle-ci n'exerce plus d'activité. En effet, ces fichiers incluent uniquement les entreprises employeuses. De ce fait, si l'entreprise n'emploie pas de salariés au cours d'une année, elle sera absente de la base ACOSS.

² Ce type d'élimination des établissements des entreprises multirégionales est courant dans l'analyse des déterminants locaux de la croissance ou des performances des entreprises. Ainsi, Combes (2000) ainsi que Barbesol et Briant (2008) analysent l'influence des effets d'agglomération sur la productivité en n'observant que les entreprises mono-établissement. Notre condition est moins restrictive mais élimine cependant les grands groupes nationaux.

³ Source : INSEE. Disponible en ligne : http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?ref_id=ir-eds2008&page=irweb/eds2008/dd/eds2008_emploi.htm (consulté le 21 avril 2016).

mente. Les secteurs de l'hébergement et restauration, les activités de services et de soutien, ainsi que les activités liées à la santé humaine et à l'action sociale sont moins représentés dans notre population que dans les fichiers sources. Ici encore, la distorsion est moins forte pour les entreprises de 20 salariés et plus. Ces distorsions de l'échantillon par rapport à la population d'ensemble restent toutefois limitées et ne donnent pas lieu à des contradictions par rapport aux poids relatifs des secteurs selon les classes de taille. L'échantillon utilisé présente par conséquent une représentativité satisfaisante de l'ensemble de l'économie française.

Les entreprises ont ensuite été regroupées au niveau géographique. L'analyse est conduite au niveau des zones d'emploi métropolitaines, découpage particulièrement adapté aux études locales sur le marché du travail⁴. De plus, et toujours suivant l'INSEE (2016), nous reprenons le principe d'une partition de l'économie en deux sphères, présentielle et productive, qui « permet de mieux comprendre les logiques de spatialisation des activités et de mettre en évidence le degré d'ouverture des systèmes productifs locaux. Elle permet aussi de fournir une grille d'analyse des processus d'externalisation et autres mutations économiques à l'œuvre dans les territoires. Les activités présentielles 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. Les activités productives sont déterminées par différence. Il s'agit des activités qui produisent des biens majoritairement consommés hors de la zone et des activités de services tournées principalement vers les entreprises correspondantes.»⁵.

2. HÉTÉROGÉNÉITÉ DES VARIATIONS DE L'EMPLOI

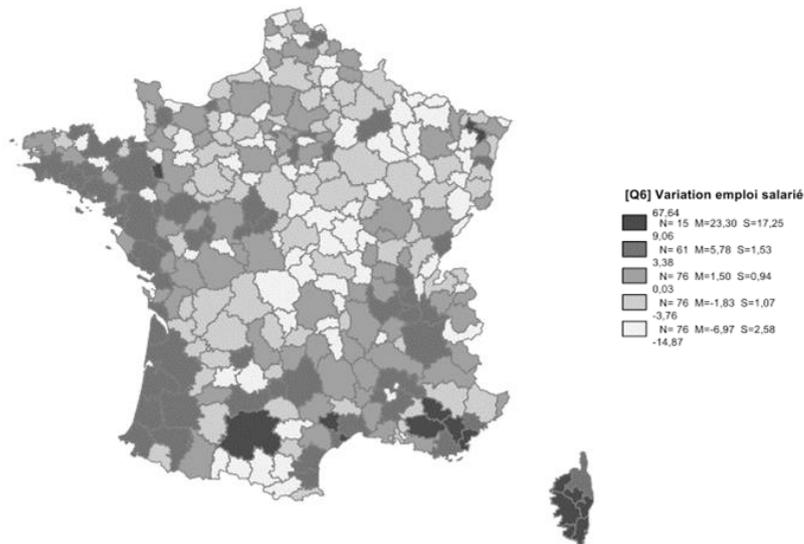
En 2010, la France métropolitaine compte 26,8 millions de personnes actives, dont 24,3 millions de salariés répartis dans près de 1,2 million d'entreprises sur les près de 4 millions dénombrées. Sur la période 2004-2010, près de 450 000 emplois salariés ont été créés malgré une perte d'environ 520 000 emplois dans le secteur industriel. Au cours de cette période, le taux de croissance de l'emploi salarié a été légèrement supérieur à 2%. Ce gain est totalement imputable à la période 2004-2007 au cours de laquelle l'emploi salarié total a augmenté de 2% alors qu'il a diminué de 1% entre 2007 et 2010 (Cf. Données d'emploi localisées, INSEE).

Face à ces évolutions démographique et économique, les territoires ne sont pas égaux. En particulier, l'évolution du nombre de salariés diffère nettement selon les zones d'emploi comme le soulignent les travaux mettant en relief les dynamiques métropolitaines au cours de la fin des années 2000 (voir par exemple Borzic et Le Jeannic, 2014 ou Dherbecourt et Le Hir, 2016). Au-delà du phénomène métropolitain, la projection des taux de croissance calculés des différentes zones d'emploi permet de saisir l'ampleur des écarts entre les dynamiques territoriales à une échelle fine (Figure 1). La zone d'emploi d'Oyonnax, située dans la région Rhône-Alpes, a connu une baisse de 18,5% de ses effectifs entre 2000 et 2010. A l'opposé, la zone d'emploi de Draguignan a vu ses effectifs salariés croître d'environ 34,5% durant la même période.

⁴ L'INSEE définit une zone d'emploi comme un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts. Le découpage de 2010 se fonde sur les flux de déplacement domicile-travail des actifs observés lors du recensement de 2006.

⁵ Source : http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?reg_id=99&ref_id=sphere.

Figure 1: Evolution de l'emploi salarié par zone d'emploi au cours de la période 2004-2010



Source : INSEE, Estimation d'emploi par zone d'emploi et secteur d'activité. Champ : ICS. Calculs des auteurs.

Note : Cette carte représente le taux de variation relatif de l'emploi total salarié par zone d'emploi. Elle est réalisée par la méthode des quartiles avec isolement des classes extrêmes en séparant les 5 pourcent des valeurs les plus petites et les 5 pourcent des plus grandes. Cinq catégories ont été identifiées. Pour chaque classe, la légende reporte la valeur maximale, représentée par le premier chiffre, le nombre d'unités spatiales (N), le taux de variation moyen (M) et l'écart-type (S).

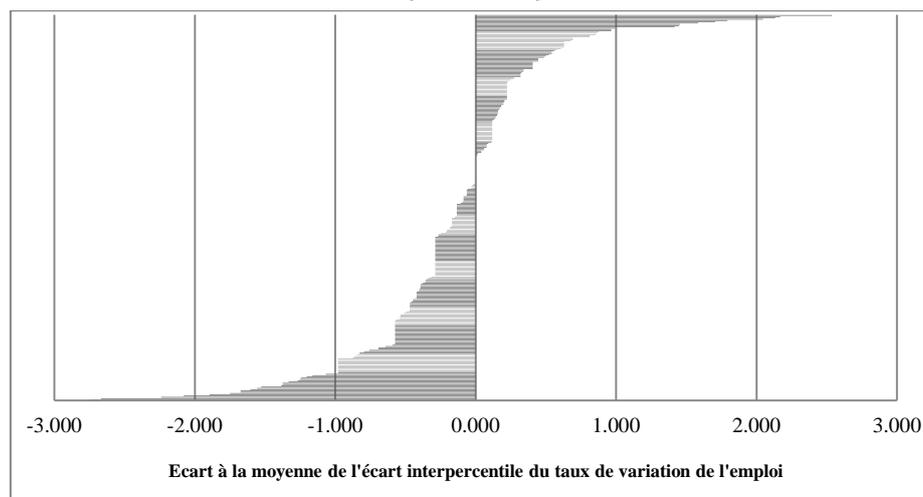
L'écart à la moyenne du taux de croissance de l'emploi salarié observé dans les 304 zones d'emploi (figure 2) laisse apparaître une situation assez clivée. Alors que 111 zones d'emploi présentent un taux de croissance de l'emploi salarié supérieur à la moyenne nationale, on observe un taux de croissance inférieur à la moyenne nationale dans 171 zones d'emploi, les 20 zones d'emploi restantes présentant un taux de variation strictement égal à la moyenne. En revanche, il est assez frappant d'observer que la tendance n'est pas le fait de quelques territoires atypiques. Les valeurs extrêmes sont en effet sensiblement égales : les zones d'emploi les plus performantes présentent un taux de croissance de l'emploi supérieur à la moyenne de 2,7 points alors que la différence atteint -2,75 points dans les moins performantes.

La déformation du marché du travail résulte principalement de l'augmentation des effectifs dans les activités dites présentes au détriment des activités productives dont la part a diminué (Reynard et al., 2015). En 2010, les activités présentes représentent approximativement 65% de l'emploi total. Les effectifs de cette sphère ont augmenté dans toutes les zones d'emploi, bien qu'à des rythmes très différents. En revanche, malgré un repli global, ceux de la sphère productive se sont tout de même accrus dans près du quart des zones d'emploi.

La Figure 3 met en évidence les niveaux et la répartition des taux de croissance de l'emploi constatés dans les zones d'emploi présentes et les zones d'emploi productives. Afin de tenir compte de la rupture qui s'est opérée au cours de la période étudiée, deux phases sont distinguées : 2004-2007 et 2007-2010. La diminu-

tion généralisée des taux de croissance mesurés entre 2007 et 2010 par rapport à ceux de 2004-2007 précédemment mentionnée est également observée sur ces données désagrégées. Ce mouvement affecte les deux types de territoires même si, dans les deux cas, les zones côtières résistent mieux que les zones d'emploi de l'intérieur et, surtout, du nord-est.

