

# VULNÉRABILITÉ ET RÉSISTANCE DES TERRITOIRES AU REGARD DE L'EMPLOI

*François HILD<sup>1</sup> (\*)*

*(\*) Insee, Pôle Études économiques régionales*

## Résumé

L'évolution de l'emploi constitue un indicateur de santé économique des territoires. Ces variations de l'emploi sont très hétérogènes selon les caractéristiques du tissu productif local et les caractéristiques de la population active. Cette variabilité peut donc être appréhendée pour partie par un certain nombre de variables économiques qui permettent de rendre compte des trajectoires des territoires, notamment au travers de la crise. Si elle est moins significative de la vulnérabilité des territoires, l'évolution du taux de chômage apporte néanmoins un éclairage complémentaire.

La maille territoriale retenue dans cette étude est la zone d'emploi. Chaque zone d'emploi constitue un territoire géographique dont l'homogénéité tient au fait que la plupart des actifs y résident et y travaillent. L'importante variabilité spatiale observée dans les évolutions d'emploi (ou de taux de chômage) par zones d'emploi permet de réaliser une estimation économétrique à l'échelle de l'ensemble de ces zones.

A partir de ces estimations économétriques, on peut analyser l'écart entre l'évolution de l'emploi (ou du taux de chômage) d'une zone d'emploi et la moyenne de l'évolution des zones au niveau national. Pour cela, on fait appel à la notion de contribution économétrique, usuelle en analyse conjoncturelle mais peu utilisée jusqu'à présent en analyse spatiale. Par ailleurs, les territoires ne sont pas isolés. L'évolution de la situation économique des territoires voisins a souvent un effet significatif sur celle du territoire étudié et réciproquement. Les estimations économétriques effectuées prennent donc en compte les effets de voisinage par l'utilisation de modèle de régression de type « spatial autorégressif ». En adaptant le calcul des contributions à ce type de modèles, on propose une estimation de ces effets de voisinage. Ces effets peuvent alors être utilisés localement. On présente leur interprétation à travers divers exemples mais aussi les limites de cette interprétation.

## Abstract

The evolution of employment is an indicator of territories economic success and failure. These changes in employment are very heterogeneous across territories depending on the characteristics of local production and characteristics of the workforce. Territorial mesh used in this study is the job area. Each job area is a geographic area whose homogeneity is that most people reside and work there. The spatial variability in the changes in employment (or unemployment rates) across job areas allows us to estimate an econometric model.

We then calculate the contributions of each explanatory variable to changes in employment or unemployment rates for each job area. Moreover, the territories are not isolated. The evolution of the economic situation of neighboring territories often has a significant effect on the studied territory and vice versa. The performed econometric estimates, therefore, reflect the effects of neighborhood through the use of "Spatial autoregressive" regression model. By adapting the calculation of contributions to this type of model, we propose an estimate of these neighborhood effects. These effects can then be used locally. We present their interpretation through various examples but also the limitations of this interpretation.

## Mots-clés

Économétrie spatiale, autocorrélation spatiale

---

<sup>1</sup> francois.hild@insee.fr

## Introduction

La crise économique et financière mondiale a eu des conséquences différenciées sur les territoires français. Ces derniers sont également inégalement armés pour rebondir après la crise. Aux différences d'impact de la crise de 2008 s'ajoutent les différences de trajectoire observées sur la décennie écoulée liées aux caractéristiques de ces territoires et aux mutations induites par la mondialisation.

La connaissance des facteurs de vulnérabilité et de résistance des territoires peut ainsi permettre d'éclairer et d'orienter les politiques économiques locales. Les acteurs publics régionaux (Directe, conseil régional) ont pour cela besoin de mieux connaître leur territoire, leurs forces et leurs faiblesses. Mais ils souhaitent également aller plus loin : Quelles sont les leçons qui peuvent être tirées, notamment de la crise de 2008 ? Comment expliquer son impact sur le territoire ? Quels diagnostics peut-on faire sur le territoire ? Sont-ils face à un territoire qui dispose de ressources ou au contraire de fragilités ? Quels sont ces facteurs de vulnérabilité ou au contraire de résistance du territoire ?

Pour donner des éléments de réponse à ces questions, notre travail s'intéresse aux évolutions d'emploi et de chômage des territoires. En effet, les concepts de vulnérabilité et de résistance ne sont pas définis clairement dans la littérature économique. La notion de résilience, définie comme la capacité d'une économie ou d'un territoire à revenir sur sa trajectoire de croissance après avoir encaissé un choc est présente dans certaines publications récentes. Pour autant le concept de résilience souffre également d'une imprécision de définition et de conceptualisation.

En l'absence d'une définition théorique claire, notre travail s'efforce d'approcher empiriquement la vulnérabilité et la résistance des territoires par l'étude de leur évolution économique. Il existe très peu d'indicateurs économiques localisés. Les grandeurs telles que le PIB ne sont considérées comme fiables qu'au niveau régional. C'est la raison pour laquelle nous avons retenu les évolutions de l'emploi et du taux de chômage comme principale variable d'intérêt pour étudier la vulnérabilité et la résistance des territoires.

Pour essayer d'appréhender la vulnérabilité et la résistance potentielle des territoires, on estime des modèles de régression spatiale. Il s'agit d'une part de mettre en évidence les déterminants de l'évolution de l'emploi sur moyen terme en régressant la variation de l'emploi sur un ensemble d'indicateurs. Cette analyse s'arrête avant la crise de 2008. Dans un second temps, en fonction de la disponibilité des données, on essaie de déterminer les principaux facteurs explicatifs des évolutions de l'emploi et du chômage durant la période de crise.

Compte tenu de l'importance de la crise économique et financière mondiale, notre travail distingue donc une analyse « avant la crise » permettant de mettre en évidence les déterminants de moyen terme de la vulnérabilité des territoires et une analyse « depuis la crise » montrant comment les territoires ont résisté à la crise. Dans les deux cas l'objectif est d'analyser les forces et faiblesses structurelles des territoires, il n'est pas de faire une analyse conjoncturelle des évolutions récentes de l'emploi et du chômage. La crise intervient comme un révélateur des forces et faiblesses structurelles des territoires. Ce travail n'a pas non plus de visée prospective. Il n'a pas l'ambition d'extrapoler les évolutions de l'emploi ou du chômage dans le futur, ni d'en connaître les déterminants.

Par ailleurs, les territoires ne sont pas isolés. L'évolution de la situation économique des territoires voisins a souvent un effet significatif sur celle du territoire étudié et réciproquement. Une des apports de ce travail est aussi de prendre en compte les effets de voisinage par l'utilisation de modèles spatiaux autorégressifs.

Les modélisations économétriques effectuées permettent, d'une part, d'appréhender de façon globale quels sont les déterminants de l'évolution de l'emploi sur moyen terme et quelles sont les mécanismes à l'œuvre dans les ruptures observées durant la crise de 2008. Ainsi, par exemple, certains facteurs explicatifs comme le taux d'exportation captent la spécificité de la période de crise qui s'est traduite par un choc de demande mondiale négatif. On met, notamment, aussi en évidence l'effet progressif de l'endettement des entreprises durant la crise.

D'autre part, ces modélisations peuvent être utiles pour analyser la situation des territoires au niveau local. Pour cela, on fait appel à la notion de contribution économétrique, usuelle en analyse conjoncturelle mais peu utilisée jusqu'à présent en analyse spatiale. On en présente donc l'intérêt à travers divers exemples mais aussi les limites de son interprétation.

# 1. Quelques éléments bibliographiques sur la vulnérabilité des territoires

L'objectif de cette rapide revue bibliographique est de voir comment les auteurs mesurent la vulnérabilité et la résistance économique des territoires et les facteurs explicatifs qu'ils mettent en avant, que ce soit d'un point de vue purement théorique ou selon des études statistiques. Elle est utilisée ensuite, notamment dans la sélection et l'interprétation des variables de nos modélisations.

La Nouvelle géographie économique (Krugman, 1991; Fujita et Krugman, 2004) affirme que le processus de croissance économique est déséquilibré, favorisant les régions initialement avancées. Les activités économiques ont tendance à s'agglomérer dans des régions spécifiques et choisir des endroits soumis à une forte demande locale, ce qui entraîne un processus auto-entretenu de croissance. Néanmoins, Gaigné (2005), sur données françaises, remarque une tendance au redéploiement des activités des grands pôles urbains vers les zones de moindre densité pour les activités concurrentielles et intensives en travail. En effet, pour rester compétitifs, les secteurs positionnés sur des biens peu différenciés peuvent être incités à s'implanter dans les régions peu denses où le coût du travail est relativement peu élevé.

Baici et Casalone (2005) ont étudié la croissance régionale en Italie pour la période 1980-2001 et ont conclu que le capital humain est le facteur déterminant de croissance. Iara (2005) a examiné la croissance régionale en Hongrie au cours de la période 1994-2001 et soutenu que l'investissement par habitant, la densité de l'IDE (investissement direct étranger) et des exportations ont eu un impact positif sur la croissance, tandis que l'emploi dans le secteur agricole a eu un impact négatif. Petrakos et Kallioras (2007) ont examiné la croissance industrielle régionale en Grèce pour la période 1981-2000 et conclu que la petite taille des entreprises industrielles, le manque de secteurs à forte intensité capitaliste et la petite taille du marché ont eu un impact négatif.

Gustavsson et Persson (2003) ont analysé la croissance régionale en Suède pendant la période 1911-1993 et observé que les flux migratoires nets ont eu un impact négatif. Lundberg (2003) a analysé, également, la croissance régionale en Suède pour la période 1981-1990 et a conclu que le capital humain a eu un impact positif sur la croissance, tandis que l'impact du chômage a été négatif. Audretsch et Keilbach (2004) ont examiné la croissance régionale en Allemagne au cours de la période 1992-2000 et ont constaté que l'esprit d'entreprise et l'intensité de R&D ont eu un impact positif sur la croissance.

Magrini (1998) a analysé le processus de croissance économique de 122 régions urbaines fonctionnelles de l'UE-15 au cours de la période 1979-1990 et a constaté que les activités de recherche et développement (R & D) influencent positivement le niveau de la croissance économique. Il a également constaté que les régions caractérisées par un degré élevé de spécialisation sectorielle ont des taux de croissance plus élevés que les régions avec une structure industrielle plus diversifiée. D'autres études ont, en revanche, mis en évidence un lien négatif entre spécialisation et croissance locale. Petrakos et al. (2007) soulignent que ceci peut être le résultat d'une spécialisation dans des "mauvais" secteurs (principalement des secteurs de main-d'œuvre non liés à des rendements d'échelle croissants des activités - Grossman et Helpman, 1990) et / ou d'une vulnérabilité des régions hautement spécialisées à des chocs asymétriques, spécifiques à l'industrie (Acemoglu et Ziliboti, 1997). Combes (2000) indique que si dans quelques secteurs industriels la spécialisation pourrait augmenter la croissance, dans les services, en revanche, les effets de spécialisation seraient toujours négatifs. Plus récemment, Basile et al. (2013) montrent que une spécialisation élevée a un impact négatif (quoique non linéaire) sur la dynamique de l'emploi.

De nombreux travaux empiriques s'intéressent à l'impact de la structure industrielle régionale sur la sensibilité des régions aux fluctuations économiques nationales. Un certain nombre d'études suggèrent que les performances régionales du marché du travail peuvent être influencées par le degré de spécialisation ou la diversité dans la composition sectorielle de la région (Diamond et Simon, 1990; Neumann et Topel, 1991). Par exemple, une région qui est caractérisée par un mélange industriel diversifié de l'emploi peut être moins vulnérable aux effets de chocs négatifs de la demande globale que celle dans laquelle l'emploi est concentré dans un nombre relativement restreint d'industries. Blien & Al. (2005) étudient la dynamique de croissance de l'emploi local dans l'Allemagne de l'Ouest de 1980 à 2001. Ils montrent que la diversité a un effet positif sur la croissance de l'emploi dans le court terme, qui est plus forte dans le secteur manufacturier que dans les services. Un effet positif de l'éducation ne se trouve que dans le secteur manufacturier. En outre, ils examinent l'impact de la taille des entreprises et des salaires régionaux sur la croissance de l'emploi local, la proportion des entreprises de moins de 20 salariés ayant ainsi un impact négatif sur cette croissance.