Figure 2. Distribution normalisée des taux de variation de l'emploi par zone d'emploi (2004-2010)



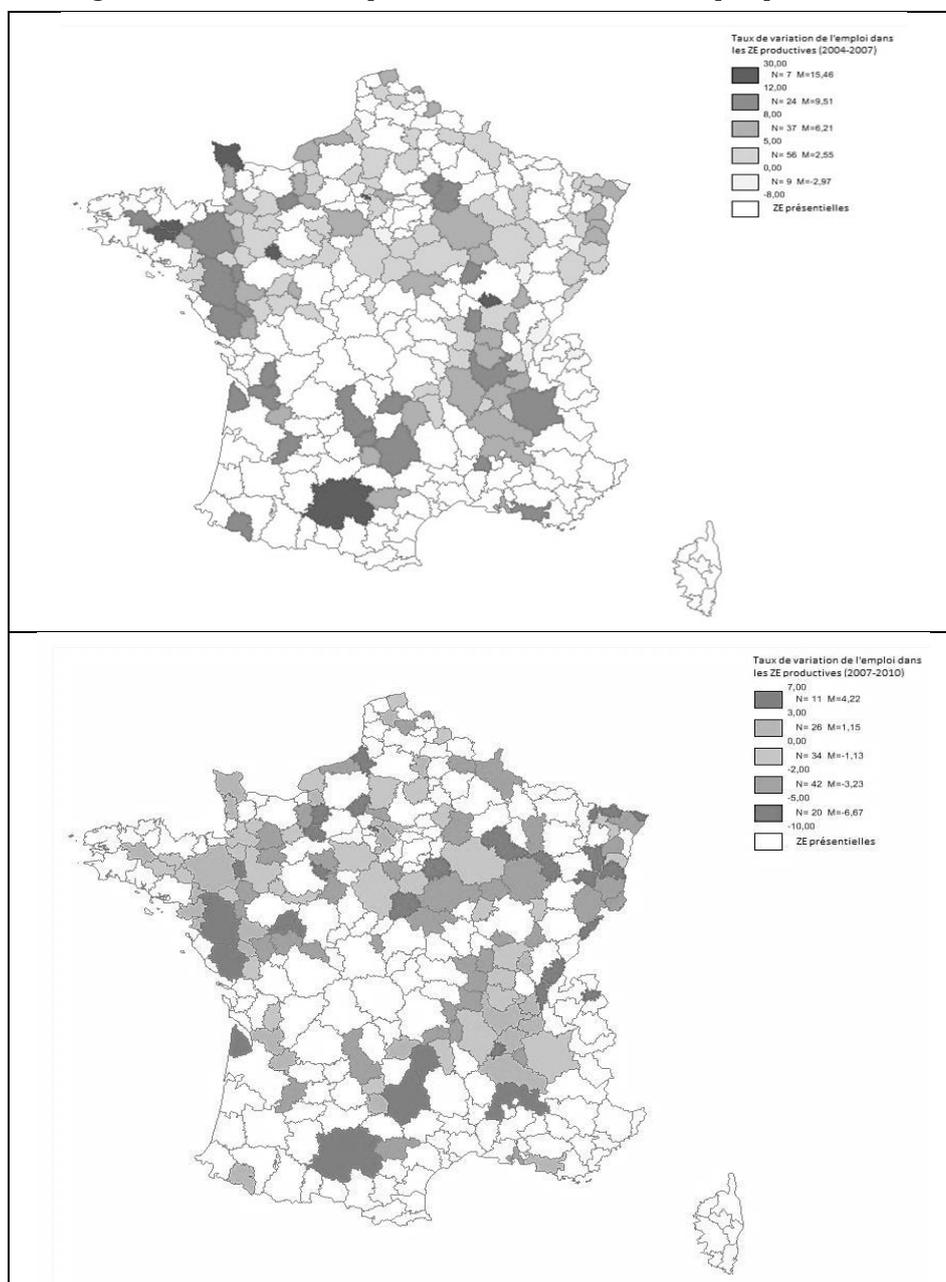
Sources : INSEE, Clap Etablissements. Champ : ICS. Calculs des auteurs.

3. STRATÉGIE ÉCONOMÉTRIQUE : L'ANALYSE MULTINIVEAUX

L'estimation de l'effet des facteurs géographiques sur les trajectoires des entreprises est complexifiée par le problème de causalité réciproque. On est tenté de rechercher dans la comparaison entre les territoires, la variance nécessaire à l'identification des effets éventuels des facteurs géographiques sur les évolutions de l'emploi. Puisque qu'il n'est pas toujours possible d'observer toutes les variables pertinentes dans l'explication du taux de croissance de l'emploi, une solution possible consiste à prendre en considération les « effets fixes » de lieu d'implantation des firmes. Ces effets fixes ne permettent cependant pas d'identifier si ces facteurs géographiques ont un impact sur la variation de l'emploi. En effet, les entreprises localisées sur un même territoire ne bénéficient pas de la même manière des ressources qu'il recèle. Cette variabilité, l'hétérogénéité paramétrique entre les entreprises et les territoires, peut être modélisée comme une variation stochastique en économétrie classique. L'extension de la modélisation à paramètres aléatoires à une modélisation multiniveaux (la régression hiérarchique) initialement proposée en sciences de l'éducation⁶ s'est étendue à différentes disciplines, dont l'économie géographique, dans lesquelles la question de l'environnement dans lequel évolue un sujet influence son propre parcours.

⁶ Les méthodes d'analyse multiniveaux, en coupe puis en longitudinal, ont été développées par Goldstein (1987), Hox (2010) et Hox et Roberts (2011). Elles sont notamment utilisées pour rechercher des corrélations entre d'une part des indicateurs individuels et d'autre part des variables socio-économiques prises en compte simultanément à plusieurs niveaux : individu, région, etc.

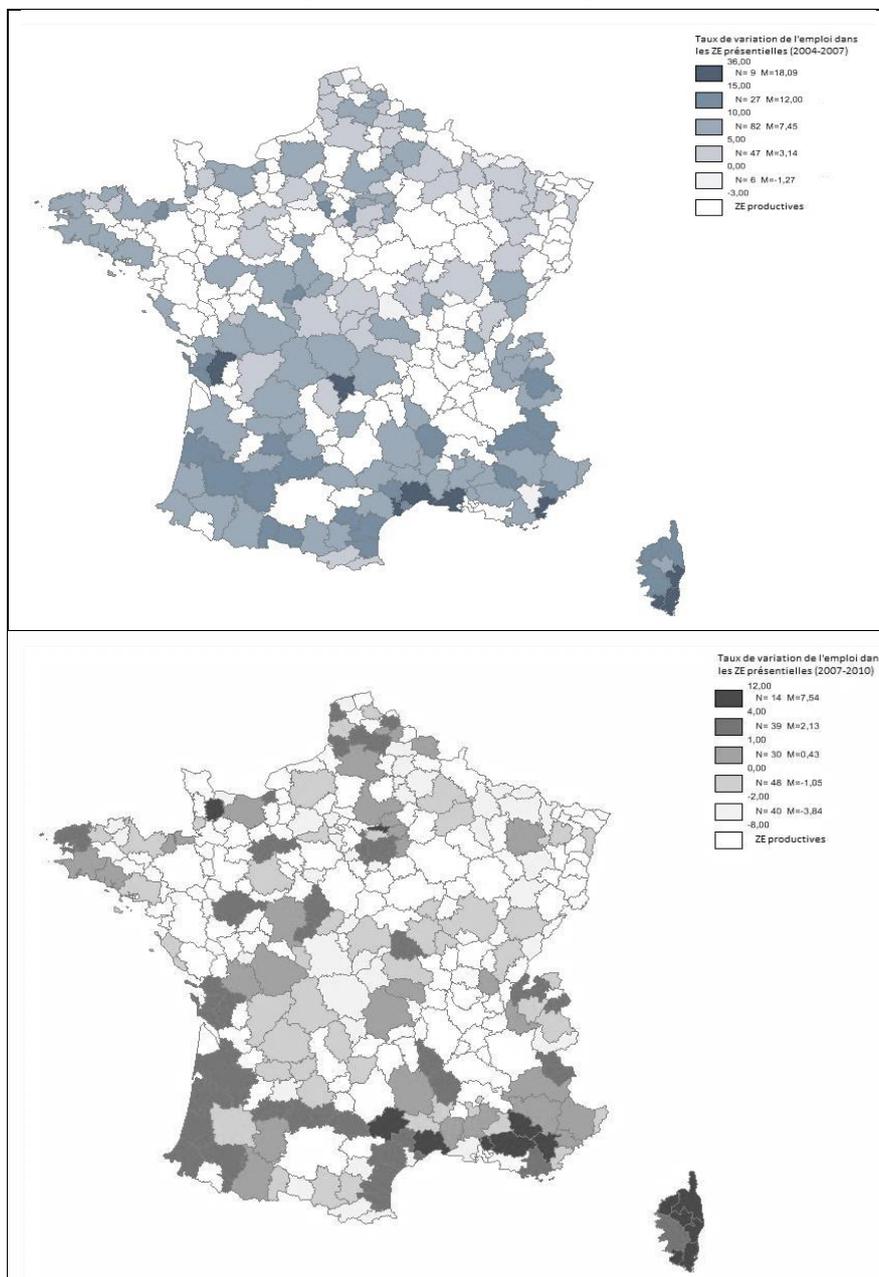
Figure 3: Evolution de l'emploi salarié dans les zones d'emploi productives



Note de lecture : Au cours de la période 2004-2007, l'emploi salarié de la zone d'emploi de Toulouse a augmenté de 13,2%, la plaçant dans la classe des ZE dont la croissance est située entre 12 et 30%. Le taux de croissance moyen des 7 zones d'emplois (N=7) comprises dans cette classe est égal à 14,45%.

Source : INSEE CLAP. Calculs des auteurs.

Figure 4: Evolution de l'emploi salarié dans les zones d'emploi présentes (2004-2007 et 2007-2010)



Note de lecture : Au cours de la période 2007-2010, l'emploi salarié de la zone d'emploi de Nemours a diminué de 5,5%, la plaçant dans la classe des ZE dont la croissance est située entre -8 et -2%. Le taux de croissance moyen des 40 zones d'emplois (N=40) comprises dans cette classe est égal à -3,84%.

Source : INSEE CLAP. Calculs des auteurs.

L'analyse multiniveaux est particulièrement indiquée dans l'étude des causes locales de phénomènes individuels. Une présentation générale en est donnée dans l'encadré 1⁷. Van Oort et al. (2012) donnent une présentation de ses avantages. Elle permet d'estimer des modèles microéconométriques, tout en tenant compte de la nature hiérarchique des données, en corrigeant les inférences. Les techniques de régression multiples traditionnelles traitent les unités analysées comme des observations indépendantes et, donc, sans tenir compte des structures hiérarchiques. L'une des conséquences de cette hypothèse d'indépendance est que les écarts-types des coefficients de régression sont sous-estimés, ce qui conduit à une surévaluation de la significativité des modèles. Les écarts-types des coefficients des variables du niveau supérieur sont les plus fortement affectés par le non-regroupement en différents niveaux ce qui, dans le cas présent, peut résulter dans une surévaluation de l'influence des facteurs locaux sur la croissance de l'emploi.

L'analyse multiniveaux est généralement conduite en plusieurs étapes (Bressoux, 2008). La première étape consiste à estimer un modèle sans aucune variable explicative. Ce modèle s'apparente à une ANOVA à effets aléatoires. Il compare le pourcentage de variance de la variable dépendante expliqué par le niveau individuel, et le pourcentage de variance expliqué par le niveau agrégé. Ce modèle "vide" permet en fait de savoir si le recours à la modélisation multiniveaux est pertinent, en examinant comment la variance de la variable dépendante se distribue entre les différents niveaux d'analyse. La part de variance expliquée par chaque niveau se calcule ensuite en rapportant sa variance à la variance totale. Ces valeurs sont également données par le coefficient de corrélation intraclasse (ICC). L'ICC représente la part de variance inter-groupes dans la variance totale : il mesure donc le degré de similarité des individus qui appartiennent à une même macro-unité. Une faible valeur de l'ICC est signe d'une forte ressemblance entre les individus et ne nécessite pas de renoncer aux méthodes économétriques classiques. Une valeur élevée de l'ICC, la significativité des variances et le test LR permettent de juger de la pertinence d'une modélisation multiniveaux et invitent à passer à la seconde étape de l'analyse. La seconde étape (modèle à constantes aléatoires) passe par l'introduction de variables individuelles fixes. Les effets fixes correspondent aux paramètres standards d'une régression linéaire. Il est enfin possible de comparer la part de variance expliquée par chaque modèle relativement au modèle vide⁸ afin de mesurer le gain explicatif du modèle incrémenté.

Encadré 1 - L'analyse multiniveaux

L'analyse multiniveaux repose sur l'hypothèse que les entreprises localisées dans une même zone d'emploi et appartenant à un même secteur d'activité bénéficient des mêmes caractéristiques locales et productives et ont donc plus de chance de se ressembler⁹ que les firmes ayant les mêmes caractéristiques individuelles (taille, âge, secteur, etc.) mais localisées dans d'autres territoires et appartenant à d'autres secteurs d'activité. Toutefois, cette similitude viole l'hypothèse d'indépendance des erreurs nécessaire à l'application de la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et qu'elle rend donc inefficace en raison du biais des estimateurs qu'elle engendre.

L'analyse multiniveaux permet de pallier cet inconvénient et de traiter les variables à structure hiérarchique comme le sont les variables individuelles et locales. Dans cette perspec-

⁷ Pour compléter cette présentation, cf. Bosker (2012), Courgeau et Baccaïni (1997), Givord et Guillermin (2016), Goldstein (1995), Snijder et Bosker (2012).

⁸ Cela revient à calculer un pseudo- R^2 selon une formule de type : (variance estimée par modèle vide - variance estimée par modèle avec variables explicatives) / variance estimée par modèle vide.

⁹ Ici en termes de variations des effectifs salariés.

tive, les coefficients de régression propres à chaque groupe (chaque croisement de secteur et de zone d'emploi) sont aléatoires. On spécifie alors que, pour la constante et pour chaque variable au niveau 1, les coefficients distincts selon les groupes suivent une loi normale multivariée. Les modèles multiniveaux estimés comportent donc à la fois des coefficients fixes et des coefficients aléatoires.

Nous appliquons le modèle multiniveaux de deux niveaux en deux étapes. La première consiste dans l'estimation d'un modèle vide, tel que :

$$\text{Niveau 1} : Growth_{ic} = \beta_{ic} + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

$$\text{Niveau 2} : \beta_{ic} = \gamma + \mu_z + \mu_s = \gamma + \mu_c \quad (2)$$

avec i l'indice de la firme ($i = 1, \dots, N$), c l'indice du club (territoire x secteur) et où $\varepsilon_{it} \approx \mathcal{N}(0, \sigma_e^2)$ et $\mu_t = \mu_z + \mu_s \approx \mathcal{N}(0, \sigma_{\mu_0}^2)$. μ_z et μ_s désignent respectivement les constantes aléatoires par zone d'emploi et secteur d'activité. γ est la moyenne totale et $Growth_{it}$ est le taux de croissance des effectifs salariés de la firme défini comme la différence entre le logarithme népérien du nombre de salariés de fin de période de l'entreprise entre les années t et $t-n$.

La forme réduite du modèle vide à coefficients aléatoires est obtenue par substitution au sein de l'équation de premier niveau de la variable β_{ic} , donnée par la seconde équation.

$$Growth_{ic} = \gamma + \mu_c + \varepsilon_{ic} \quad (3)$$

où γ est la partie fixe du modèle (la moyenne totale) et $\mu_c + \varepsilon_{ic}$ est la partie aléatoire.

L'estimation des variances des constantes aléatoires μ_t et ε_{it} notées respectivement $\sigma_{\mu_0}^2$ et σ_e^2 permet de calculer le coefficient ICC (*Intra-class Correlation*) qui est le rapport de la variance expliquée au niveau du club ($\sigma_{\mu_0}^2$) sur la variance totale du taux de variation de l'emploi ($\sigma_{\mu_0}^2 + \sigma_e^2$). Ce coefficient se mesure comme suit :

$$ICC = \frac{\sigma_{\mu_0}^2}{\sigma_{\mu_0}^2 + \sigma_e^2}$$

avec $\sigma_{\mu_0}^2$ la variance inter-groupe (mesurant l'hétérogénéité de la variation des effectifs provenant de l'environnement local et des caractéristiques du secteur d'activité auquel appartient la firme), σ_e^2 la variance intra-groupe (mesurant l'hétérogénéité due aux caractéristiques individuelles de l'entité) et $\sigma_e^2 + \sigma_{\mu_0}^2$ la variance totale du taux de croissance de l'emploi.

L'estimation du modèle vide permet également de tester l'hypothèse de nullité de la variance inter-groupe $\sigma_{\mu_0}^2$ afin de légitimer ou non la modélisation en multiniveaux : il s'agit du LR test qui permet de voir s'il existe ou non une différence en termes de variations des effectifs salariés entre les firmes localisées dans différentes zones d'emploi. Le rejet de l'hypothèse nulle de ce test justifie le recours à cette technique.

Les estimations ont été effectuées avec le logiciel Stata. Les commandes utilisées sont *xtmixed*, *eststo* et *estadd*.

Les modèles multiniveaux permettent de s'affranchir de deux types d'erreurs. L'erreur écologique qui consiste à interpréter au niveau individuel les résultats d'une modélisation effectuée à un niveau agrégé ; l'erreur atomiste qui conduit à ignorer le contexte dans lequel évolue l'individu et à étendre à la dimension du contexte un ensemble d'effets individuels. Ces modèles constituent également des outils d'investigation des effets contextuels. Leur intérêt spécifique est de distinguer la variabilité existante au niveau individuel de la variabilité inter-groupes. Ainsi, en comparant la variance de niveau groupe avant et après introduction des caractéristiques individuelles, ils permettent de quantifier les effets de composition dans la variabilité des taux de croissance observés entre les différents groupes constitués. Ils sont enfin utiles pour déterminer si les variations inter-groupes repérées concernent l'ensemble des individus composant les groupes ou seulement certains éléments présentant des profils particuliers. Ils permettent enfin d'évaluer dans quelle mesure cette variabilité inter-groupes complexe peut être expliquée par les caractéristiques contextuelles incluses dans le modèle. Les coefficients du niveau 1 (constantes et/ou pentes) peuvent ainsi varier d'une unité de niveau 2 à l'autre, et cette variation fait elle-même l'objet d'une modélisation et ainsi, potentiellement, d'une explication par des variables se rapportant aux unités de niveau 2.

L'analyse multiniveaux permet enfin d'estimer simultanément les effets du groupe et les effets des prédicteurs du niveau-groupe : une manière alternative de prendre en considération l'effet groupe est d'inclure des variables muettes pour les groupes dans un modèle de

régression traditionnel. Un tel modèle est de type modèle à effets fixes. La plupart du temps on trouvera un estimateur défini au niveau du groupe. Dans un modèle à effet fixe, les effets de l'estimateur au niveau du groupe sont confondus avec les effets des variables muettes de chaque groupe, si bien que l'on ne peut pas séparer les effets dus aux caractéristiques observées et inobservées des groupes contrairement à un modèle multiniveaux (à effets aléatoires) dans lequel ces deux types d'effets peuvent être distingués.

En dépit des avantages mentionnés auparavant et dans l'encadré 1, le modèle multiniveaux souffre de limites liées au problème d'endogénéité. Il est à peu près certain que les variables individuelles soient, au moins partiellement, endogènes et ce, pour deux raisons. En premier lieu, le comportement d'un individu peut varier avec le comportement du groupe, ici l'ensemble des entreprises d'une même zone d'emploi, auquel il appartient. Ensuite les comportements et stratégies des entreprises peuvent influencer les variables locales. La procédure de Mundlak qui consiste à inclure dans le modèle les moyennes de toutes les variables de niveau individuel et à tester la nullité des coefficients associés à ces variables permet de tester indirectement l'hypothèse d'exogénéité du modèle à effets aléatoires. Elle ne résout cependant pas le problème de causalité inverse qui découle de la seconde forme d'endogénéité. Il est donc important de souligner que les coefficients ne doivent pas être interprétés en termes de causalité et que les résultats sont soumis à ces limites.

4. LE ROLE LIMITÉ DE LA LOCALISATION DANS LES TRAJECTOIRES DE CROISSANCE DES FIRMES

Cette section décompose la variance du taux de croissance de l'emploi en fonction des caractéristiques locales et sectorielles simultanément considérées. Deux niveaux ont été définis : l'entreprise (niveau 1) et la zone d'emploi combinée au secteur d'activité de la firme (niveau 2). Sur ce dernier plan, chacune des 304 zones d'emploi métropolitaines a été croisée aux seize secteurs d'activité sélectionnés pour l'analyse¹⁰. Nous suivons en cela la méthode mise en œuvre par Raspe et Van Oort, 2011 ; Van Oort et al., 2012 ; Mahlberg et al., 2013 ; Aiello et Ricotta., 2016. Les entreprises sont donc réparties en 2 090 groupes différents. Suivant Van Oort et al. (2012), ces groupes sont ici appelés « clubs »¹¹.

Afin de ne pas troubler l'estimation de l'effet local par la présence de firmes dont les sites de production et/ou de vente sont localisés dans plusieurs zones d'emploi, seules les entités dont tous les établissements sont localisés au sein de la même zone d'emploi ont été retenues pour l'estimation du modèle. De plus, l'influence de la conjoncture macroéconomique sur la relation entre les comportements des entreprises et le contexte local est prise en compte grâce à l'estimation des modèles sur trois périodes : 2004-2010, 2004-2007 et 2007-2010. Ce découpage permet de mettre en évidence l'effet potentiel de la crise économique survenue en France en 2008-2009.

4.1. Le modèle vide

Cette section présente les résultats des estimations obtenus lorsqu'on estime un modèle dit vide. Ce modèle permet d'évaluer dans quelle mesure la variation de la variable expliquée, ici le taux de croissance de l'emploi, peut être attribuée à des

¹⁰ Il s'agit du Niveau 1 (dénommé section) de la NAF, Rév.2 2008.