Pour Chapple et Lester (2010), les régions qui ont une structure industrielle plus diversifiée seraient également moins susceptibles de subir des revirements spectaculaires en matière d'emploi et de salaires, car elles sont protégées des changements exogènes de la demande et sont plus susceptibles d'avoir des industries à différents points de cycle de vie du produit.

Les écarts de compétence entre régions peuvent aussi affecter leurs performances. En particulier, Bradley et Taylor (1996), Green et Owen (2006) ont montré que les régions les moins prospères du Royaume-Uni ont tendance à avoir des proportions plus élevées de personnes ayant de relativement faibles qualifications. Erdem et Glyn (2001) indiquent que ces personnes ont tendance à connaître des taux relativement élevés de chômage et d'inactivité économique.

Paci et Usai (2008) analysent les déterminants de la croissance de l'emploi industriel au niveau local et détectent des phénomènes d'association spatiale montrant que la croissance locale au sein d'une aire spécifique bénéficie des performances positives des aires voisines. Leur modélisation sur la période 1991-2001 met en évidence un effet négatif de la taille des entreprises sur la croissance locale alors que Forni et Paba (2000) obtiennent un résultat contraire sur la période 1971-1991. Ces deux études s'accordent, en revanche, sur l'impact négatif de la spécialisation.

Les différences régionales peuvent être exacerbées ou, au contraire, atténuées par des chocs conjoncturels globaux. Ainsi, Green & Al. (1994) examinent-ils les effets des récessions du début des années 1980 et 1990 sur les disparités régionales de chômage. En général, les zones rurales présentent une augmentation du chômage relativement moins prononcée en moyenne durant les récessions, mais affichent également une tendance relativement inférieure à la moyenne quand le chômage diminue. À l'extrémité opposée de la hiérarchie urbaine, on observe une persistance de niveaux relativement élevés de chômage dans les grandes zones métropolitaines. Gripiaios et Wiseman (1996) indiquent qu'un pourcentage élevé d'emplois dans les organismes publics et semi-public permet d'atténuer l'impact d'une récession.

Carlino et Sill (2001) examinent les sources possibles des différences sous-jacentes dans les cycles régionaux, en particulier la part des revenus d'une région générée par le secteur manufacturier. Ils constatent que la part du secteur manufacturier dans une région semble représenter une plus faible part des fluctuations conjoncturelles dans les cycles régionaux relativement aux cycles nationaux. Mais cette part affecte la croissance tendancielle de quatre des sept régions étudiées. Il apparaît donc important de s'intéresser aux déterminants de la croissance régionale de long terme et pas seulement aux chocs récessifs.

Une étude réalisée par PACEC (2008) pour la Local Government Association (LGA) en Grande-Bretagne, s'intéresse à la répartition locale probable de l'impact d'une récession globale. Cette répartition est basée sur une estimation de la variation de l'emploi local, et s'appuie sur des données provenant des récessions des années 1980 et 1990. Un index de vulnérabilité est calculé à partir de la part d'emploi des zones infra-régionales considérées dans les secteurs les plus touchés lors des précédentes récessions. Il met en évidence que les zones à haut risque sont les zones associées de longue date à un désavantage économique.

La notion de «résilience» a récemment pris de l'importance dans plusieurs disciplines et dans le discours politique. En économie, la résilience est définie comme la capacité à revenir sur la trajectoire de croissance après avoir encaissé un choc. Fingleton & Al. (2010) développent cette idée de résilience et examinent son utilité en tant qu'une aide à la compréhension de la réaction des économies régionales à des chocs de récession. Ils montrent que les différences concernent principalement la résistance initiale à ces chocs et pas tellement la phase de récupération.

Atkins & Al. (2011) analysent empiriquement la résilience des régions à des chocs conjoncturels ou structurels. Ils utilisent, en particulier, un indice de spécialisation, la part des non-diplômés parmi les moins de 25 ans, le niveau de salaire comme proxy du revenu régional disponible ainsi que la répartition sectorielle de l'activité. Ils mettent, notamment, en évidence qu'une part élevée de l'emploi dans la fabrication de biens durables rend une région plus vulnérable aux ralentissements économiques, tandis qu'une part d'emploi plus élevée dans les soins de santé et l'assistance sociale rend la région moins vulnérable. En outre, moins les activités sont concentrées sur un petit nombre de secteurs, moins la région est vulnérable aux chocs. Les régions avec une forte part de non diplômés sont plus exposées aux ralentissements, ainsi que les régions avec des écarts de revenus élevés entre les ménages aisés et ceux à faibles revenus. En effet, selon la théorie de l'imperfection des marchés du crédit, les inégalités de revenu limitent la capacité de ces ménages à accumuler du capital humain et physique diminuant ainsi le potentiel de croissance.

Martin (2012) indique néanmoins que le concept de la résilience souffre d'une imprécision de définition et de conceptualisation. Les trajectoires à long terme de la production régionale et de l'emploi, par exemple, sont bien évidemment les résultats complexes d'une gamme de facteurs structurels et systémiques, externes et internes et la résilience n'est qu'un aspect de la croissance

d'une économie régionale dynamique. De plus, la structure industrielle d'une région, en termes de distribution de la production ou de l'emploi, évolue au fil du temps et pas seulement lors de chocs récessifs, des changements structurels se produisant plus ou moins en continu.

Quelques études de Directions Régionales de l'INSEE ont déjà abordé le thème de la vulnérabilité des territoires. La plupart de ces approches de la vulnérabilité des territoires consistent en une détection a priori en faisant l'hypothèse qu'une zone est fragile lorsqu'elle est trop concentrée sectoriellement, particulièrement dans un secteur en perte de vitesse ou lorsque la main-d'œuvre peu qualifiée est sur-représentée. C'est le cas de l'étude de l'INSEE Bourgogne « [Les grandes zones d'emploi sont les mieux armées face aux mutations économiques](#) ». Le postulat de cette étude est qu'une zone présentant une spécialisation sur quelques activités ou une concentration de son emploi dans un faible nombre d'établissements est particulièrement vulnérable lorsqu'une crise touche un des secteurs concernés. Elle est également exposée aux délocalisations lorsque ses emplois appartiennent à des établissements dépendants car gérés par des entreprises dont le centre de décision est éloigné.

Sur la période de plus récente, la publication synthétique de l'INSEE « [Les conséquences de la crise sur l'emploi](#) » indique que la crise économique a davantage touché les régions du Nord-Est en termes d'emploi, et principalement les régions industrielles. Les régions du Sud, dont l'activité est orientée vers le tertiaire, ont été les plus préservées. La composition sectorielle de l'activité apparaît donc comme un élément important à prendre en compte pour analyser la vulnérabilité des territoires.

## 2. Sources et données

### 2.1. Choix du zonage, des périodes d'étude

Le zonage d'étude utilisé est la zone d'emploi. En effet, le découpage territorial choisi doit répondre aux critères suivants :

- être infra-régional, pour permettre une analyse régionale et pas seulement un positionnement de la région par rapport au national.
- Avec un sens économique.
- Disposer de données selon ce découpage.

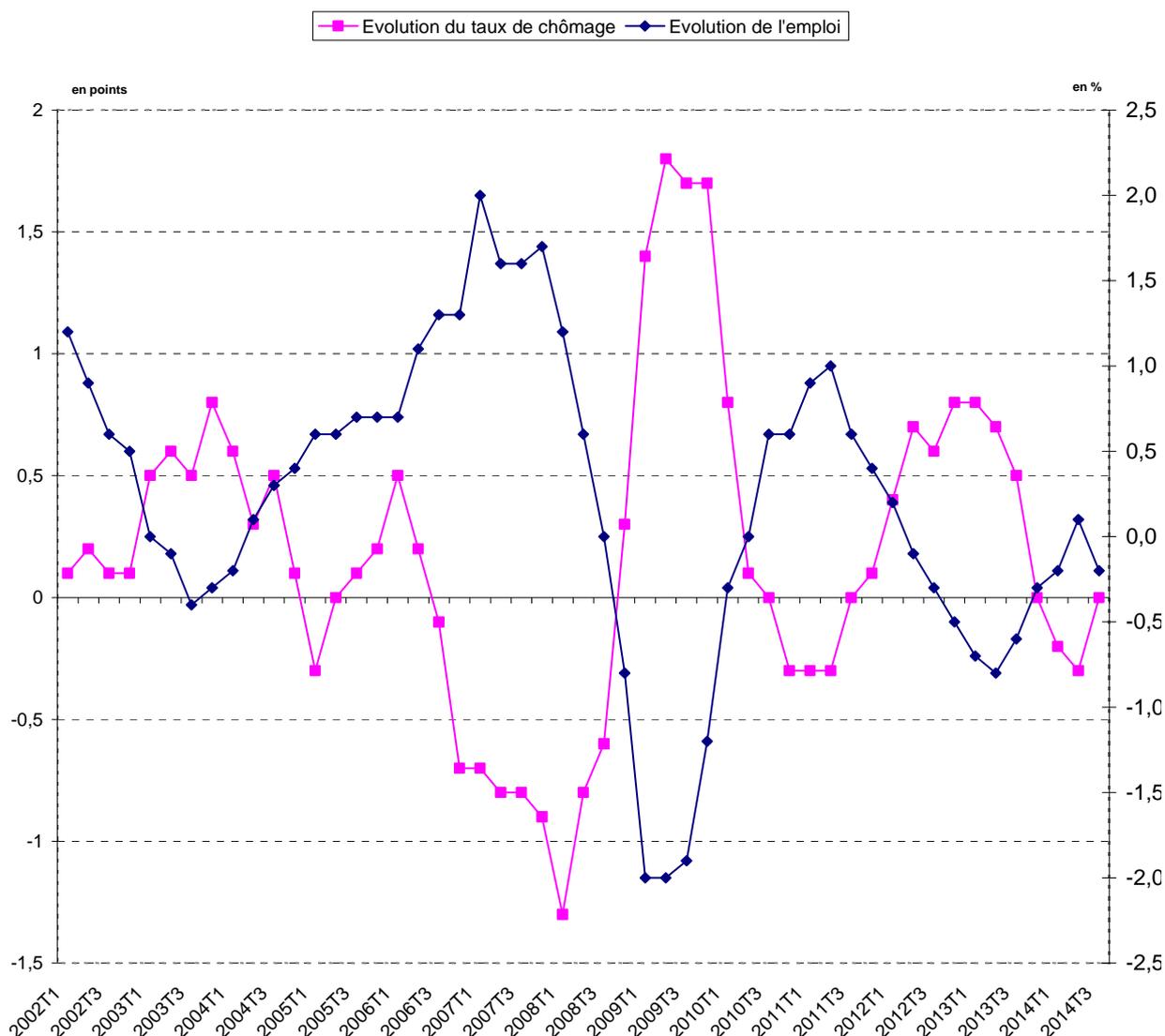
Ces critères ont abouti au choix de la zone d'emploi. Les zones d'emploi constituent, en effet, un territoire géographique dont l'homogénéité tient au fait que la plupart des actifs y résident et y travaillent. Les difficultés, voire les chocs économiques pouvant induire des suppressions d'emplois, y sont donc d'emblée ressentis par une population majoritairement présente sur le même territoire. Le découpage actuel (dît « zones d'emploi 2010 ») se fonde sur les flux de déplacement domicile-travail des actifs observés lors du recensement de 2006.

La variable centrale pour mesurer la vulnérabilité économique est l'emploi total. Cette information est disponible au niveau de la zone d'emploi avec la source ESTEL. Fin 2014, les données sont disponibles jusqu'en 2011. Afin de disposer de données plus récentes, il est possible d'utiliser comme variable le taux de chômage.