¹¹ D'après les auteurs, les secteurs ne peuvent pas être emboîtés dans les zones géographiques et vice versa. Il faut donc les combiner en créant des « clubs » (ou des « clusters ») afin de tenir compte des spécificités productives des secteurs d'activité.

facteurs inobservés intervenant à l'un ou l'autre des niveaux du modèle (entreprise ou territoire x secteur). Le rejet de l'hypothèse nulle du LR test légitime clairement le recours à une analyse multiniveaux sur nos données hiérarchisées d'entreprises (Tableau 1).

Tableau 1. Résultats des estimations par période pour l'ensemble des entreprises

	2004-2010	2004-2007	2007-2010
	Growth	Growth	Growth
Constante	0.0241*** (0.00296)	0.0591*** (0.00214)	-0.0354*** (0.00182)
Variances			
ZE2010*Section	0.00275*** (0.000361)	0.00112*** (0.000171)	0.000592*** (0.000121)
Etablissement	0.239*** (0.00130)	0.149*** (0.000810)	0.128*** (0.000699)
ICC	0.0114	0.00748	0.00459
Nb. d'entreprises	68081	68081	68081
Nb. d'entr. par groupe			
Minimum	2	2	2
Moyenne	55.13	55.13	55.13
Maximum	2446	2446	2446
LR test	237.29	152.38	72.73
Log restricted-likelihood	-48143.4	-31892.0	-26854.2

Note : Les écarts types estimés sont entre parenthèses.

Les *, **, et *** indiquent un degré de significativité de 10%, 5%, et 1% respectivement.

Les résultats reportés dans le Tableau 1 montrent que, globalement, la variation de l'emploi des entreprises dépend fortement de la conjoncture économique, de la nature de la zone d'emploi dans laquelle ces entités opèrent et de leur taille en début de période. L'ICC global est de 1,01% ce qui laisse peu de place à l'existence d'un effet strictement local puisque près de 99% de la croissance de l'emploi serait alors expliquée par les caractéristiques propres des entreprises.

Tableau 2. Résultats des estimations selon les classes de taille d'entreprises (2004-2010)

	2004-2010			
	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth
Constante	0.0420*** (0.00330)	-0.0246*** (0.00476)	-0.00350 (0.00619)	-0.0161 (0.00927)
Variances				
ZE2010*Section	0.00211*** (0.000403)	0.00326*** (0.000769)	0.00593*** (0.00126)	0.00347*** (0.00206)
Entreprise	0.269*** (0.00177)	0.158*** (0.00218)	0.161*** (0.00285)	0.223*** (0.00593)
ICC	0.00778	0.0202	0.0355	0.0153
Nb. d'entreprises	47023	11065	6893	3100
Nb. d'entr. par groupe				
Minimum	2	2	2	2
Moyenne	38.32	13.17	9.353	5.882
Maximum	1958	270	156	69
LR test	85.70	38.20	54.92	4.17
Log restricted-likelihood	-36022.5	-5581.6	-3586.5	-2098.9

Note : Les écarts types estimés sont entre parenthèses. *, **, et *** indiquent un degré de significativité de 10%, 5%, et 1% respectivement.

Les résultats des estimations effectuées en fonction des classes de taille d'entreprises (Tableau 2) montrent que les entreprises employant entre 10 et 20 salariés présentent une plus forte sensibilité aux caractéristiques locales et sectorielles que les autres. Sur l'ensemble de la période, l'ICC des entités dont l'effectif est compris entre 20 et 50 salariés est de plus de 3,5%, alors qu'elle est inférieure à 1% pour celles employant moins de 10 salariés¹².

Garsaa et Levratto (2016) ont montré que les établissements métropolitains réagissent différemment aux caractéristiques locales de leur territoire d'implantation selon qu'ils sont localisés dans des zones d'emploi présentes ou productives. Ce découpage en deux zones est ici repris. Il est réalisé en calculant pour chaque zone d'emploi, la part de l'emploi associé à la sphère présente dans le total des effectifs en 2010¹³. Les zones ont été définies en fonction de la valeur médiane de ce ratio (égale à 0,636 en 2010). Les zones pour lesquelles la valeur de ce ratio est strictement supérieure à sa médiane sont alors considérées comme des zones présentes.

Les tableaux 2 et 3 présentent les résultats du modèle vide pour les zones présentes seulement au cours des périodes 2004-2007 et 2007-2010 (les estimations pour l'ensemble de la période étudiée sont présentées dans l'annexe 2). Ils montrent que l'accroissement de l'effet local mesuré par l'ICC en période de crise concerne exclusivement les entreprises employant entre 50 salariés et plus. Pour ces entreprises, l'ICC a fortement augmenté et est ainsi passée de 0%¹⁴ entre 2004 et 2007 à environ 7% au cours de la période 2007-2010. Ce coefficient a, en revanche, légèrement diminué pour les entités employant moins de 10 salariés et celles dont l'effectif est compris entre 20 et 49 salariés en début de période. Les entreprises de grande taille localisées dans les zones d'emploi présentes présentent donc une plus forte sensibilité à leur environnement productif et local depuis la crise. Le manque de synergie entre ces firmes et celles dont les activités sont principalement destinées à satisfaire la demande locale peut être à l'origine de ce résultat. En effet, grâce à leur grande taille, ces entreprises accèdent à des marchés étendus. Elles disposent également d'un meilleur accès aux circuits de financement ce qui leur permet d'investir davantage et, par conséquent, d'augmenter leur échelle de production et, *in fine*, la taille de leur marché. Leurs activités sont par conséquent beaucoup plus orientées vers les marchés nationaux, voire internationaux.

Une explication possible tient au déficit d'intégration des grandes firmes dans les zones d'emploi à dominance présente où la majorité des entreprises qui y opèrent sont orientées vers la satisfaction d'une demande locale. En effet, contrairement à leurs homologues de plus petite taille, les grandes entreprises sont majoritairement orientées vers des marchés extérieurs situés hors de leur aire de localisation. Leur intérêt à rester sur ces territoires en période de crise est par conséquent réduit par la quasi-absence de liens formels et informels avec leur voisinage. Dans un contexte de ralentissement économique, il semblerait que ces entreprises aient préféré réduire leur présence sur les territoires dans lesquels elles n'entraient pas ou très peu en synergie avec le tissu économique local, entraînant alors des baisses d'emplois.

¹² Les résultats détaillés des estimations pour les établissements confirment ces résultats. Ils sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

¹³ Ces données sont en accès libre sur le site de l'INSEE.

¹⁴ L'hypothèse nulle du LR test est en effet vérifiée pour ce modèle. Ce qui signifie qu'il n'existe aucune différence en termes de création d'emplois entre les entreprises localisées dans des zones d'emploi présentes différentes et opérant dans des secteurs d'activité différents (Encadré 1).

Concernant les résultats de l'estimation du modèle vide, une remarque s'impose sur la relative faiblesse de l'effet local mesuré à travers l'effet club et, corrélativement, l'importance des caractéristiques individuelles pour rendre compte des variations de l'emploi. À l'exception de quelques cas particuliers, la part de la variation de l'emploi due à des facteurs individuels non observés dépasse en moyenne 90%. Ce poids important plaide en faveur de l'estimation de modèles incrémentés des variables individuelles.

Tableau 3. Résultats des estimations du taux de variation de l'emploi des entreprises dans les zones d'emploi à dominante présentielle (2004-2007)

	2004-2007				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
Constante	0.0572*** (0.00280)	0.0719*** (0.00334)	0.0182*** (0.00445)	0.0307*** (0.00507)	0.0166* (0.00808)
Variances					
ZE2010*Section	0.00103*** (0.000239)	0.000924*** (0.000319)	0.00102*** (0.000503)	0.000941*** (0.000639)	8.80e-20*** (2.53e-19)
Entreprise	0.141*** (0.00114)	0.168*** (0.00163)	0.0802*** (0.00165)	0.0676*** (0.00180)	0.0825*** (0.00328)
ICC	0.00726	0.00547	0.0126	0.0137	1.07e-18
Nb. d'entr.	31062	21654	5047	3096	1265
Nb. d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	43.93	30.89	10.67	7.626	4.454
Maximum	524	387	67	55	23
LR test	43.20	16.14	5.91	2.83	4.5e-13
Log restricted-likelihood	-13699.0	-11464.1	-827.4	-245.8	-220.4

Note : Les écarts types estimés sont entre parenthèses. *, **, et *** indiquent un degré de significativité de 10%, 5%, et 1% respectivement.

Tableau 4. Résultats des estimations du taux de variation de l'emploi des entreprises dans les zones d'emploi à dominante présentielle (2007-2010)

	2007-2010				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
Constante	-0.0336*** (0.00235)	-0.0296*** (0.00279)	-0.0416*** (0.00401)	-0.0440*** (0.00580)	-0.0405*** (0.00935)
Variances					
ZE2010*Section	0.000418*** (0.000185)	0.000291*** (0.000218)	5.20e-20 (3.03e-16)	0.00107*** (0.000839)	0.00570*** (0.00251)
Entreprise	0.124*** (0.00101)	0.142*** (0.00138)	0.0810*** (0.00161)	0.0904*** (0.00241)	0.0762*** (0.00353)
ICC	0.00335	0.00204	6.43e-19	0.0116	0.0696
Nb. d'entr.	31062	21654	5047	3096	1265
Nb. d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	43.93	30.89	10.67	7.626	4.454
Maximum	524	387	67	55	23
LR test	8.23	2.50	0.00	2.05	7.49
Log restricted-likelihood	-11752.6	-9613.5	-822.2	-692.9	-209.1

Note : Les écarts types estimés sont entre parenthèses. *, **, et *** indiquent un degré de significativité de 10%, 5%, et 1% respectivement.

4.2. Le modèle augmenté des variables individuelles et locales

Les spécifications estimées précédemment ont été enrichies par l'introduction de variables illustrant les caractéristiques spécifiques des entreprises de manière à rendre compte de leur contribution à la variation de l'emploi. En enrichissant le modèle vide, il devient possible d'apprécier l'influence des caractéristiques individuelles. A la différence des analyses qui mettent exclusivement en relation la varia-

tion de l'emploi et les caractéristiques des entreprises, le modèle multiniveaux permet de « contextualiser » ces spécificités individuelles.