Le lien entre le taux de chômage et l'emploi est complexe. En effet, leurs évolutions peuvent apparaître, dans certaines zones, assez divergentes ce qui peut surprendre même en tenant compte du fait que l'emploi est localisé au lieu de travail alors que le chômage l'est au lieu de résidence. L'évolution du taux de chômage est liée en partie à l'évolution de la population active. Ainsi, le taux de chômage peut augmenter sans que l'emploi ne diminue ce qui n'est donc pas nécessairement signe d'une vulnérabilité du territoire. Il apparaît donc intéressant de modéliser également l'évolution du taux de chômage. En outre, cette modélisation permet donc d'allonger la période d'estimation jusqu'à une date plus récente. Les données sur le taux de chômage par zone d'emploi sont disponibles jusqu'à mi-2014 au moment de la réalisation de cette étude. La source utilisée est celle des taux de chômage localisés.

On a décidé pour ce travail de retenir la période allant de la fin 2001 à la fin de 2007 comme période « avant la crise » et comme période « depuis la crise » la période commençant fin 2007. Même si l'économie française n'est entrée en récession qu'à la mi-2008, l'emploi total, en glissement annuel, ralentit nettement à partir de la fin de 2007, comme le montre le graphique 1. Une inflexion se produit pour l'emploi et le taux de chômage au 2013T3 mais il est trop tôt pour considérer que cela marque la fin de la crise.

**Graphique 1 : Glissements annuels de l'emploi et du taux de chômage par trimestre, de 2002 à 2014**



Note de lecture : Entre le 1er trimestre 2001 et le 1er trimestre 2002, le taux de chômage en France a augmenté de 0,1 points et l'emploi a augmenté de +1,2%.

Sources : Insee, estimations d'emploi et enquête Emploi

## 2.2. Les données utilisées

### 2.2.1. Les données d'emploi : ESTEL

Depuis 2009, les estimations d'emploi annuelles sont calculées à partir du dispositif ESTEL (Estimations d'emploi localisées), qui se fonde sur l'utilisation des sources administratives en niveau. Cette source ESTEL fournit des séries longues au niveau zones d'emploi : depuis 1989, actuellement jusque 2010. Néanmoins, pour les années antérieures à 2007, les données ont été estimées par rétropolation. Cette rétropolation a été faite en appliquant des taux de croissance issus de données UNEDIC qui couvrent peu le non marchand (voir annexe).

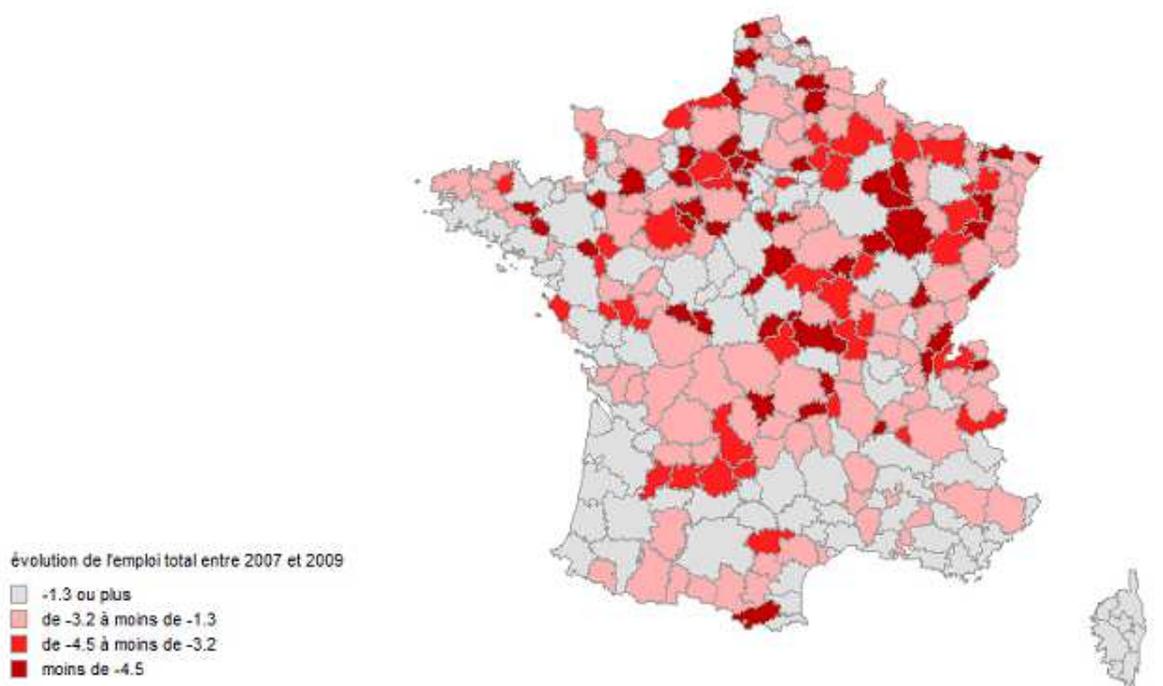
Pour les salariés, il s'agit des Déclarations Annuelles de Données Sociales (DADS « grand format ») contenant, en plus des DADS stricto sensu, les données du fichier de paye des agents de l'État et celles des particuliers employeurs. Pour les non salariés agricoles, les sources mobilisées sont les fichiers de la Mutualité Sociale Agricole (MSA) et pour les non salariés non agricoles, les fichiers de

l'Agence Centrale des Organismes de Sécurité Sociale (ACOSS) qui est la Caisse Nationale des Unions de Recouvrement des Cotisations de Sécurité Sociale et d'Allocations Familiales (URSSAF). Le concept central d'ESTEL est une synthèse ascendante des sources administratives utilisées avec prise en compte de la multi-activité. ESTEL mesure l'emploi selon un concept « BIT répertorié » : l'emploi est mesuré sur la dernière semaine de l'année et tout emploi déclaré est comptabilisé.

Les données d'ESTEL utilisées ici portent sur l'emploi total, c'est-à-dire l'emploi salarié marchand et non marchand et l'emploi non salarié. Ce sont des données localisées au lieu de travail. Elles sont utilisées principalement par zone d'emploi, mais sont également disponibles par département et région.

La carte suivante illustre les disparités d'évolution de l'emploi (mesuré à partir d'ESTEL) pendant la première partie de la crise.

### **Carte 1 : Évolution pendant la crise de l'emploi total - période 2007-2009 - en %**



Source : ESTEL, INSEE, IGN

### **2.2.2. Les données de taux de chômage localisés**

Selon le BIT (Bureau International du Travail), les « chômeurs » sont des personnes :

- (a) « sans travail » ;
- (b) « disponibles pour travailler » ;
- et (c) « à la recherche d'un travail ».

L'enquête Emploi est la source statistique qui permet de mesurer le chômage au sens du BIT. Elle fournit aussi des données sur les professions, l'activité des femmes ou des jeunes, la durée du travail, les emplois précaires. Elle permet de mieux cerner la situation des chômeurs et les changements de situation vis-à-vis du travail. Depuis 2003, l'enquête Emploi est trimestrielle et sa collecte est réalisée en continu sur toutes les semaines de chaque trimestre. Elle permet donc des évaluations trimestrielles et non plus annuelles du chômage au sens du BIT (dans les DOM, l'enquête Emploi se déroule au deuxième trimestre de l'année). En 2007, suite au débat sur les statistiques du chômage et au rapport de l'IGF-Igas1, l'Insee a décidé d'augmenter de 50% la taille de l'échantillon. A partir du 2ème trimestre 2010, l'échantillon trimestriel de l'enquête est constitué d'environ 67 000 résidences principales, correspondant après collecte à environ 108 000 personnes répondantes.

La méthode d'estimation des taux de chômage localisés repose sur l'estimation d'une part du chômage (numérateur) et, d'autre part, de la population active occupée (dénominateur) : par zone

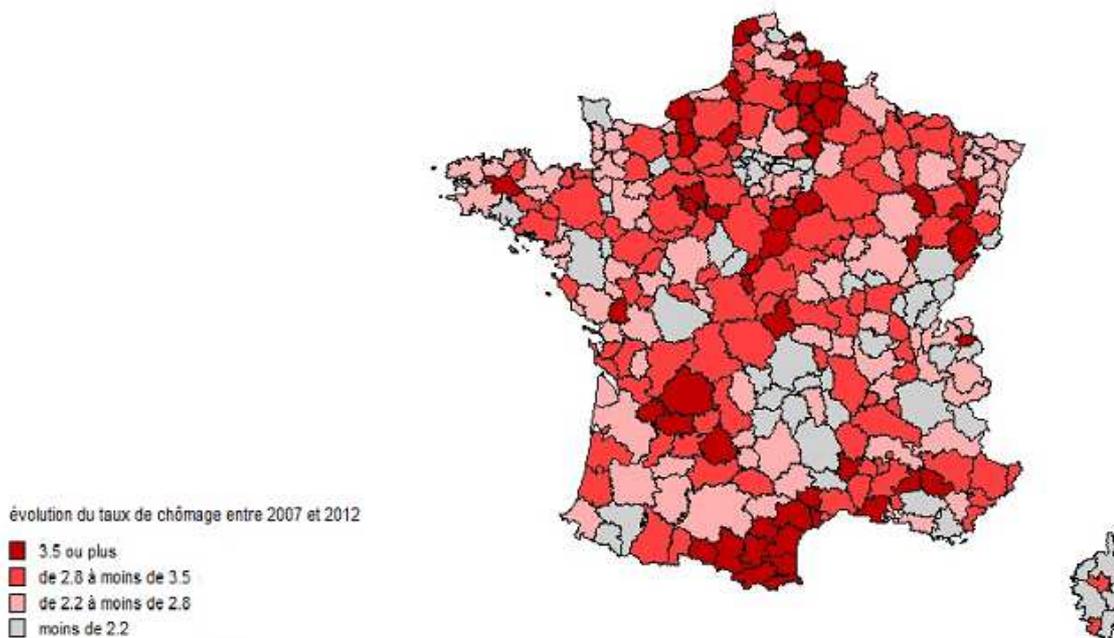
d'emploi et par département. Le chômage est obtenu par ventilation du chômage BIT à l'aide de la structure géographique observée dans les DEFM<sup>2</sup> à chaque trimestre. De ce fait, la dénomination " chômage au sens du BIT " a été abandonnée pour ces séries au profit de la nouvelle dénomination " taux de chômage localisés " ; en effet ces séries synthétisent les informations de l'enquête emploi (chômage au sens du BIT) et des DEFM (chômage répertorié).

Chaque série ainsi obtenue est ensuite désaisonnalisée (corrigée des variations saisonnières). La population active occupée par zone d'emploi s'appuie sur les estimations d'emploi au lieu de résidence issues du dispositif ESTEL, la série annuelle d'emploi au lieu de travail par zone d'emploi estimée à partir d'ESTEL, et les données de recensement de population. Au-delà de la dernière année disponible dans ESTEL les estimations au lieu de résidence par zone d'emploi sont prolongées pour la période récente en fonction de l'évolution moyenne observée sur les trois dernières années disponibles. Le taux de chômage localisé est finalement calculé en rapportant le nombre de chômeurs à la population active (somme du nombre de chômeurs et des actifs occupés) ainsi estimés.

En 2014, la méthode d'estimation des taux de chômage localisés a été améliorée sur différents points concernant notamment l'emploi au dénominateur des taux de chômage localisés (amélioration de la méthode de passage de l'emploi au lieu de travail à l'emploi au lieu de résidence, information sur les travailleurs frontaliers...). Par ailleurs, le taux de chômage a été revu à la baisse au niveau national suite à la rénovation du questionnaire de l'enquête Emploi. Ce nouveau calcul situe le taux de chômage national à un niveau inférieur de 0,5 point par rapport aux données publiées antérieurement, ce qui a une incidence comparable sur les taux de chômage estimés au niveau local.

La carte suivante illustre les disparités d'évolution du taux de chômage (au sens des taux de chômage localisés) pendant la majeure partie de la crise.

### **Carte 2 : Évolution pendant la crise du taux de chômage - période 2007t4-2012t4 - en points**



Source : taux de chômage localisés, INSEE, IGN

<sup>2</sup> Les demandeurs d'emploi en fin de mois (DEFM) sont les personnes inscrites à Pôle Emploi et ayant une demande en cours au dernier jour du mois.

### 3. Analyse économétrique

#### 3.1. Les modèles économétriques spécifiés

Dans la plupart des articles cités dans l'analyse bibliographique, les indicateurs pertinents pour analyser la croissance des territoires sont identifiés à l'aide d'une modélisation de l'évolution de l'emploi sur plus ou moins longue période. Nous avons adopté une démarche identique pour sélectionner les indicateurs pertinents pour décrire la vulnérabilité des zones d'emploi et déterminer le signe de leur influence.

En partant des différentes variables explicatives potentielles, la difficulté est de construire un modèle parcimonieux et interprétable économiquement. D'un point de vue purement statistique, des méthodes de sélection automatique de variables usuelles ne garantissent pas de converger vers le « meilleur » modèle si les différentes variables testées sont corrélées entre elles, ce qui est le cas ici. Des méthodes plus sophistiquées telles que les régressions RIDGE ou PLS peuvent déboucher sur des modèles statistiquement « optimaux », mais dont l'interprétation est souvent mal aisée. D'un point de vue économique, la difficulté peut être contournée si l'on dispose d'un modèle théorique sous-jacent permettant de sélectionner *a priori* un petit groupe de variables. En l'absence d'un tel modèle théorique, il faut recourir à une sélection « pas-à-pas » des variables en retenant celles dont une interprétation intuitive ou documentée dans la littérature peut être faite. Il existe un compromis entre la sélection arbitraire d'un petit sous-ensemble de variables qui peuvent donner lieu à des biais de variables omises, et l'introduction d'un grand ensemble de variables qui ont tendance à augmenter la dispersion des coefficients estimés, ce qui rend difficile à l'identification des facteurs les plus importants. Au final, même si les modèles sélectionnés mettent en évidence des effets déjà documentés dans la littérature, la synthèse de ces effets peut apporter une meilleure vue d'ensemble des forces et faiblesses des zones d'emploi.

Une complication supplémentaire est la dépendance spatiale entre les territoires même si elle a en grande partie été souvent ignorée dans cette littérature, comme le soulignent Lesage & Fisher (2008). L'évolution de l'emploi (ou du taux de chômage) d'une zone peut être affectée par l'évolution dans les autres zones comme le suggère les cartes des disparités territoriales (cf. cartes 1 et 2) qui mettent en évidence l'existence de groupes de zones où cette évolution est assez uniformément élevée et inversement.

L'influence d'une zone sur une autre dépend bien sûr de leur plus ou moins grande proximité. Cette relation de chaque zone avec toutes les autres est décrite par une matrice carrée de « poids »  $W$  dont l'élément  $w_{ij}$  exprime le degré de proximité de la zone  $i$  avec la zone  $j$ . Ce dernier peut être mesuré de différentes façons. La plus couramment utilisée est la relation de contiguïté. On a donc constitué une matrice dont les éléments prennent la valeur 1 quand les zones sont contiguës et 0 sinon (y compris pour les éléments  $w_{ii}$ ). Cette matrice est ensuite normalisée de façon à ce que les valeurs d'une variable pondérée puissent s'interpréter comme la moyenne des valeurs de cette variable sur les zones voisines.

Pour les zones d'emploi frontalières, leur spécificité est prise en compte par une variable spécifique indiquant le pays concerné.

Le modèle estimé à partir de données relatives aux 304 zones d'emploi de la France métropolitaine est le suivant :

$$y = Wy\rho + X\delta + WX\theta + \varepsilon \quad (1)$$

où  $y$  est le vecteur des évolutions de l'emploi (ou du taux de chômage),  $W$ , la matrice de poids,  $X$  la matrice de variables explicatives,  $\varepsilon$  le vecteur des termes d'erreurs,  $\rho$  le paramètre d'autocorrélation à estimer et  $\delta$ ,  $\theta$  les paramètres des variables explicatives à estimer. Il s'agit d'un modèle spatial auto-régressif du fait de la présence d'une variable endogène décalée «  $Wy$  » (ici la moyenne des valeurs de la variable sur les zones voisines). Des tests de Lagrange nous ont permis de nous assurer qu'une fois incluse la variable endogène décalée, les erreurs étaient non corrélées. On inclut également dans le modèle des variables exogènes décalées «  $WX$  ». Ce type de modèle spatial auto-régressif est appelé dans la littérature modèle de Durbin ou modèle SDM (Spatial Durbin Model).

Suivant Lesage & Fisher (2008), notre motivation pour l'utilisation du modèle (1) repose sur la plausibilité d'une combinaison de deux circonstances qui semblent susceptibles de se poser pour nos modèles de régressions. L'une est la dépendance spatiale des perturbations d'un modèle de régression estimé par moindres carrés ordinaires. La deuxième circonstance est l'existence d'une

variable explicative omise ayant une covariance non nulle avec une variable (ou des variables) incluse dans le modèle. Dans les modèles de séries temporelles, des valeurs retardées de la variable dépendante sont souvent ajoutées pour tenir compte de variables explicatives omises. Une motivation similaire peut être utilisée pour les décalages spatiaux de la variable dépendante mais également pour ceux des variables explicatives (voir LeSage & Pace (2008)).

La méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) n'est pas adaptée pour ce type de modélisation spatiale auto-régressive. En effet, la variable endogène décalée  $Wy$  est corrélée avec l'erreur  $\varepsilon$ , quelle que soit la distribution de cette erreur<sup>3</sup>. Les estimateurs des MCO ne sont alors plus convergents. Le modèle a donc été estimé par la méthode de maximum de vraisemblance. Le lecteur intéressé par plus de détail sur les méthodes d'estimation des modèles avec autocorrélation spatiale pourra se référer à Le Gallo (2000). Les difficultés méthodologiques liées à ces modélisations sont détaillées en annexe.

### **3.2. Modèles estimés**

Neuf modèles sont réalisés : le premier porte sur les évolutions de l'emploi de moyen terme avant la crise (2001-2007), qui décrit les facteurs « structurels » de la vulnérabilité des territoires. Les trois suivants analysent l'évolution de l'emploi pendant la crise, c'est-à-dire les périodes 2007-2009 à 2007-2011. Cela permet de mesurer quels facteurs ont été prédominants lors de la crise et d'avoir une appréciation « qualitative » de l'évolution des facteurs explicatifs dans la phase plus récente de la crise. Les cinq derniers modèles portent sur l'évolution du taux de chômage sur les périodes 2007-2009 à 2007-2013. Ils permettent d'avoir une analyse un peu différente et sur une période plus récente. Les résultats de ces neuf modèles sont présentés à la suite.

Toutes les variables ont été centrées et réduites de façon à rendre plus aisée la comparaison des effets de chacune d'entre elles. Les coefficients s'interprètent dans ce cas de manière relative en termes d'augmentation d'écart-type.

---

<sup>3</sup> Ce résultat contraste avec une propriété de séries temporelles où les estimateurs des MCO restent convergents en présence d'une ou de plusieurs variables retardées tant que les erreurs ne sont pas corrélées.

**Tableau 1 : Régression (spatiale autorégressive) de l'évolution de moyen terme de l'emploi (Emploi total)**

période 2001-2007 ; R<sup>2</sup>=0,43

Variables	Coefficient	Statistique du test de significativité (p-value)
<b>Évolution de l'emploi des zones « voisines » (variable endogène décalée)</b>	0,290	18,45 (0,00)
<b>Tx de variation de la pop. dû aux migrations</b>	0,286	31,91 (0)
<b>Taux de Dépendance Groupe Étranger</b>	-0,063	1,66 (0,20)
<b>Coefficient de Spécialisation (Gini)</b>	-0,166	8,85 (0,00)
<b>Coefficient de Concentration (Gini)</b>	0,214	7,70 (0,00)
<b>Densité Économique</b>	0,094	1,65 (0,20)
<b>Densité Économique des zones « voisines »</b>	0,147	3,18 (0,20)
<b>Part de la population urbaine</b>	-0,101	2,61 (0,11)
<b>Part de la population urbaine des zones « voisines »</b>	-0,118	3,64 (0,06)
<b>Part des secteurs avec fort taux d'importations<sup>4</sup></b>	-0,136	8,36 (0,00)
<b>Part des secteurs avec fort taux d'exportations<sup>5</sup></b>	0,087	3,23 (0,07)
<b>Part du secteur FZ Construction</b>	0,225	17,31 (0,00)
<b>Part du secteur IZ Hébergement et restauration</b>	0,267	19,60 (0)
<b>Constante</b>	-0,009	0,05 (0,81)

Sources : ESTEL, RP1999, DADS2000

*Lecture : Toutes les données ont été au préalable centrées-réduites, ce qui permet de comparer directement les coefficients des différentes variables entre eux. Les p-values des tests de significativité sont inférieures à 20%, les coefficients des variables retenues sont donc bien tous significatifs à ce seuil.*

<sup>4</sup> Il s'agit des secteurs BZ, CB, CE, CI, CK en nomenclature A38.

<sup>5</sup> Il s'agit des secteurs CA, CE, CI, CK, CL en nomenclature A38.

Le premier coefficient estimé correspond au paramètre  $\rho$  qui traduit l'autocorrélation spatiale de la variable expliquée (variable endogène). Le signe positif de ce coefficient traduit la corrélation entre la croissance de l'emploi d'une zone et celle des zones voisines. Les conditions économiques générales qui affectent positivement ou négativement la croissance de l'emploi dans une zone jouent en général dans le même sens dans les zones voisines. Ce résultat se retrouve, notamment, dans Paci et Usai (2008). Ces auteurs analysent les déterminants de la croissance de l'emploi industriel au niveau local et détectent des phénomènes d'association spatiale montrant que la croissance locale au sein d'une aire spécifique bénéficie des performances positives des aires voisines.

Le taux de migration rend compte de l'attractivité d'un territoire pour son marché du travail et/ou pour son cadre de vie. L'attractivité d'un territoire joue un rôle favorable puisqu'elle contribue à la création d'emplois. Le lien entre la migration et la création d'emploi peut être à double sens : le déplacement peut avoir pour motif d'occuper un nouvel emploi, mais on peut supposer que cette corrélation a lieu dans l'autre sens car une nouvelle arrivée alimente la demande locale et donc in fine aboutit à des créations d'emploi supplémentaires. Ce lien à double-sens indique qu'un problème d'endogénéité peut se poser avec cette variable. Pour en tenir compte, le taux de migration est calculé sur une période antérieure, ici la période 1990-1999.

Une forte spécialisation (telle que mesurée par un indice de Gini en 2000) de la zone fait peser sur l'emploi un risque en cas de conjoncture non favorable ou d'adaptation nécessaire du secteur dans lequel la zone est spécialisée aux conditions de la concurrence internationale<sup>6</sup>. Ce résultat diffère de celui de Magrini (1998) qui a constaté que les régions caractérisées par un degré élevé de spécialisation sectorielle ont des taux de croissance plus élevés que les régions avec une structure industrielle plus diversifiée. Mais de nombreuses autres études ont, en revanche, conclu à un impact négatif de la spécialisation sur l'évolution de l'emploi (Combes, 2000; Basile et al, 2013).

Une forte concentration (telle que mesurée par un indice de Gini en 2000<sup>7</sup>) peut, en revanche, être économiquement porteuse et constituer une source de dynamisme si elle fait émerger des filières d'excellence, qui conduiront par la suite à la création de pôles de recherche ou de compétitivité.

Le signe positif de la densité économique en 2000 renvoie aux travaux de la Nouvelle économie géographique (Krugman) : les activités économiques ont tendance à s'agglomérer dans des régions spécifiques et choisir des endroits soumis à une forte demande locale, ce qui entraîne un processus auto-entretenu de croissance. En revanche, à densité donnée, une zone trop urbanisée est pénalisée pour la création d'emplois. Les travaux de la Nouvelle économie géographique indiquent également qu'aux forces de concentration s'opposent des forces de dispersion, liées à l'émergence de problèmes de congestion, de pollution, mais aussi de hausse des coûts du travail et du foncier. Selon notre modèle, ces deux effets de concentration et de dispersion semblent renforcés par un phénomène de diffusion : les variables spatialement décalées relatives à la densité économique et à la part de la population urbaine ressortent significativement dans le modèle de régression.