Tableau 5. Définitions et sources des données

Variable	Définition	Source
<i>Variables au niveau de l'entreprise</i>		
Growth	Taux de croissance de l'effectif de l'entreprise entre le début et la fin de période	CLAP
LnEff_1	Logarithme népérien de l'effectif salarié en début de période	CLAP
LnAge_1	Logarithme népérien de l'âge de l'entreprise en début de période	DIANE
RentEco_1	Rentabilité économique en début de période = Résultat d'exploitation/ Total du bilan	DIANE
RentFin_1	Rentabilité financière (rentabilité des capitaux propres en début de période) = Résultat net /Capitaux propres	DIANE
DettesCT_1	Dettes de court terme (remboursables à moins d'un an)/ Total du bilan en début de période	DIANE
DettesLT_1	Dettes de long terme (remboursables à plus d'un an)/ Total du bilan en début de période	DIANE
SubvExp_1	Subventions d'exploitation/Chiffre d'affaires en début de période	DIANE
CIE_1	Crédit Interentreprises en début de période = ((Créances clients - Dettes fournisseurs)/CA) ¹⁵	DIANE
Auto_1	Ratio d'autonomie financière en début de période = Capitaux propres / Total du bilan	DIANE
MicroGr_1	Variable indicatrice prenant la valeur 1 si, en début de période, l'entreprise appartient à un microgroupe, zéro sinon	LIFI
MoyenGr_1	Variable indicatrice prenant la valeur 1 si, en début de période, l'entreprise appartient à un groupe de taille moyenne, zéro sinon	LIFI
GrandGr_1	Variable indicatrice prenant la valeur 1 si, en début de période, l'entreprise appartient à un groupe de grande taille, zéro sinon	LIFI
CS3_Ent_1	Part des cadres et professions intellectuelles supérieures dans le total des effectifs de l'entreprise	CLAP et CLAP-Postes
MultiEtab	Variable indicatrice prenant 1 si l'entreprise est organisée en multi-établissements, zéro sinon	CLAP
zepres	Variable indicatrice prenant la valeur 1 si le siège de l'entreprise est localisé dans une zone présenteielle, zéro sinon	CLAP-INSEE
<i>Variables au niveau de la zone d'emploi</i>		
C5moy _t	Moyenne de la concentration géographique (somme des effectifs moyens des cinq plus grands établissements de la zone d'emploi / somme totale ¹⁶ des effectifs moyens de la zone d'emploi sur la période d'analyse) sur la période t	CLAP
Txchmoy _t	Moyenne du taux de chômage par zone d'emploi sur la période (2004-2010 ; 2004-2007 et 2007-2010 selon le modèle)	INSEE

Les variables introduites ont été sélectionnées à partir d'une revue de la littérature sur le sujet (Coad, 2009 pour les variables individuelles et Garsaa et Levratto, 2016 pour les variables locales). La définition et la source de chaque variable sont présentées dans le tableau 5. Ont ainsi été pris en compte des déterminants stratégiques tels que les ratios de rentabilité, de structure de la dette, d'autonomie financière, dont l'importance a été démontrée dans de nombreux articles empiriques consacrés à l'analyse des sources de la trajectoire de croissance des entreprises (cf. Evans, 1987 ; Storey et al., 1987 ; Santarelli et al., 2006 pour ne citer que quelques recherches). Les premières variables introduites correspondent à des caractéristiques structurelles des entreprises. Il s'agit évidemment de la taille (*lnEmp_1*) et de l'âge (*lnAge_1*) retardés approximés par le nombre de salariés exprimé en logarithme pour éviter l'effet de taille ainsi que le préconise Coad (2009). Elles ont été complétées par deux variables permettant de préciser le type d'entreprise consi-

¹⁵ Ce ratio reflète la situation prêteuse ou emprunteuse de l'entreprise (voir Dietsch, 1990 pour plus de détails sur cette notion) et mesure son pouvoir de négociation vis-à-vis de ses partenaires commerciaux.

¹⁶ Secteur marchand non agricole (champ privé).

déré. La première est une variable muette prenant la valeur 1 si l'entreprise est multi-établissements (*MultiEtab*) et 0 sinon (Coad, 2008). Nous nous attendons à ce que les entreprises multi-établissements présentent une croissance supérieure car elles profitent de gains d'efficacité liées à des économies d'échelle et à la diminution des coûts moyens des services de support à l'activité (comptabilité, ressources humaines, etc.). La seconde permet de distinguer les entreprises qui appartiennent à des micro-groupes dont l'effectif total est strictement inférieur à 500 salariés (*MicroG_1*), à des groupes moyens dont l'effectif total est compris entre 500 et 4999 salariés (*MoyG_1*), ou à des grandes groupes dont l'effectif total est supérieur à 5000 salariés (*LargeG_1*). Suivant Picart (2004) et Cayssials et al. (2007), on peut s'attendre à ce que la dynamique d'emploi des groupes soit plus importante que celle des entreprises indépendantes, même si cet effet diminue sur la fin de la période (Duhautois et al., 2014).

Les variables structurelles ont été complétées par des variables stratégiques qui laissent davantage de place aux choix des dirigeants. Il s'agit d'abord des qualifications de la main d'œuvre, connues pour conditionner les trajectoires des entreprises (Fingleton et al., 2004). Elles sont approximées par la part des cadres dans l'emploi total (*CS3_Ent_1*) dont les travaux mettent en évidence l'effet positif sur la croissance des entreprises. Nous avons ensuite introduit une série de variables retardées permettant d'apprécier la disponibilité des ressources financières. Il s'agit d'un ratio d'autonomie financière mesuré par le rapport entre les capitaux propres et le total du bilan (*CP_TotBilan_1*), de deux ratios d'endettement, l'un rapportant les dettes à court terme au total du bilan (*DettesCT_TotBilan_1*) alors que l'autre contient les dettes à long terme au numérateur (*DettesLT_TotBilan_1*). Compte tenu de l'importance du crédit interentreprises en France, nous avons également incorporé la part des dettes fournisseurs dans le passif (*CIE_bis_1*) qui met en évidence le positionnement de l'entreprise sur ce marché particulier. Afin de tenir compte du soutien public à l'emploi et des dispositifs d'aide aux entreprises la part des subventions dans le chiffre d'affaires (*SubvExp_CA_1*) a été prise en compte de même que la rentabilité financière (*Benef_Cp_1*) et le réinvestissement du résultat (*RtExp_TotBilan_1*). On s'attend à ce que ces variables exercent un effet positif sur la croissance de l'emploi.

Enfin, nous avons introduit deux variables locales, à savoir le taux de chômage moyen et la part des cinq plus grandes entreprises dans l'emploi total dans la zone d'emploi au cours de la période considérée. Ces variables permettent de prendre en compte l'influence du contexte local sur les trajectoires d'entreprises, comme dans Garsaa et Levratto (2016)¹⁷. Différentes combinaisons ont été testées en accord avec les recherches dans ce domaine¹⁸. L'indicateur de densité, proxy habituelle des économies d'agglomération, mesurant le nombre d'habitant par km², a été écarté en raison de sa forte corrélation avec le taux de concentration de chômage (-0,78 significatif à 1%).

La localisation influence la croissance de la firme par deux canaux de transmission. Un lien direct d'abord, qui part des opportunités de marché et des économies de localisation. Ces deux éléments importent car les entreprises tendent à se localiser à proximité les unes des autres et sur des territoires où les clients potentiels et/ou les fournisseurs sont suffisamment nombreux. Cette proximité couplée à la densité des acteurs leur permet de minimiser les coûts de transaction. Une relation indirecte ensuite qui passe par des économies d'agglomération qui découlent de

¹⁷ Une présentation complète des différentes combinaisons de variables et de leur interprétation est disponible dans Garsaa et Levratto (2016).

¹⁸ Les résultats présentés sont ceux qui ont obtenu les meilleurs tests. Nous tenons les autres à disposition des lecteurs sur simple demande.

l'organisation du système localisé de production et de sa densité. De ce point de vue, la localisation d'une entreprise est un déterminant essentiel de sa performance en raison de facteurs qui touchent autant à la disponibilité et à la concentration du capital humain, d'inputs non-échangeables et de biens et services spécialisés qu'à la proximité des débouchés (Audretsch, et al., 2012). La forte corrélation entre les caractéristiques locales (densité d'entreprises ou d'habitants, part des cadres dans l'emploi salarié, indice de concentration, part de l'industrie dans l'emploi, proportion d'établissements indépendants...) nous a conduit à retenir deux variables dont la capacité à illustrer ici le contexte local est particulièrement élevée (Garsaa et Levratto, 2016). Il s'agit du taux de chômage moyen et de la part des cinq plus grandes entreprises dans l'emploi total de la zone d'emploi au cours de la période considérée.

Un modèle à constante aléatoire particulièrement adapté à ce type de question et de données (Alcacer et al., 2013) a été estimé. Les résultats des estimations des modèles incrémentés corroborent les précédents (Tableau 6). Globalement, les trajectoires individuelles de croissance de l'emploi dépendent à près de 99% des caractéristiques propres aux entreprises et à 1% de l'effet « club ». Ces valeurs sont conformes à celles de la littérature sur la France (Aiello et Ricotta, 2016). Les entreprises appartenant aux deux classes de taille intermédiaires restent celles dont la variation de l'emploi est la plus sensible à l'effet local. Sur l'ensemble de la période étudiée, leur ICC est proche de 3%. Il est plus important pendant la crise qu'avant comme le montrent les valeurs les plus élevées pour la classe des entreprises employant entre 20 et 49 personnes qui passent de 1 à 1,8%. Les autres variables ont l'effet attendu, à l'exception de la variable binaire *zepres* qui n'est pas significative. Les estimations par type de zone d'emploi et par période (voir les tableaux 9, 10, 11 et 12 des annexes 3 et 4) permettent de préciser les différences selon le type de zone d'emploi considéré. Nos résultats soulignent le rôle clef de la situation financière de l'entreprise dans son processus de croissance. Les différentiels de croissance observés entre les différentes zones d'emplois entre 2004 et 2010 reposent donc davantage sur les caractéristiques des entreprises que sur celles du territoire. L'hétérogénéité de la croissance des entreprises au contexte local diffère toutefois selon la classe de taille, le type de zone d'emploi d'implantation et la période considérée. Légèrement supérieure à 1% pour les entreprises comptant entre 10 et 19 et entre 20 et 49 salariés entre 2004 et 2007, la valeur de l'ICC atteint 6% pour les entreprises employant plus de 50 salariés localisées dans les zones d'emploi présentielle entre 2007 et 2010.

Les variables de bilan concernant l'accès aux ressources financières montrent l'importance du crédit interentreprises dont l'effet est perceptible sur l'ensemble des classes de taille d'entreprises. La disponibilité du crédit à court terme ne joue pas sur les variations de l'emploi alors que la part des dettes à long terme dans le total du passif n'influence que la croissance de l'emploi dans les entreprises de moins de 10 salariés. Le signe négatif de la variable d'autonomie financière confirme l'importance de cette dernière dans les trajectoires de croissance des entreprises. Les entreprises qui s'exposent le plus au risque sont également celles qui créent le plus d'emplois (Garsaa, 2015).