Le taux de dépendance aux groupes étrangers illustre la fragilité du territoire vis-à-vis de décisions prises par des responsables non ancrés sur ce territoire, et estime indirectement le poids des activités susceptibles de délocalisation. La part des secteurs présentant un fort taux d'importation en 2000 reflète le degré de concurrence internationale auquel est soumise la zone, concurrence qui pèse sur l'évolution de l'emploi. En revanche, la part des secteurs présentant un fort taux d'exportation joue positivement sur l'évolution de l'emploi à moyen terme. Ce résultat peut être rapproché du papier de Iara (2005).

Les secteurs de la construction (FZ) et de l'hébergement restauration (IZ) sont des secteurs où l'évolution de l'emploi a été positive et parmi les plus dynamiques. Leurs parts respectives, mesurées en l'an 2000, ressortent donc logiquement avec un coefficient positif dans le modèle.

---

<sup>6</sup> Il s'agit, ici, d'un effet moyen de la spécialisation. Il est contrôlé, en partie, de certains effets sectoriels avec les variables de part des secteurs importateurs et exportateurs. Mais cela n'exclut pas que cet effet de la spécialisation soit plus ou moins fort selon que cela reflète une spécialisation dans la RD ou une spécialisation dans l'agro-alimentaire, par exemple.

<sup>7</sup> Le coefficient de concentration mesure la répartition des salariés d'une zone dans les établissements alors que le coefficient de spécialisation évalue la répartition des salariés d'une zone dans un nombre plus ou moins important de secteurs d'activité. Cet indice de concentration vise à résumer la distribution de la taille des établissements de la zone. Il est fortement corrélé avec la taille moyenne des établissements en terme d'emploi.

**Tableau 2 : Régression (spatiale autorégressive) de l'évolution de l'emploi pendant la crise (Emploi total)**

	Évolution du taux de chômage des zones « voisines » (variable endogène décalée)	Tx de variation de la pop. dû aux migrations	Part des actifs de 50 ans et +	Part des chômeurs de longue durée	Taux d'arrivée d'actifs qualifiés	Taux de Dépendance Groupe Étranger	Part des secteurs avec fort taux d'importations <sup>8</sup>	Taux de création d'établissements par des centres extérieurs au territoire	Taux de création d'établissements par des centres extérieurs au territoire « voisines »	Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'endettement des établissements	Positionnement des zones d'emploi « voisines » pour le taux d'endettement des établissements
Période (R <sup>2</sup> )											
2007-2009 (0,39)	0,214 (0,00)	0,164 (0,01)	-0,137 (0,01)		0,143 (0,01)	-0,089 (0,16)	-0,288 (0)	0,078 (0,15)	-0,166 (0,00)		
2007-2010 (0,45)	0,184 (0,00)	0,183 (0)	-0,256 (0)	-0,095 (0,08)	0,147 (0,01)	-0,085 (0,17)	-0,182 (0,00)	0,090 (0,09)	-0,146 (0,01)	-0,088 (0,05)	
2007-2011 (0,46)	0,226 (0,00)	0,209 (0)	-0,261 (0)	-0,137 (0,01)	0,162 (0,00)	-0,091 (0,13)		0,117 (0,02)	-0,082 (0,14)	-0,075 (0,09)	-0,079 (0,11)
	<b>Positionnement de la zone d'emploi pour la productivité du travail</b>	<b>Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'exportation des établissements</b>	<b>Positionnement des zones d'emploi « voisines » pour le taux d'exportation des établissements</b>	<b>Indicatrice de frontière avec l'Espagne</b>	<b>Indicatrice de frontière avec l'Italie</b>	<b>Constante</b>					
											période
	0,139 (0,01)	-0,148 (0,03)		-0,364 (0,16)	-0,489 (0,14)	0,001 (0,87)					2007-2009
	0,122 (0,02)	-0,121 (0,08)	-0,140 (0,03)	-0,449 (0,06)	-0,657 (0,04)	0,017 (0,69)					2007-2010
	0,151 (0,0)	-0,182 (0,00)	-0,122 (0,06)		-0,801 (0,01)	0,001 (0,87)					2007-2011

Sources : ESTEL, RP2007 et RP2008, CLAP2007 et 2008, FEE 2009

<sup>8</sup> Il s'agit des secteurs CB, CE, CH, CI, CK en nomenclature A38.

Le signe positif du coefficient du taux de migration confirme que le dynamisme démographique demeure un facteur de résistance même pendant la crise. C'est un résultat que l'on retrouve dans l'approche présentée dans le rapport de la FNAU centrée sur la période de crise 2008-2009 (« [L'emploi local face à la crise 2008-2009 : Un révélateur des divergences territoriales](#) » les dossiers de la FNAU, n°23, avril 2011),.

La part des secteurs présentant un fort taux d'importation en 2007 reflète le degré de concurrence internationale auquel est soumise la zone, concurrence qui pèse sur l'évolution de l'emploi. Cette variable ressort significativement dans le modèle portant sur les périodes 2007-2009 et 2007-2010 mais n'est plus significative dans le modèle portant sur la période 2007-2011. Cela suggère que la crise qui a d'abord touché les secteurs les plus fragilisés s'est ensuite étendue à l'ensemble des secteurs de l'économie.

La part des chômeurs de longue durée en 2007 (antérieure donc à la période de crise) est un signe de précarité sociale de la zone. Elle traduit l'ancienneté des difficultés de la zone. Ce résultat rejoint la métaphore proposée par Davezies (2010 - [La crise et nos territoires : premiers impacts](#)) que la crise se comporte comme une « prédatrice » et s'attaque de préférence aux zones les moins dynamiques. Néanmoins, cette part n'est pas significative dans le modèle sur la première partie de la crise (2007-2009). Sur cette période, c'est la part des secteurs importateurs qui prédomine dans le modèle. Il semble que la crise ait donc d'abord touché plus fortement les territoires au système productif fragile avant de s'étendre aux territoires plus fragiles socialement.

Une part importante d'actifs de 50 ans et plus en 2007 pèse également sur l'évolution de l'emploi. D'une part, ces derniers connaissent des difficultés à retrouver un emploi quand ils sont au chômage (cf. infra). D'autre part, cette part est corrélée négativement avec la part la part des moins de 25 ans. Or, l'étude de l'INSEE Nord Pas de Calais « [Spécificités des territoires du Nord-Pas-de-Calais face aux aléas économiques](#) » montre qu'une population jeune est un atout pour le développement économique futur du territoire (c'est la part des moins de 25 ans dans la population totale et non active qui est utilisée dans cette étude). De fait, si l'on remplace dans le modèle la part d'actifs de 50 ans et plus par la part de jeunes de moins de 25 ans dans la population active, cette dernière ressort avec un coefficient positif. Ce résultat diffère donc de ce que l'on observe sur le modèle concernant l'évolution du taux de chômage (cf. infra) où les deux parts ressortent ensemble avec un coefficient de même signe.

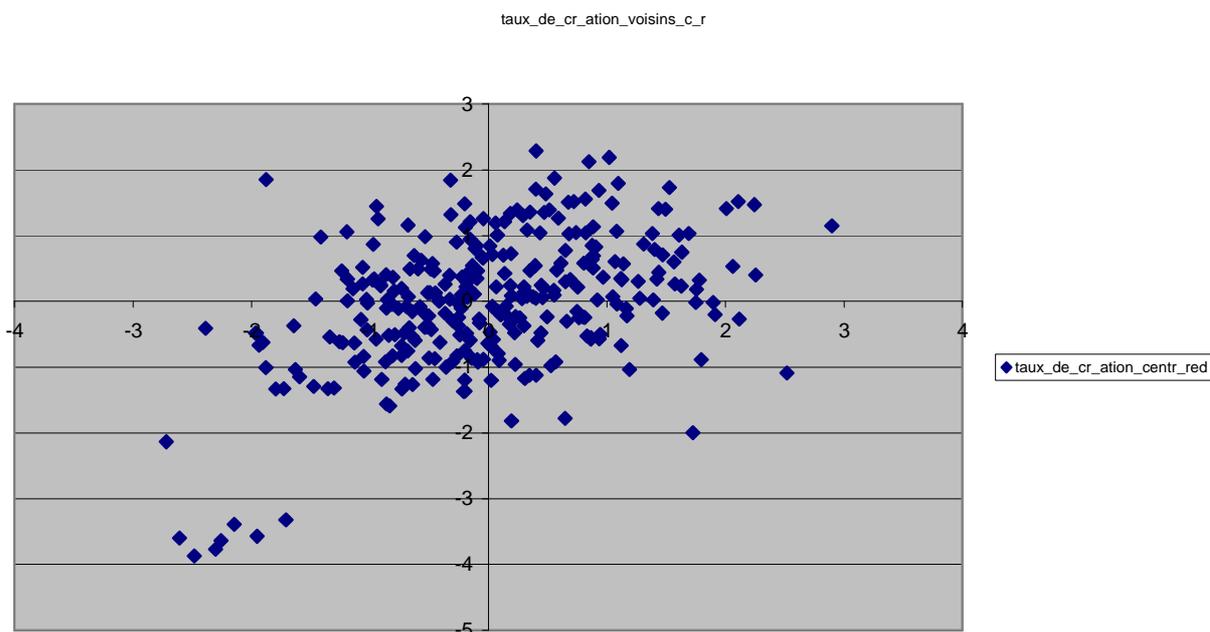
Le taux d'arrivée d'actifs qualifiés sur la période 2002-2007 reflète le degré d'attractivité de la zone vis-à-vis des actifs occupant des emplois à compétences rares. On ne considère donc ici que certains emplois de la sphère productive à compétences « rares » pour lesquels la concurrence entre les territoires peut être forte (cadres du privé et personnels de conception-recherche du secteur privé). On néglige donc l'existence de besoins locaux pour de la main-d'œuvre non qualifiée (« rareté relative » variable selon le territoire étudié, emplois de services à la personne par exemple). C'est aussi le choix effectué dans Sourd (2012) qui analyse l'attractivité des territoires.

Le taux de création d'établissements par des centres de décision extérieurs mesure la dynamique des créations de nouvelles activités, dynamique qui se traduit par une hausse de l'emploi tout chose égale par ailleurs. En revanche si la variable spatialement décalée ressort significativement, c'est avec un signe contraire. Ce résultat suggère l'existence d'une concurrence entre territoires voisins en terme d'attractivité. Cette concurrence ne se traduit pas nécessairement par de moindres créations d'établissements mais plutôt par de moindres créations d'emplois. On n'observe pas, en effet, d'association spatiale nette entre taux de création d'une zone et taux de création des zones voisines lorsque l'on trace le diagramme de Moran<sup>9</sup> relatif à cette variable (graphique 2).

---

<sup>9</sup> Ce diagramme de Moran est, généralement, utilisé pour visualiser les formes d'autocorrélation spatiale locale, examiner l'instabilité locale spatiale et inspecter les observations extrêmes. L'idée du diagramme de Moran consiste à représenter la variable standardisée Y, sur l'axe horizontal, en fonction du décalage spatial de la variable standardisée, notée Wy, sur l'axe vertical. Pour une présentation détaillée, on peut se reporter au document de travail de Floch J.M. (2012) « La détection des disparités socio-économiques - L'apport de la statistique spatiale », *Document de travail de l'Insee*, H2012-04.

**Graphique 2 :** Diagramme de Moran relatif au taux de création d'établissements par des centres de décision extérieurs au territoire (période 2007-2009)



Le positionnement pour le taux d'endettement des établissements en 2009 ressort avec un coefficient négatif traduisant l'impact des conséquences sur l'économie des difficultés du système bancaire pendant la crise. Cette variable n'est pas significative sur la première partie de la crise (2007-2009) ce qui est cohérent avec les observations faites par Cabanes & Al. (2013). Ces derniers indiquent que sur cette période en France, contrairement aux États-Unis, les entreprises ont davantage pâti d'un choc de demande que d'un choc de crédit. La variable devient significative lorsqu'on allonge la période d'estimation d'un an puis son influence s'accroît encore avec un effet de diffusion qui apparaît à partir de 2011.