Le signe positif et fortement significatif des coefficients associés au ratio de rentabilité économique laisse supposer que l'efficacité productive des entreprises leur permet de saisir plus facilement les opportunités de croissance et donc de se développer. Ces résultats vont dans le même sens que ceux de Garsaa et Levratto (2016) qui montrent que ce ratio est positivement corrélé au taux de croissance de l'emploi des entreprises au cours de la période 2004-2010. En revanche, les très faibles valeurs des coefficients des profits retardés laissent à penser que le proces-

sus de croissance des entreprises n'est pas conditionné par ces derniers. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que durant la dernière décennie, les entreprises françaises ont eu tendance à accroître leurs dividendes au détriment des investissements productifs (Picart, 2008).

Tableau 6. Résultats des estimations du modèle incrémenté des variables individuelles d'entreprises et des variables locales (2004-2010)

	2004-2010				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
lnEmp_1	-0.0819*** (0.00201)	-0.184*** (0.00358)	0.0393* (0.0187)	-0.0128 (0.0184)	-0.0758*** (0.0140)
lnAge_1	-0.0463*** (0.00220)	-0.0516*** (0.00270)	-0.0377*** (0.00487)	-0.0298*** (0.00634)	-0.0180 (0.0100)
MicroG_1	0.131*** (0.00679)	0.168*** (0.0126)	0.0661*** (0.0114)	0.0162 (0.0111)	-0.00805 (0.0209)
MoyG_1	0.208*** (0.0147)	0.267*** (0.0467)	0.119*** (0.0337)	0.0465* (0.0233)	0.0614* (0.0269)
LargG_1	0.162*** (0.0195)	0.171** (0.0646)	0.0618 (0.0435)	0.0740* (0.0313)	-0.00180 (0.0328)
MultiEtab	0.140*** (0.00571)	0.184*** (0.00805)	0.0749*** (0.0108)	0.0488*** (0.0120)	0.0528** (0.0183)
CS3_Ent_1	0.0329** (0.0102)	0.0173 (0.0114)	0.000756 (0.0301)	0.123** (0.0386)	0.152** (0.0551)
zepres	-0.00420 (0.00578)	-0.000752 (0.00642)	0.00660 (0.00950)	-0.00849 (0.0120)	0.00501 (0.0189)
RtExp_TotBilan_1	0.304*** (0.0148)	0.294*** (0.0180)	0.326*** (0.0333)	0.352*** (0.0462)	0.382*** (0.0787)
Benef_Cp_1	0.00174 (0.00182)	0.00315 (0.00253)	-0.00618 (0.00480)	0.000923 (0.00310)	0.00263 (0.00588)
DettesCT_TotBilan_1	-0.0431 (0.0409)	-0.0313 (0.0537)	-0.0698 (0.0832)	-0.188 (0.0987)	-0.109 (0.146)
DettesLT_TotBilan_1	0.0778*** (0.0159)	0.126*** (0.0195)	-0.00921 (0.0324)	-0.0777 (0.0482)	0.105 (0.0850)
SubvExp_CA_1	0.199 (0.112)	0.0463 (0.152)	0.321 (0.256)	0.386 (0.237)	0.445 (0.332)
CIE_bis_1	0.0987*** (0.0149)	0.125*** (0.0180)	0.0707* (0.0325)	0.111** (0.0420)	0.150* (0.0711)
CP_TotBilan_1	-0.120*** (0.0105)	-0.119*** (0.0129)	-0.128*** (0.0232)	-0.156*** (0.0295)	-0.209*** (0.0494)
txchmoy_2004_2010	-0.00274 (0.00154)	-0.00360* (0.00173)	-0.00185 (0.00262)	-0.00416 (0.00328)	-0.00525 (0.00530)
c5moy_2004_2010	-0.190* (0.0759)	-0.151 (0.0851)	-0.0752 (0.130)	0.0868 (0.164)	-0.263 (0.263)
Constante	0.287*** (0.0159)	0.396*** (0.0179)	-0.0209 (0.0548)	0.149* (0.0708)	0.423*** (0.0842)
Variances					
ZE2010*Section	0.00249*** (0.000353)	0.00193*** (0.000373)	0.00309*** (0.000744)	0.00441*** (0.00113)	0.00223*** (0.00180)
Entreprise	0.225*** (0.00123)	0.244*** (0.00160)	0.154*** (0.00212)	0.158*** (0.00280)	0.218*** (0.00576)
ICC	0.0109	0.00782	0.0197	0.0271	0.0102
Nb. d'entr.	68081	47023	11065	6893	3100
Nb. d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	55.13	38.32	13.17	9.353	5.882
Maximum	2446	1958	270	156	69
Log restricted-likelihood	-46121.5	-33755.2	-5462.4	-3544.8	-2085.7

Note : Les écarts types estimés sont entre parenthèses. Les *, **, et *** indiquent un degré de significativité de 10%, 5%, et 1% respectivement.

On notera que les plus petites entreprises sont celles dont la variation de l'emploi est la plus affectée par le taux de chômage moyen de la zone au cours de la

période (*txchmoy_2004_2010*) et que si, dans l'ensemble, la variation de l'emploi est négativement corrélée à la concentration de l'emploi dans les cinq plus grandes entreprises (*c5moy_2004_2010*), aucune classe de taille d'entreprises ne se distingue des autres en la matière. Ces effets sont apparus au cours de la crise comme l'indiquent les valeurs des coefficients associés à ces variables dans les tableaux des annexes 3 et 4.

CONCLUSION

Cette recherche a visé à mettre en évidence l'influence des caractéristiques individuelles et des caractéristiques locales sur la variation des effectifs salariés des entreprises métropolitaines, selon leur zone d'emploi d'implantation entre 2004 et 2010. Nous avons utilisé une analyse multiniveaux conduite sur une population d'entreprises (niveau 1) et des « clubs » résultant du croisement des secteurs d'activité et de la localisation des firmes (niveau 2). L'utilisation de modèles multiniveaux est un outil adapté pour traiter les données individuelles tout en respectant leur structure emboîtée et considérer le problème de l'emploi d'un double point de vue : celui de l'entreprise et celui du territoire.

Les modèles estimés permettent d'une certaine manière de dissocier la part des variations des effectifs salariés expliquée par les spécificités individuelles des firmes de celle causée par les caractéristiques locales et du secteur d'activité dans lequel elles évoluent. L'influence du milieu local apparaît inégale selon la conjoncture économique (avant et pendant la crise), la taille des firmes et le type de zone d'emploi (productive ou présentielle) dans laquelle elles sont localisées.

Les résultats dégagés montrent que si les spécificités locales orientent les trajectoires de croissance des entreprises, elles n'en constituent pas l'élément essentiel. Les caractéristiques individuelles des firmes représentent plus de 95% des variations des effectifs salariés.

Les modèles multiniveaux comportent toutefois des limites qu'il convient de mentionner. Les facteurs qui influencent la variation de l'emploi sont en effet si nombreux et liés qu'il est pratiquement impossible de tenir compte de l'ensemble ou de les contrôler. Les variables latentes non prises en compte dans les spécifications font que les effets nets dégagés sont, en réalité, des effets joints et non absolus et où le rôle de la localisation dans un territoire donné est de là minoré.

Les perspectives de recherche offertes par ce type d'analyse sont nombreuses. Elles portent principalement sur l'utilisation de l'analyse multiniveaux pour expliquer d'autres formes de disparités spatiales en rapport avec les entreprises. On peut également s'interroger sur la manière dont le territoire influence l'innovation, la production de valeur ou l'échec des entreprises. Sur le plan méthodologique, elles appellent également une réflexion approfondie sur les instruments à introduire dans le cadre des estimations effectuées.

**ANNEXE 2 – tableau 8 : Résultats de l'estimation du modèle vide :
zones présentesielles (2004-2010)**

	2004-2010				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
Constante	0.0234*** (0.00374)	0.0414*** (0.00409)	-0.0216*** (0.00639)	-0.0116 (0.00822)	-0.0234 (0.0123)
Variances					
ZE2010*Section	0.00218*** (0.000468)	0.00128*** (0.000481)	0.00319*** (0.00112)	0.00501*** (0.00177)	0.00314*** (0.00325)
Entreprise	0.226*** (0.00183)	0.258*** (0.00250)	0.147*** (0.00303)	0.149*** (0.00401)	0.169*** (0.00735)
ICC	0.00954	0.00495	0.0213	0.0325	0.0182
Nb. d'entr.	31062	21654	5047	3096	1265
Nb. d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	43.93	30.89	10.67	7.626	4.454
Maximum	524	387	67	55	23
Log restricted-likelihood	-21101.8	-16102.3	-2366.8	-1494.6	-686.0

*Note : Les écarts types estimés sont entre parenthèses. *, **, et *** indiquent un degré de signification de 10%, 5%, et 1% respectivement.*

**ANNEXE 3 – RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU MODÈLE INCREMENTÉ POUR
LES ZONES D'EMPLOI PRÉSENTIELLES**

Tableau 9. Période 2004-2007

Zones présentesielles	2004-2007				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
lnEmp_1	-0.0612*** (0.00232)	-0.134*** (0.00421)	0.0296 (0.0198)	-0.0212 (0.0176)	-0.0346* (0.0139)
lnAge_1	-0.0322*** (0.00252)	-0.0383*** (0.00319)	-0.0195*** (0.00512)	-0.00828 (0.00628)	-0.00239 (0.00964)
MicroG_1	0.0998*** (0.00792)	0.126*** (0.0154)	0.0422*** (0.0122)	0.0144 (0.0108)	0.0147 (0.0197)
MoyG_1	0.153*** (0.0181)	0.194*** (0.0577)	0.103* (0.0411)	0.0180 (0.0230)	0.0470 (0.0265)
LargG_1	0.104*** (0.0244)	0.109 (0.0843)	0.0188 (0.0537)	-0.0224 (0.0337)	0.0238 (0.0315)
MultiEtab	0.0820*** (0.00639)	0.106*** (0.00917)	0.0405*** (0.0112)	0.0103 (0.0114)	0.0425* (0.0178)
CS3_Ent_1	0.0161 (0.0129)	0.00921 (0.0148)	0.0107 (0.0366)	0.101* (0.0482)	0.0520 (0.0729)
RtExp_TotBilan_1	0.191*** (0.0176)	0.205*** (0.0227)	0.171*** (0.0369)	0.195*** (0.0477)	0.144* (0.0713)
Benef_Cp_1	0.00401 (0.00242)	0.00172 (0.00380)	0.00177 (0.00835)	0.00423 (0.00309)	0.00967* (0.00472)
DettesCT_TotBilan_1	-0.0920 (0.0474)	-0.0916 (0.0647)	-0.111 (0.0878)	-0.348*** (0.0955)	0.0488 (0.133)
DettesLT_TotBilan_1	0.0502** (0.0177)	0.0814*** (0.0223)	0.0184 (0.0333)	-0.113* (0.0448)	0.0183 (0.0762)
SubvExp_CA_1	-0.0225 (0.149)	-0.411 (0.239)	0.337 (0.237)	0.0838 (0.244)	0.486 (0.332)
CIE_bis_1	0.108*** (0.0175)	0.137*** (0.0217)	0.0912** (0.0353)	0.123** (0.0410)	-0.0150 (0.0737)
CP_TotBilan_1	-0.0843*** (0.0121)	-0.0923*** (0.0154)	-0.0985*** (0.0246)	-0.117*** (0.0285)	-0.0490 (0.0480)
txchmoy_2004_2007	-0.000384 (0.00156)	-0.00130 (0.00184)	-0.00118 (0.00255)	0.000488 (0.00289)	0.000794 (0.00499)
c5moy_2004_2007	-0.139 (0.0982)	-0.0450 (0.117)	-0.378* (0.163)	-0.0735 (0.184)	-0.133 (0.324)
Constante	0.236*** (0.0177)	0.322*** (0.0212)	0.0328 (0.0585)	0.145* (0.0678)	0.148 (0.0848)

Variances					
ZE2010*Section	0.00123*** (0.000265)	0.00116*** (0.000346)	0.000928*** (0.000493)	0.000777*** (0.000631)	9.96e-24*** (2.72e-23)
Entreprise	0.134*** (0.00108)	0.155*** (0.00151)	0.0787*** (0.00162)	0.0665*** (0.00178)	0.0817*** (0.00327)
ICC	0.00916	0.00745	0.0117	0.0115	1.22e-22
Nb. d'entr.	31062	21654	5047	3096	1265
Nb.d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	43.93	30.89	10.67	7.626	4.454
Maximum	524	387	67	55	23
Log restricted-likelihood	-12956.3	-10647.4	-811.1	-254.2	-244.6

Tableau 10. Période 2007-2010

Zones présentielles	2007-2010				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
lnEmp_1	-0.0471*** (0.00218)	-0.105*** (0.00372)	-0.0679*** (0.0115)	-0.0570*** (0.0149)	0.00105 (0.0125)
lnAge_1	-0.00849* (0.00332)	-0.0163*** (0.00424)	-0.0147* (0.00678)	0.000767 (0.00921)	-0.0121 (0.0120)
MicroG_1	0.0654*** (0.00698)	0.0803*** (0.0125)	0.000686 (0.0112)	0.0344** (0.0120)	0.00184 (0.0198)
MoyG_1	0.105*** (0.0163)	0.0483 (0.0485)	0.0420 (0.0392)	0.0372 (0.0252)	0.0173 (0.0257)
LargG_1	0.119*** (0.0212)	0.249*** (0.0663)	0.0334 (0.0504)	0.0529 (0.0332)	-0.00621 (0.0304)
MultiEtab	0.0523*** (0.00609)	0.0660*** (0.00859)	0.0437*** (0.0112)	0.0189 (0.0132)	-0.00376 (0.0176)
CS3_Ent_1	0.00738 (0.0140)	0.000714 (0.0160)	-0.00868 (0.0414)	0.0557 (0.0559)	0.0703 (0.0705)
RtExp_TotBilan_1	0.183*** (0.0183)	0.165*** (0.0225)	0.219*** (0.0400)	0.337*** (0.0563)	0.338*** (0.0804)
Benef_Cp_1	0.0124** (0.00396)	0.0155** (0.00504)	0.00348 (0.00798)	0.0130 (0.0110)	-0.00225 (0.0140)
DettesCT_TotBilan_1	-0.000775 (0.0450)	0.0323 (0.0592)	0.0242 (0.0875)	-0.145 (0.110)	-0.191 (0.155)
DettesLT_TotBilan_1	0.118*** (0.0195)	0.138*** (0.0245)	0.0733 (0.0381)	0.0997 (0.0581)	0.223** (0.0792)
SubvExp_CA_1	0.102 (0.151)	-0.170 (0.262)	0.216 (0.251)	0.273 (0.253)	0.104 (0.338)
CIE_bis_1	0.0164 (0.0164)	0.00845 (0.0200)	0.0582 (0.0342)	0.0443 (0.0475)	0.260*** (0.0718)
CP_TotBilan_1	-0.0239* (0.0112)	-0.0261 (0.0137)	-0.0210 (0.0242)	-0.0842* (0.0333)	-0.0493 (0.0479)
txchmoy_2007_2010	-0.00184 (0.00130)	-0.00280 (0.00156)	0.000509 (0.00242)	-0.000744 (0.00336)	-0.00294 (0.00570)
c5moy_2007_2010	-0.349*** (0.0861)	-0.417*** (0.104)	-0.311 (0.162)	0.254 (0.222)	-0.0538 (0.371)
Constante	0.0857*** (0.0165)	0.180*** (0.0203)	0.166*** (0.0445)	0.0983 (0.0672)	-0.0214 (0.0893)
Variances					
ZE2010*Section	0.000334*** (0.000165)	0.000255*** (0.000191)	6.88e-19 (1.80e-15)	0.000720*** (0.000797)	0.00482*** (0.00239)
Entreprise	0.121*** (0.000982)	0.135*** (0.00131)	0.0796*** (0.00159)	0.0889*** (0.00238)	0.0750*** (0.00349)
ICC	0.00274	0.00188	8.64e-18	0.00803	0.0603
Nb. d'entr.	31062	21654	5047	3096	1265
Nb.d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	43.93	30.89	10.67	7.626	4.454
Maximum	524	387	67	55	23
Log restricted-likelihood	-11412.2	-9147.3	-816.2	-694.6	-222.9

**ANNEXE 4 – RÉSULTATS DE L'ESTIMATION DU MODÈLE INCREMENTÉ POUR
LES ZONES D'EMPLOI PRODUCTIVES**

Tableau 11. Période 2004-2007

Zones non présentiellees	2004-2007				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
lnEmp_1	-0.0671*** (0.00218)	-0.143*** (0.00400)	0.0442* (0.0197)	-0.0125 (0.0182)	-0.0773*** (0.0142)
lnAge_1	-0.0317*** (0.00240)	-0.0350*** (0.00301)	-0.0248*** (0.00515)	-0.0236*** (0.00610)	-0.0104 (0.0104)
MicroG_1	0.0996*** (0.00730)	0.125*** (0.0137)	0.0547*** (0.0118)	0.00521 (0.0109)	0.0136 (0.0219)
MoyG_1	0.150*** (0.0152)	0.209*** (0.0503)	0.0816* (0.0322)	0.0374 (0.0225)	0.0537* (0.0273)
LargG_1	0.106*** (0.0200)	0.0731 (0.0672)	-0.0189 (0.0415)	0.0214 (0.0286)	0.0305 (0.0338)
MultiEtab	0.100*** (0.00635)	0.149*** (0.00927)	0.0279* (0.0116)	0.0144 (0.0119)	0.0423* (0.0188)
CS3_Ent_1	0.0250* (0.0103)	0.0117 (0.0119)	0.0346 (0.0287)	0.0579 (0.0316)	0.0298 (0.0492)
RtExp_TotBilan_1	0.205*** (0.0157)	0.203*** (0.0192)	0.212*** (0.0349)	0.195*** (0.0431)	0.165 (0.0857)
Benef_Cp_1	0.00138 (0.00180)	0.00270 (0.00245)	-0.00463 (0.00409)	-0.000273 (0.00298)	0.00705 (0.00740)
DettesCT_TotBilan_1	-0.0423 (0.0443)	-0.0677 (0.0588)	-0.0921 (0.0880)	0.115 (0.0969)	-0.199 (0.157)
DettesLT_TotBilan_1	0.0322 (0.0178)	0.0710** (0.0222)	-0.0497 (0.0348)	-0.0555 (0.0485)	-0.0155 (0.0921)
SubvExp_CA_1	0.169 (0.111)	0.239 (0.145)	0.372 (0.313)	-0.161 (0.220)	0.0733 (0.334)
CIE_bis_1	0.0988*** (0.0159)	0.122*** (0.0196)	0.0796* (0.0331)	0.0934* (0.0399)	0.139* (0.0701)
CP_TotBilan_1	-0.110*** (0.0114)	-0.104*** (0.0143)	-0.153*** (0.0244)	-0.110*** (0.0287)	-0.178*** (0.0505)
txchmoy_2004_2007	0.000370 (0.00163)	0.00136 (0.00196)	-0.00218 (0.00268)	-0.00575 (0.00295)	-0.000561 (0.00517)
c5moy_2004_2007	0.000974 (0.0672)	-0.0315 (0.0795)	0.157 (0.112)	0.230 (0.125)	0.000770 (0.227)
Constante	0.241*** (0.0162)	0.310*** (0.0195)	-0.00798 (0.0569)	0.178** (0.0686)	0.413*** (0.0844)
Variances					
ZE2010*Section	0.00113*** (0.000247)	0.00104*** (0.000307)	0.00144*** (0.000553)	0.000881*** (0.000458)	0.000767*** (0.00119)
Entreprise	0.147*** (0.00109)	0.165*** (0.00148)	0.0927*** (0.00172)	0.0852*** (0.00199)	0.138*** (0.00470)
ICC	0.00759	0.00625	0.0153	0.0102	0.00552
Nb.d'entr.	37019	25369	6018	3797	1835
Nb.d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	69.98	48.14	16.40	11.47	7.551
Maximum	2446	1958	270	156	69
Log restricted-likelihood	-17197.0	-13277.1	-1457.0	-770.4	-825.2