Un positionnement pour la productivité du travail élevé en 2009 est indicatif d'une zone à fort potentiel de croissance et/ou d'une zone bénéficiant de la présence d'établissements dépendants d'entreprises à forte productivité ce qui est favorable à la création d'emploi dans une logique de croissance endogène : la productivité élevée crée des externalités positives qui se diffusent à l'ensemble de l'économie locale<sup>10</sup>.

Un positionnement pour le taux d'exportation élevé en 2009 a pour corollaire une sensibilité accrue à la conjoncture internationale ce qui peut être défavorable à l'emploi en période de crise. Cette variable capte la spécificité de la période de crise qui s'est traduite par un choc de demande mondiale négatif. L'effet de cette variable s'accroît à travers un effet de diffusion sur les périodes 2007-2010 et 2007-2011.

Les indicatrices de frontière avec l'Espagne et l'Italie ressortent logiquement dans la modélisation car il s'agit des deux pays frontaliers les plus touchés par la crise financière.

<sup>10</sup> Une économie externe ou «externalité» désigne une situation économique dans laquelle l'acte d'un agent économique (entreprise ou individu) influe positivement ou négativement sur la situation d'un autre agent, non partie prenante à cette activité et sans que ce dernier ne soit totalement compensé/ait à payer pour les dommages/bénéfices engendrés (Calzada 2009 - Les déterminants de la croissance locale de l'emploi - Economie Lorraine n°161-162).

**Tableau 3 : Régression (spatiale autorégressive) de l'évolution du taux de chômage pendant la crise (Taux de chômage localisé)**

	Évolution du taux de chômage des zones « voisines » (variable endogène décalée)	Tx de variation de la pop. dû aux migrations	Part des actifs de moins de 25 ans	Part des actifs de 50 ans et +	Part des 20-24 ans sans diplôme	Revenu fiscal médian	Rapport inter-décile des revenus	Taux de Dépendance Groupe Étranger	Part des offres d'emploi en intérim	Part des secteurs avec fort taux d'importations	
Période (R²)											
2007-2009 (0,51)	0,480 (0)	0,126 (0,01)	0,292 (0)	0,181 (0,00)	0,138 (0,00)			0,106 (0,05)	0,082 (0,08)	0,237 (0)	
2007-2010 (0,35)	0,403 (0)	0,288 (0)	0,298 (0,00)	0,313 (0,00)	0,119 (0,05)		0,145 (0,03)	0,113 (0,08)	0,118 (0,03)	0,111 (0,06)	
2007-2011 (0,41)	0,420 (0)	0,297 (0)	0,225 (0,00)	0,373 (0)	0,177 (0,00)	-0,142 (0,02)	0,150 (0,02)	0,124 (0,04)	0,092 (0,09)		
2007-2012 (0,47)	0,413 (0)	0,194 (0,00)	0,203 (0,00)	0,240 (0,00)	0,173 (0,00)	-0,210 (0,00)	0,124 (0,04)	0,140 (0,01)	0,129 (0,01)		
2007-2013 (0,40)	0,426 (0)	0,187 (0,00)	0,127 (0,06)	0,185 (0,01)	0,163 (0,00)	-0,152 (0,01)	0,127 (0,05)	0,119 (0,04)	0,145 (0,01)		
	Part du secteur OZ Administration publique	Taux de survie à 5 ans des établissements	Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'endettement des établissements	Positionnement des zones d'emploi « voisines » pour le taux d'endettement des établissements	Positionnement de la zone d'emploi pour la productivité du travail	Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'exportation des établissements	Positionnement des zones d'emploi « voisines » pour le taux d'exportation des établissements	Indicatrice de frontière avec l'Espagne	Indicatrice de frontière avec l'Italie	Constante	période
	-0,135 (0,00)	-0,172 (0,00)			-0,176 (0,00)	0,091 (0,13)		0,701 (0,01)	0,626 (0,00)	-0,023 (0,54)	2007-2009
	-0,118 (0,03)	-0,094 (0,08)	0,142 (0,00)		-0,137 (0,01)	0,127 (0,08)	0,101 (0,13)		1,08 (0,00)	-0,015 (0,73)	2007-2010
	-0,095 (0,05)	-0,100 (0,05)	0,133 (0,00)	0,087 (0,05)	-0,098 (0,09)	0,111 (0,10)	0,120 (0,06)		1,09 (0,00)	-0,019 (0,65)	2007-2011
	-0,085 (0,07)	-0,121 (0,01)	0,133 (0,00)	0,081 (0,06)	-0,133 (0,00)	0,130 (0,04)		0,37 (0,12)	1,14 (0,00)	-0,030 (0,45)	2007-2012
	-0,086 (0,08)	-0,146 (0,00)	0,126 (0,00)	0,103 (0,02)	-0,091 (0,11)				1,00 (0,00)	-0,013 (0,75)	2007-2013

Sources : ESTEL, RP2007 et RP2008, CLAP2007 et 2008, FEE 2009

L'interprétation du paramètre d'autocorrélation spatiale est la même que dans les modélisations des évolutions de l'emploi. On remarque néanmoins que l'autocorrélation est plus forte pour l'évolution du taux de chômage que pour l'évolution de l'emploi. Cela peut être lié au fait que le périmètre de recherche d'emploi des chômeurs va au-delà de leur zone d'emploi de résidence.

Le taux de migration, facteur de dynamisme de l'emploi s'avère pénalisant en terme de chômage. En effet, si l'arrivée de migrants stimule l'activité économique, cela n'est néanmoins pas suffisant pour absorber l'ensemble de la main d'œuvre supplémentaire, en particulier en période de basse conjoncture (même en période de haute conjoncture, l'effet des migrations internes sur le taux de chômage ne serait pas neutre d'après Blanc & Hild (2008)). Le taux de migration est, ici, calculé sur la période 1999-2007 mais la dynamique des migrations internes est marquée par une persistance élevée. Cette variable explique, en partie, que les cartes des disparités d'évolution de l'emploi et du chômage diffèrent.

Une part importante de jeunes de moins de 25 ans dans la population active en 2007 se traduit par une évolution plus défavorable du taux de chômage, soulignant les difficultés d'insertion des jeunes sans expérience sur le marché du travail et la récurrence des périodes de chômage chez les jeunes actifs (Blanc et Hild (2008)). A l'autre extrémité, une part importante d'actifs 50 ans et plus pèse également sur le taux de chômage, ces derniers connaissant des difficultés à retrouver un emploi quand ils sont au chômage.

Le poids de l'intérim dans les offres d'emploi en 2007 ressort avec un coefficient positif. En effet, l'emploi intérimaire a servi de principale variable d'ajustement pendant la crise. Entre le quatrième trimestre 2007 et le quatrième trimestre 2012, l'emploi intérimaire a baissé de 21% quand l'emploi total (hors agriculture, emploi public des secteurs non marchands et activités extraterritoriales) ne baissait que de 1,5% (mais de -10% dans l'industrie, hors effet de l'intérim).

Une part élevée de non diplômés parmi les jeunes de 20 à 24 ans s'accompagne d'une hausse plus prononcée du taux de chômage. Cette population a, en effet, plus de mal à s'insérer sur le marché du travail et à accéder rapidement à un emploi durable. Ce résultat rejoint celui de dans Atkins & Al. (2011) qui montrent que les régions avec une forte part de non diplômés sont plus exposées aux ralentissements, ainsi que les régions avec des écarts de revenus élevés entre les ménages aisés et ceux à faibles revenus.

Nos modélisations mettent également en évidence qu'un rapport inter-décile des revenus élevé pèserait à la hausse sur le taux de chômage. Ce résultat se retrouve dans Ezcurra (2007) qui indique que le degré de dispersion des revenus est associé négativement à la croissance régionale. Ses modélisations, qui prennent en compte des effets spatiaux, suggèrent que la corrélation négative observée entre l'inégalité des revenus et la performance économique ne dépendrait pas de la mesure spécifique utilisée pour quantifier le degré de dispersion des revenus.

Comme on pouvait s'y attendre, un revenu fiscal médian élevé limite l'évolution à la hausse du taux de chômage. Cette variable capte, en particulier, le potentiel marchand de la zone. Comme pour la part des chômeurs de longue durée dans les modèles sur l'évolution de l'emploi, les deux variables relatives au revenu ne sont pas significatives lors de la première partie de la crise. Sur cette période, c'est là aussi la part des secteurs importateurs qui prédomine dans le modèle.

Un taux de survie des établissements élevé protège la zone d'une forte hausse du chômage en limitant les destructions d'emploi. Le taux de survie est ici calculé sur la période 2002-2007 ce qui limite le risque de causalité inverse.

Comme pour les modèles portant que l'évolution de l'emploi, le positionnement pour le taux d'endettement des établissements en 2009 ressort significativement lorsque l'on allonge la période d'estimation. Son influence va également en s'accroissant avec un effet de diffusion qui apparaît à partir de 2011 et persiste jusqu'en 2013.

On retrouve, de même, un effet de diffusion pour la variable de positionnement pour le taux d'exportation. Cet effet disparaît en 2013 ce qui pourrait s'expliquer par l'amélioration de la conjoncture mondiale hors zone euro.

## 4. Interprétation locale des modèles

### 4.1. Contribution des différents facteurs explicatifs

Ces modèles permettent d'étudier l'écart entre l'évolution de l'emploi (ou du chômage) d'une zone d'emploi et la moyenne de l'évolution des zones au niveau national. Ils permettent plus précisément de décomposer cet écart en plusieurs effets : l'effet de chacun des facteurs explicatifs et une estimation de l'effet des zones voisines.

Ainsi, on distingue, pour chaque zone d'emploi, ce que le modèle explique et ce qu'il n'explique pas. Pour cela, on décompose l'écart entre le taux de croissance  $Y_i$  de la zone ( $i$ ) et la moyenne des taux de croissance  $\bar{Y}$  en deux parties :

$$(Y_i - \bar{Y}) = (Y_i - \hat{Y}_i) + (\hat{Y}_i - \bar{Y})$$

-  $(Y_i - \hat{Y}_i)$  est l'écart non expliqué par le modèle : c'est le résidu.

-  $(\hat{Y}_i - \bar{Y})$  est l'écart expliqué par le modèle : c'est l'écart entre la valeur prédite par le modèle et la moyenne.

On peut approcher la décomposition de l'écart expliqué par le modèle entre les différentes variables explicatives par :

$$(\hat{Y}_i - \bar{Y}) \approx \hat{\rho}(Y_{vois\_i} - \bar{Y}_{vois}) + \hat{\beta}_1(X_{1i} - \bar{X}_1) + \dots + \hat{\beta}_p(X_{pi} - \bar{X}_p)$$

avec  $Y_{vois\_i}$  : moyenne<sup>11</sup> de la variable expliquée des zones voisines de la zone  $i$ .

$\bar{Y}_{vois}$  : moyenne de la variable expliquée des zones voisines au niveau national.

$X_{1i} \dots X_{pi}$  : Valeurs des  $p$  variables explicatives dans la zone  $i$  (dont les exogènes « décalées »)<sup>12</sup>.

$\bar{X}_1 \dots \bar{X}_p$  : Moyennes des  $p$  variables explicatives au niveau national.

$\hat{\beta}_1 \dots \hat{\beta}_p$  : Coefficients estimés des variables explicatives.

$\hat{\beta}_1(X_{1i} - \bar{X}_1)$  est la contribution directe de la variable  $X_1$  à l'écart à la moyenne de l'évolution de la zone  $i$ . Cette notion de contribution est d'utilisation usuelle en analyse conjoncturelle (voir par exemple Fortin & Milin (2014)) et est également utilisée pour des analyses macro-économiques plus structurelles, comme dans Herbert (2001).

Il s'agit d'une formule approchée puisqu'elle fait intervenir des éléments non expliqués par le modèle (cf. infra). Mais elle permet d'illustrer de façon assez intuitive ce que sont les "effets de voisinage" et les limites de leur interprétation.<sup>13</sup> Cette formulation se déduit du prédicteur introduit par Haining (1990) et détaillé par Bivand (2002) dans le cadre d'un modèle spatial avec endogène décalée (prédicteur dit « trend-signal-noise »). Thomas-Agnan & Al. (2014) indiquent que pour des prévisions en échantillon (« in sample »), la performance de ce prédicteur n'est pas si mauvaise, compte tenu de sa simplicité d'implémentation.

<sup>11</sup> Il s'agit d'une moyenne simple compte tenu du choix d'une matrice de contiguïté.

<sup>12</sup> On considère ici les exogènes « décalées » comme des variables explicatives usuelles dans la mesure où quand elles sont introduites seules sans l'endogène « décalée » (modèle SLX), l'estimation par MCO reste valide.

<sup>13</sup> La contribution directe des variables explicatives n'est pas affectée par cette approximation. Les résultats de Le Gallo et Fingleton (2012) - sur la prise en compte de l'autocorrélation spatiale en présence d'erreurs de mesure - suggèrent qu'une formule plus exacte, tenant compte du caractère auto-régressif du modèle, ne fournirait pas nécessairement une meilleure estimation des "effets de voisinage".

Néanmoins, l'analogie de cette formule avec un calcul de contributions effectué sur un modèle de régression estimé par MCO ne doit pas occulter le fait que la variable  $Y_{vois\_i}$  a un statut particulier. En effet, celle-ci peut se réécrire de la façon suivante :

$$Y_{vois\_i} = \frac{1}{nb.dezonescontigues\grave{a}i} \sum_{j \text{ contigu\grave{a} } i} Y_j$$

Prenons le cas, pour simplifier, où la zone i n'a qu'une seule zone contiguë j. Dans ce cas, on a :

$$Y_{vois\_i} = Y_j \text{ et}$$

$$Y_{vois\_j} = \frac{1}{nb.dezonescontigues\grave{a}j} \left( Y_i + \sum_{k \neq i \text{ et } k \text{ contigu\grave{a} } j} Y_k \right)$$

En considérant le fait que les modèles sont estimés sur données centrées (et réduites) la formule de calcul des contributions se simplifie de la manière suivante :

$$(\hat{Y}_i) = \hat{\rho}(Y_{vois\_i}) + \hat{\beta}_1(X_{1i}) + \dots + \hat{\beta}_p(X_{pi}) = \hat{\rho}(Y_j) + \hat{\beta}_1(X_{1i}) + \dots + \hat{\beta}_p(X_{pi})$$

en négligeant le fait que  $\bar{Y}_{vois} \neq \bar{Y}$ .

Par ailleurs, on a :

$$\begin{aligned} (Y_j) &= \hat{\rho}(Y_{vois\_j}) + \hat{\beta}_1(X_{1j}) + \dots + \hat{\beta}_p(X_{pj}) + \hat{\varepsilon}_j \\ &= \hat{\rho} \frac{1}{nb.dezonescontigues\grave{a}j} \left( Y_i + \sum_{k \neq i \text{ et } k \text{ contigu\grave{a} } j} Y_k \right) + \hat{\beta}_1(X_{1j}) + \dots + \hat{\beta}_p(X_{pj}) + \hat{\varepsilon}_j \\ &= \hat{\rho} \frac{1}{nb.dezonescontigues\grave{a}j} \left( \hat{\rho}(Y_{vois\_i}) + \hat{\beta}_1(X_{1i}) + \dots + \hat{\beta}_p(X_{pi}) + \hat{\varepsilon}_i + \sum_{k \neq i \text{ et } k \text{ contigu\grave{a} } j} Y_k \right) \\ &\quad + \hat{\beta}_1(X_{1j}) + \dots + \hat{\beta}_p(X_{pj}) + \hat{\varepsilon}_j \end{aligned}$$

On peut donc voir apparaître un effet induit des p variables explicatives de la zone i à travers les effets de voisinage, effet induit qui au second ordre pourrait être, ici, approximé par  $\hat{\rho}_2 \hat{\beta}_r(X_{ri})$  pour  $r=1, \dots, p$ . Cet effet induit est donc, au mieux du second ordre. Notons qu'il y d'autres effets induits du second ordre (cf. infra).

Mais cette décomposition fait apparaître à la fois le résidu de la zone i et le résidu des zones voisines (ici j). Il n'y a donc qu'un nombre limité de zones où il apparaîtrait judicieux d'interpréter les choses en terme d'effet induit (celles pour qui le résidu est faible mais également le résidu des zones voisines). Cela tient au fait que le modèle est estimé en faisant l'hypothèse que les interactions entre les zones vont « dans les deux sens ». Or, un résidu élevé pour la zone j peut, éventuellement, traduire le fait que la zone j n'est pas impactée par ce qui se passe dans la zone i. Il serait donc abusif dans ce cas de parler d'effet induit de la zone j sur la zone i. En effet, prenons par exemple le cas de la variable explicative « taux de migration ». L'effet induit de cette variable indique que la variation de l'emploi (ou du chômage) liée à cette variable dans la zone i va impacter la variation de l'emploi (ou du chômage) dans la zone voisine j ce qui va impacter en retour la variation de la zone i. Cet effet suppose donc bien que la zone j est impactée par ce qui se passe dans la zone i. Néanmoins, un résidu élevé peut traduire un atypisme plus global de la zone j et n'implique donc pas automatiquement l'absence d'effet induit.

Il faut donc bien préciser que les contributions des variables explicatives qui sont donc les  $\hat{\beta}_r(X_{ri})$  pour  $r=1, \dots, p$  (compte tenu du fait que les variables sont centrées) ne concernent que les effets directs des variables explicatives sur la zone. Il n'est, en particulier, pas possible de déduire de ces contributions un raisonnement du type : en augmentant le taux d'arrivée d'actifs qualifiés de tant de %, on augmente le taux de croissance de l'emploi de tant de %.

En effet, dans les modèles spatiaux, on peut montrer (cf. Lesage & Pace (2009) que l'on n'a plus  $E(y) = X\beta$  mais quelque chose de plus compliqué, de la forme  $E(y) = \sum_{k=1}^p S_k(W)X_k$ , avec

$S_k(W) = (I - \rho W)^{-1} \beta_k$ , ce qui a pour conséquence que  $\frac{\partial E(y_i)}{\partial X_{jk}} = S_k(W)_{ij}$ . En terme un peu moins

abscons, cela veut dire que tout changement dans une variable explicative d'une zone donnée peut avoir un impact sur la valeur expliquée d'une autre zone et en retour impacter la valeur expliquée de la zone considérée.

Il importe également de souligner que le terme  $\hat{\rho}(Y_{vois\_i} - \bar{Y}_{vois})$  ne peut donc pas s'interpréter comme une contribution des zones voisines. Il s'agit d'une approximation des effets de voisinage dont on peut faire un commentaire qualitatif s'appuyant essentiellement sur le signe de ces effets.

De fait, en se basant sur la décomposition en séries entières, Abreu, de Groot et Folraix (2004) adoptent la décomposition suivante :

$$\frac{\delta y}{\delta X_r} = I_n \beta_r + \rho W \beta_r + [\rho^2 W^2 + \rho^3 W^3 + \dots] \beta_r = \text{effets directs} + \text{effets indirects} + \text{effets induits}$$

Cette présentation indique que les effets de voisinage (résumés dans l'endogène décalée) peuvent passer par les effets des variables explicatives observées dans les zones voisines (au-delà des seules explicatives décalées présentes dans le modèle).

Or, par exemple, les effets sur l'évolution du taux de chômage de la part des actifs de moins de 25 ans et de la part des actifs de plus de 50 ans, s'ils ont un coefficient proche, passent néanmoins par des mécanismes sous-jacents assez différents. Le chômage des plus de 50 ans est surtout un chômage de longue durée tandis que le chômage des jeunes est davantage un chômage « frictionnel » entre deux contrats courts (cf. Blanc & Hild (2008)). Considérer que les effets indirects et induits de ces deux variables puissent être traduits par un même coefficient  $\rho$  serait faire un raccourci entre la spécification statistique du modèle et son sens économique sous-jacent. Cette spécification statistique permet d'estimer plus « proprement » les effets directs et de mettre en évidence des effets de voisinage. Mais aller au-delà serait donc faire des hypothèses sous-jacentes fortes.

Il faut donc essentiellement s'en tenir à l'explication donnée plus haut pour commenter ces effets de voisinage, c'est-à-dire préciser que les conditions économiques générales qui affectent positivement ou négativement la croissance de l'emploi (ou du chômage) dans une zone jouent dans le même sens dans les zones voisines.

Parmi les éléments que l'on pourrait donner pour compléter cette interprétation, on peut supposer qu'une zone qui prise isolément apparaîtrait en difficulté, pourra bénéficier du fait d'être entourée de zones en meilleure santé (et inversement). Cela peut se comprendre, par exemple, par le fait que la meilleure santé des zones voisines dégage des ressources publiques permettant de mettre en œuvre des politiques d'aide à la zone potentiellement en difficulté.

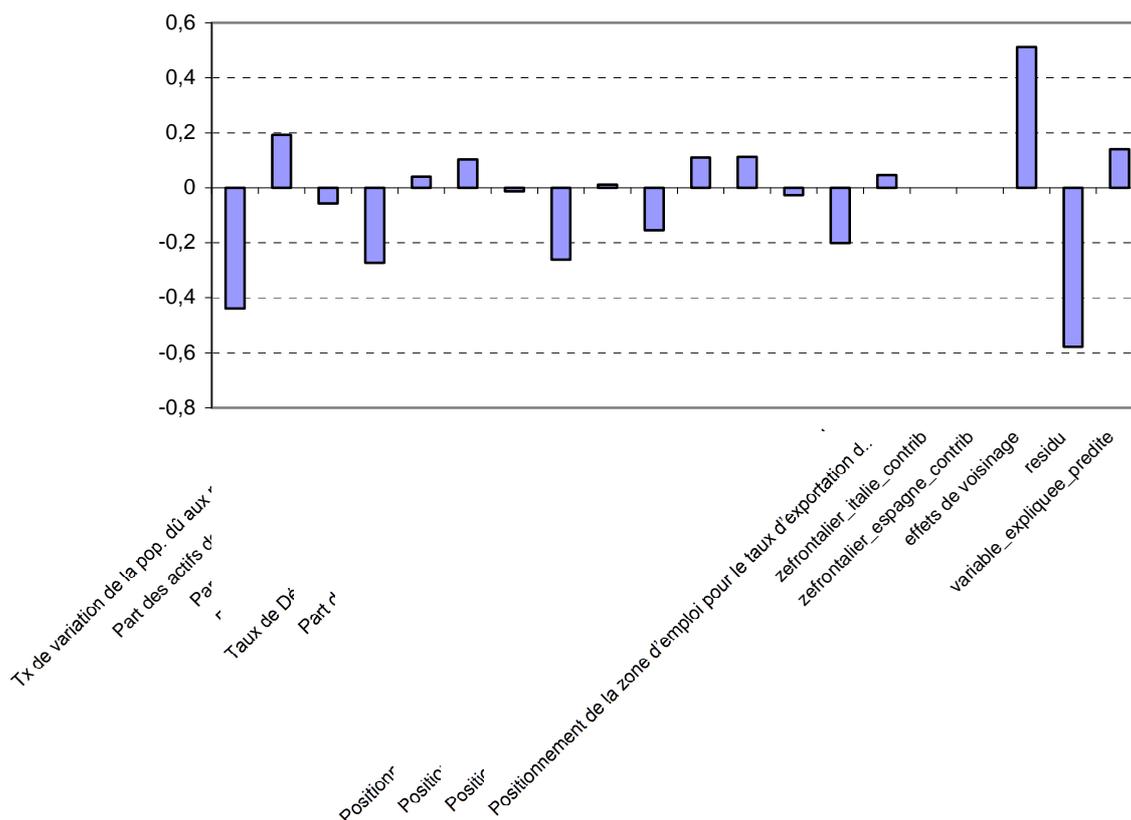
## 4.2. Exemples et limites de l'interprétation des contributions

L'ajustement obtenu pour ces modélisations n'est pas parfait. Aussi des résidus importants apparaissent-ils pour certaines zones. Il convient, en particulier, d'être prudent dans le commentaire des contributions lorsque variable expliquée prédite et observée sont de signe contraire et prennent des valeurs élevées en valeur absolue. Il est, en particulier, dans ce cas, délicat de commenter les contributions des variables de même signe que la variable prédite.