Tableau 12. Période 2007-2010

Zones non présentes	2007-2010				
	Total	Effectif<10	10<=Effectif<20	20<=Effectif<50	Effectif>=50
	Growth	Growth	Growth	Growth	Growth
lnEmp_1	-0.0414*** (0.00202)	-0.0999*** (0.00352)	-0.0507*** (0.0101)	-0.0222 (0.0126)	-0.0333** (0.0122)
lnAge_1	-0.0133*** (0.00306)	-0.0183*** (0.00394)	-0.0193** (0.00629)	-0.0217** (0.00801)	-0.0124 (0.0123)
MicroG_1	0.0632*** (0.00633)	0.0807*** (0.0110)	0.0236* (0.0102)	0.0147 (0.0108)	-0.0204 (0.0215)
MoyG_1	0.126*** (0.0135)	0.148*** (0.0397)	0.0792** (0.0283)	0.0378 (0.0218)	0.0295 (0.0261)
LargG_1	0.108*** (0.0171)	-0.0292 (0.0601)	0.0526 (0.0354)	0.0762** (0.0265)	-0.00101 (0.0301)
MultiEtab	0.0658*** (0.00595)	0.0788*** (0.00866)	0.0475*** (0.0109)	0.0519*** (0.0123)	0.0239 (0.0178)
CS3_Ent_1	0.0374*** (0.0102)	0.0240* (0.0120)	0.0211 (0.0271)	0.0739* (0.0346)	0.0651 (0.0435)
RtExp_TotBilan_1	0.222*** (0.0157)	0.230*** (0.0202)	0.230*** (0.0368)	0.268*** (0.0436)	0.359*** (0.0832)
Benef_Cp_1	0.000983 (0.00272)	-0.00365 (0.00450)	0.00808 (0.00878)	0.00227 (0.00325)	0.0205 (0.0138)
DettesCT_TotBilan_1	0.0513 (0.0428)	0.0301 (0.0563)	0.0324 (0.0840)	0.153 (0.103)	0.0154 (0.161)
DettesLT_TotBilan_1	0.0601** (0.0192)	0.0809*** (0.0245)	0.00426 (0.0372)	0.116* (0.0526)	0.132 (0.0921)
SubvExp_CA_1	0.368*** (0.105)	0.393** (0.147)	0.0994 (0.224)	1.002*** (0.283)	0.274 (0.236)
CIE_bis_1	0.0202 (0.0144)	0.0238 (0.0177)	-0.0198 (0.0315)	0.00631 (0.0417)	0.121 (0.0617)
CP_TotBilan_1	-0.0463*** (0.0105)	-0.0474*** (0.0131)	-0.0333 (0.0227)	-0.0561 (0.0294)	-0.143** (0.0465)
txchmoy_2007_2010	-0.00379** (0.00146)	-0.00478* (0.00186)	-0.000535 (0.00249)	-0.00197 (0.00336)	-0.00925 (0.00502)
c5moy_2007_2010	0.0289 (0.0604)	0.0849 (0.0752)	0.0569 (0.104)	-0.0658 (0.147)	-0.217 (0.220)
Constante	0.0737*** (0.0152)	0.151*** (0.0194)	0.115** (0.0391)	0.0783 (0.0581)	0.230** (0.0797)
Variances					
ZE2010*Section	0.000529*** (0.000146)	0.000680*** (0.000208)	0.000594*** (0.000338)	0.00198*** (0.000745)	4.99e-17*** (1.41e-16)
Entreprise	0.129*** (0.000951)	0.143*** (0.00128)	0.0826*** (0.00153)	0.0888*** (0.00209)	0.125*** (0.00413)
ICC	0.00409	0.00473	0.00714	0.0219	4.01e-16
Nb. d'entr.	37019	25369	6018	3797	1835
Nb.d'entr. par groupe					
Minimum	2	2	2	2	2
Moyenne	69.98	48.14	16.40	11.47	7.551
Maximum	2446	1958	270	156	69
Log restricted-likelihood	-14714.0	-11432.8	-1095.7	-862.4	-726.8

REFERENCES

- Aiello, F. et Ricotta, F.** (2016), Firm Heterogeneity in Productivity across Europe: evidence from multilevel models; *Economics of innovation and new technology*, 25, 1, 57-89.
- Alcacer, J., Chung, W., Hawk, A., et Pacheco-de-Almeida, G.** (2013), Applying random coefficient models to strategy research: Testing for firm heterogeneity, predicting firm-specific coefficients, and estimating strategy trade-offs, Strategy Unit Working Paper No. 14-022, Harvard Business School.
- Audretsch, D. B. et Dohse, D.** (2007), Location: A neglected determinant of firm growth. *Review of World Economics*, 143, 1, 79-107.
- Audretsch, D. B., Hülsbeck, M. et Lehmann, E.** (2012), Regional competitiveness, university spillovers, and entrepreneurial activity, *Small Business Economics*, 39, 3, 587-601.
- Barbesol, Y. et Briant, A.** (2008) Économies d'agglomération et productivité des entreprises : estimation sur données individuelles françaises, *Économie et Statistique*, 419-420, 31-53.
- Borzic, M. et Le Jeannic, T.** (2014), En matière d'emploi, les métropoles ont davantage résisté à la crise, *Insee Première*, 1503.
- Bouba-Olga, O. et Grossetti, M.** (2015), La métropolisation, horizon indépassable de la croissance économique ?, *Revue de l'OFCE*, 143, 117-144.
- Bressoux, P.** (2008), *Modélisation statistique appliquée aux sciences sociales*, Bruxelles, De Boeck.
- Brière, L. et Clément, E.** (2014), Croissance dans les régions: davantage de disparités depuis la crise, *Insee Première*, 1501.
- Carré, D. et Levratto, N.** (2013), La croissance des établissements industriels : une question de localisation, *Région et Développement*, 38, 93-120.
- Caysials, J-L., Kremp, E. et Peter, C.** (2007), Dix années de dynamique financière des PME en France, *Bulletin de la Banque de France*, 165, 31-48.
- Coad, A.** (2009), *The Growth of Firms: A Survey of Theories and Empirical*. Cheltenham, UK: Edward Elgar.
- Coad, A.** (2008), Firm growth and scaling of growth rate variance in multiplant firms, *Economics Bulletin*, 12, 9, 1-15.
- Combes, P.P.** (2000), Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993, *Journal of Urban Economics*, 47, 3, 329-355.
- Combes, P.P., Duranton, G., Gobillon, L., Puga, D. et Roux, S.** (2012), The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection, *Econometrica*, 80, 6, 2543-2594.
- Combes, P-P. et Lafourcade, M.** (2012), Revue de la littérature académique quantifiant les effets d'agglomération sur la productivité et l'emploi ; Rapport final, réalisé pour la Société du Grand Paris.
- Dherbecourt, C. et Le Hir, B.** (2016) Dynamiques et inégalités territoriales – Enjeux ; Note d'Analyse, France Stratégie.
- Duhautois, R., Levratto, N. et Petit, H.** (2014), Au-delà de la tertiarisation : 30 ans de modifications du tissu productif, Document de Travail, 174, Centre d'Etudes de l'Emploi.
- Eurostat** (2015), Statistiques structurelles sur les entreprises - Vue d'ensemble.
http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Structural_business_statistics_overview/fr#Analyse_par_classe_de_taille
- Fingleton, B., Iglori, C., et Moore, B.** (2004), Employment Growth of Small Computing Services Firms and the Role of Horizontal Clusters: Evidence from Great Britain 1991-2000. *Urban Studies*, 41, 4, 773-799.
- Gaffard, J-L. et Nesta, L.** (2015), Disparités locales et crise économique éclairages préliminaires, *Revue de l'OFCE*, 142, 6, 151-175.
- Garsaa, A.** (2015), Les exonérations de cotisations sociales patronales : une évaluation à partir d'un modèle de croissance et de rentabilité de la firme, *La Revue de l'Ires*, 85-86.
- Garsaa, A. et Levratto, N.** (2016), Does the employment growth rate depend on the local context? An analysis of French establishments over the 2004-2010 period, *Revue d'Economie Industrielle*, 153, 47-89.
- Garsaa, A., Levratto, N. et Tessier, L.** (2014), La Corse est-elle soluble dans le modèle méditerranéen ? Une analyse à partir d'une régression quantile sur données d'entreprises en panel entre 2004 et 2010. *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 4, 677-718.

- Gibrat, R.** (1931), *Les inégalités économiques*, Sirey, Paris.
- Givord, P. et Guillerm, M.** (2016), Les modèles multiniveaux, Document de travail INSEE, Série Méthodologie Statistique, M2016/05.
- Goldstein, H.** (1987), *Multilevel models in educational and social research*. London, Griffin/New York, Oxford University Press.
- Hox, J.J. et Roberts, J.K.** (Eds.) (2011), *Handbook of advanced multilevel analysis*. New York, Routledge
- Hox, J.J.** (2010), *Multilevel analysis: Techniques and applications*. Second edition. New York, Routledge.
- INSEE** (2012) Un tissu productif plus concentré qu'il ne semblait, *Insee Première*, 1399.
- INSEE** (2014), Les catégories d'entreprise en France : de la microentreprise à la grande entreprise, *Insee Focus*, 4.
- INSEE** (2015), Sphères présentielle et productive de 1975 à 2012, Série Méthodologie.
- INSEE** (2015) Tableaux de l'Économie Française.
- Luttmer, E.G.J.** (2010), Models of Growth and Firm Heterogeneity, *Annual Review of Economics*, 2, 547-576.
- Mahlberg, B., Freund, I., Crespo-Cuaresma, J. et Prskawetz, A.** (2013), Ageing, productivity and wages in Austria, *Labour Economics*, 22, 5-15.
- Picart, C.** (2004), Le tissu productif: renouvellement à la base et stabilité au sommet, *Économie et Statistique*, 371, 1, 89-108.
- Raspe, O. et van Oort, F.** (2011), Firm heterogeneity, productivity and spatially bounded knowledge externalities, *Socio-Economic Planning Sciences*, 45, 38-47.
- Raspe, O.** (2009), *The Regional Knowledge Economy; a Multilevel Perspective on Firm Performance and Localized Knowledge Externalities*. Zeist, A-D Druk b.v.
- Redor, P.** (2006), Les régions françaises : entre diversités et similitudes, Insee références : La France et ses régions.
- Redor, P.** (2010), Dynamiques régionales, dynamiques urbaines, Insee références : La France et ses régions.
- Reynard, R., Vialette, P. et Gass, C.** (2015) Trente ans de mutations fonctionnelles de l'emploi dans les territoires, *Insee Première*, 1538.
- Shearmur, R. et Polese, M.** (2007), Do Local Factors Explain Local Employment Growth? Evidence from Canada, 1971-2001; *Regional Studies*, 41, 4, 453-471.
- Snidjers, T. et Bosker, R.** (2012), *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Applied Multilevel Analysis*, 2nd edition. Sage.
- Van Oort, F.G., Burger, M.J., Knobens, J. et Raspe, O.** (2012), Multilevel Approaches and the Firm-Agglomeration Ambiguity in Economic Growth Studies, *Journal of Economic Surveys*, 26, 468-491.

Are disparities in employment growth rates explained by individual or local characteristics? A multilevel analysis on the French employment areas

Abstract - This research contributes to the debate on territorial differences relating to economic growth by drawing on the multilevel analysis which enables us to deal simultaneously with individual and local variables without the risk of bias linked to repeating the latter a large number of times. We apply this technique to data of geo-referenced French establishments and firms during the period 2004-2010. The estimated models allow us to separate the share of variations in employees explained by the individual specificities of firms from that caused by local characteristics, and those of the business sector in which they are developing. The results show that individual characteristics explain the major part of the employment growth rate. Local specificities marginally guide the growth trajectories of mainland firms. Moreover, their influence varies depending on the economic situation, the class of firm size and the kind of employment area in which they are located.

Key-words

Multilevel models
Employment growth rate
Employment areas
Individual data