Par exemple, pour la zone de Toulouse (graphique 3), les effets de voisinage sensiblement positifs (liés au fait que l'évolution du chômage dans les zones voisines est moins favorable) sur l'évolution du chômage sont sujets à caution. En revanche, on peut relever que le positionnement de la zone pour la productivité du travail, le revenu médian élevé et la part relativement faible des actifs de plus de 50 ans favorisent la zone.

Mais même pour ces variables dont la contribution est de même signe que la variable expliquée observée, les contributions doivent être interprétées avec précaution. Ainsi, par exemple, l'effet du revenu médian, mis en évidence dans les modélisations, caractérise le lien que l'on observe en moyenne (toute chose égale par ailleurs) entre revenu médian et évolution du chômage pendant la période de crise. Mais d'une zone à l'autre, l'intensité de cet effet peut varier puisqu'en particulier on ne tient pas compte de l'ensemble de la distribution du revenu (même si le fait de contrôler par le rapport inter-déciles atténue un peu cette lacune). Or, on sait, par exemple, que la propension à consommer est plutôt plus faible dans le haut de la distribution des revenus<sup>14</sup>.

**Graphique 3 : Contributions - Zone d'emploi de Toulouse - taux de chômage localisés (évolution 2007t4-2012t4)**

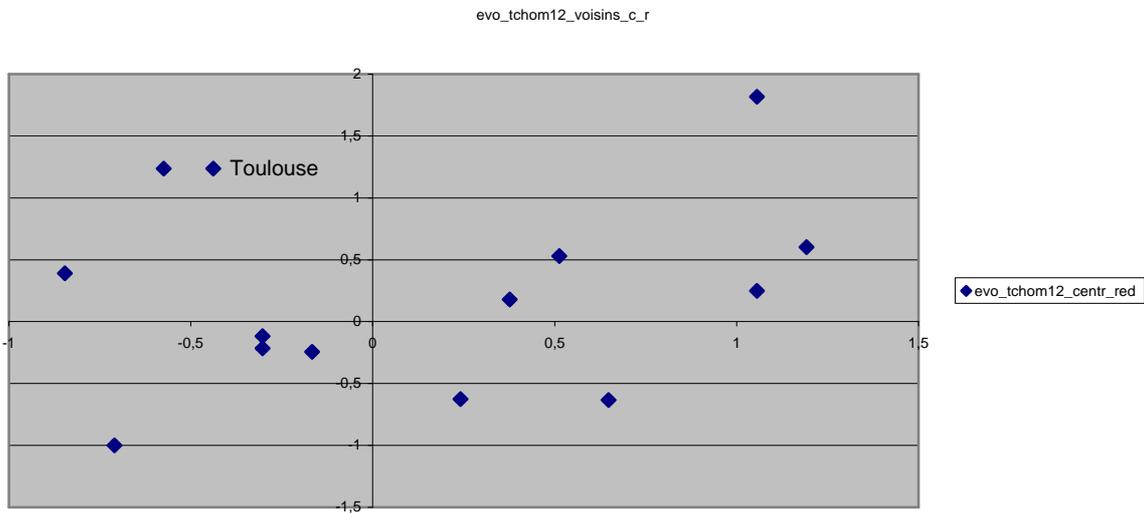


**Lecture :** Dans la zone d'emploi de Toulouse, le taux de migration interne de la zone sur la période 2002-2007 a une contribution sensiblement positive à la valeur prédite de l'évolution du taux de chômage « depuis la crise ». Les parts d'actifs de plus de 50 ans et le revenu médian ont une contribution assez négative à la valeur prédite du taux de chômage « depuis la crise ». Au total, la valeur prédite est très proche de la moyenne alors que la valeur observée y est sensiblement inférieure. Cet écart se traduit par un résidu assez nettement négatif.

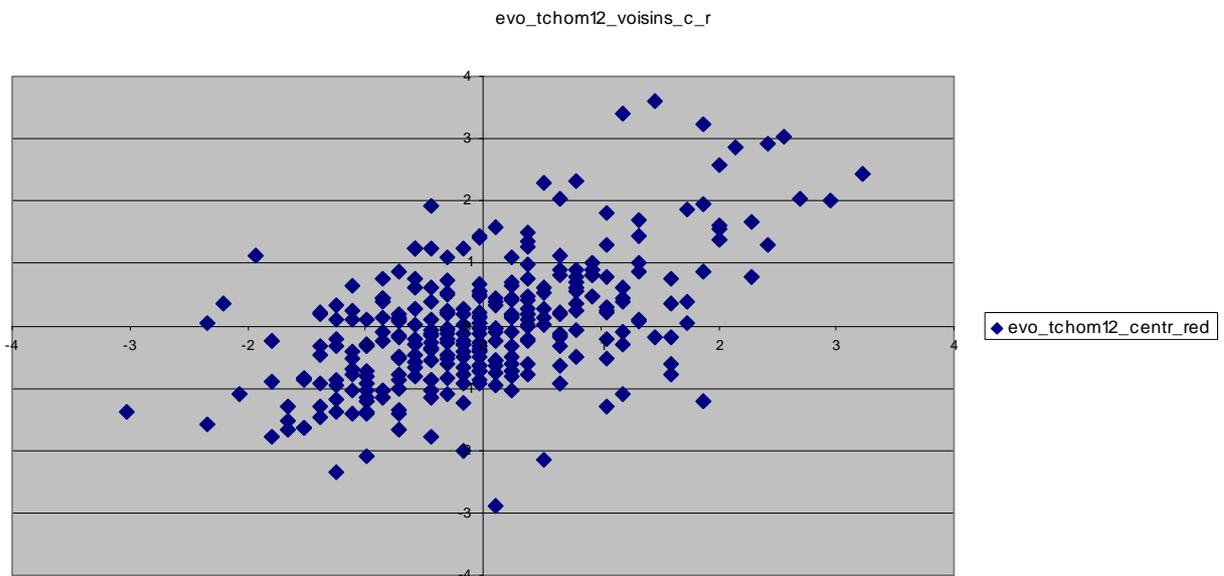
<sup>14</sup> Voir, par exemple, Bardaji & Al. (2014), « La consommation des ménages français depuis 2009 : rôle du système fiscal-social », *L'économie française*, INSEE, édition 2014.

Plus généralement, on peut voir sur le diagramme de Moran relatif à la région Midi-Pyrénées, que l'autocorrélation spatiale positive (sur l'évolution du taux de chômage) est un peu moins nette dans cette région (graphique 4) que lorsqu'on regarde l'ensemble des évolutions sur la France Métropolitaine (graphique 5).

**Graphique 4 : Diagramme de Moran - Région Midi-Pyrénées - taux de chômage localisés (évolution 2007t4-2012t4)**

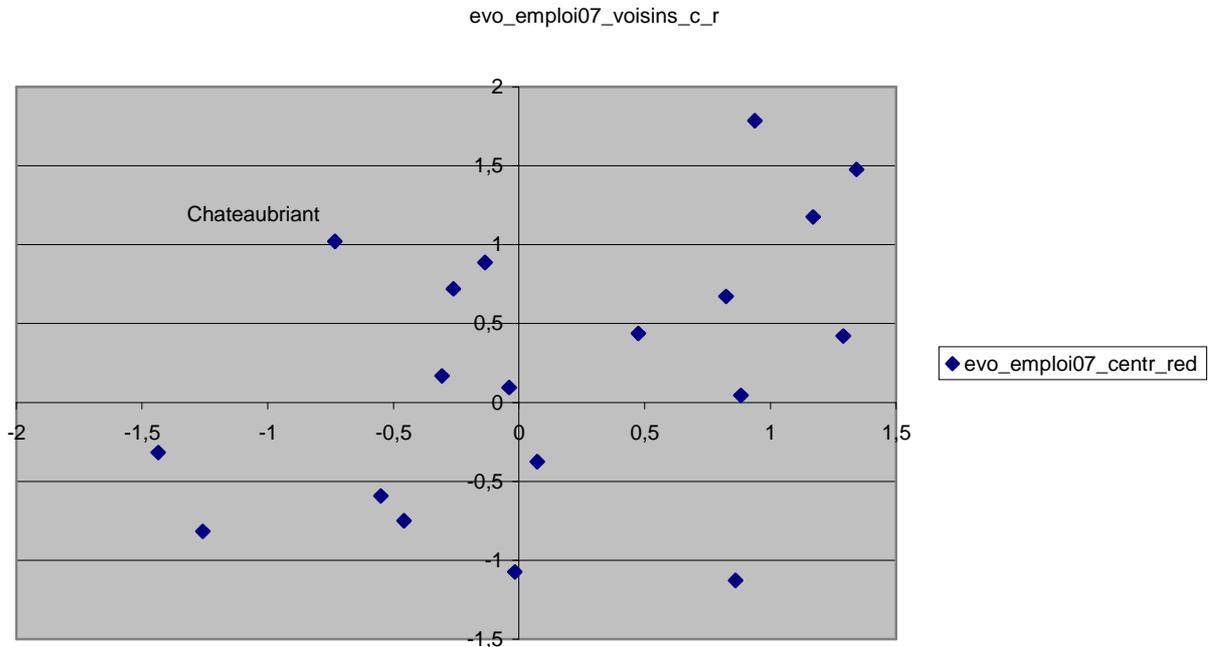


**Graphique 5 : Diagramme de Moran - France Métropolitaine - taux de chômage localisés (évolution 2007t4-2012t4)**



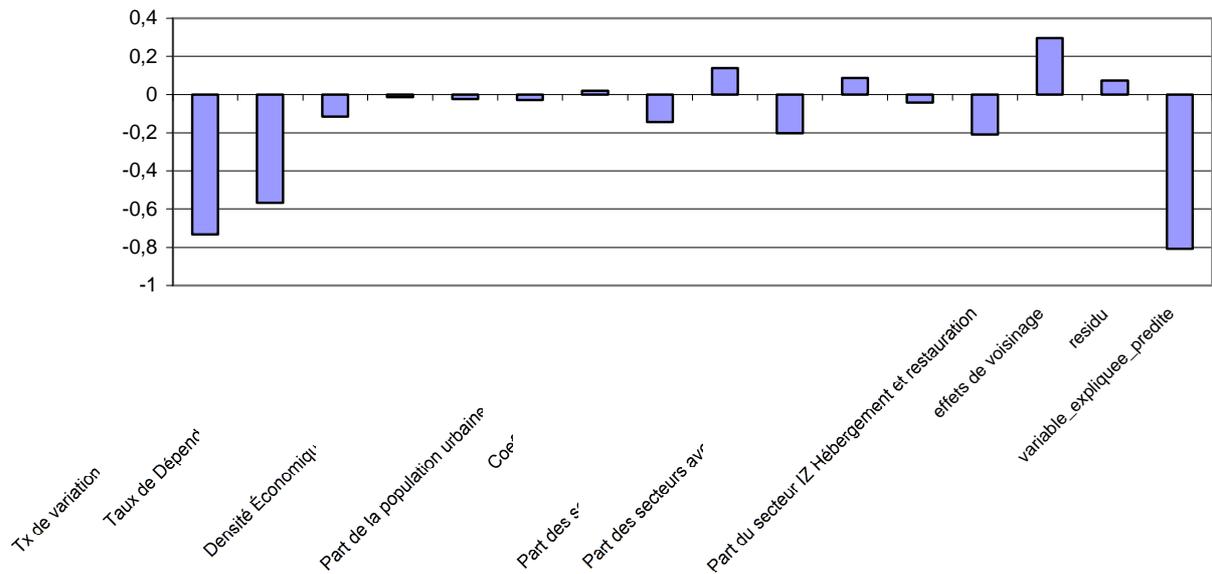
Si le diagramme de Moran peut permettre de repérer des zones pour lesquelles le modèle sera mal adapté, il n'y a cependant pas d'automatisme entre le fait d'être dans un « mauvais » quadrant et l'absence de pertinence du modèle. En effet, dans la régression, l'autocorrélation est considérée « toute chose égale par ailleurs » ce qui n'est pas le cas dans le diagramme de Moran relatif à la variable expliquée.

**Graphique 6 : Diagramme de Moran - région Pays-de-la-Loire - emploi total (évolution 2001-2007)**



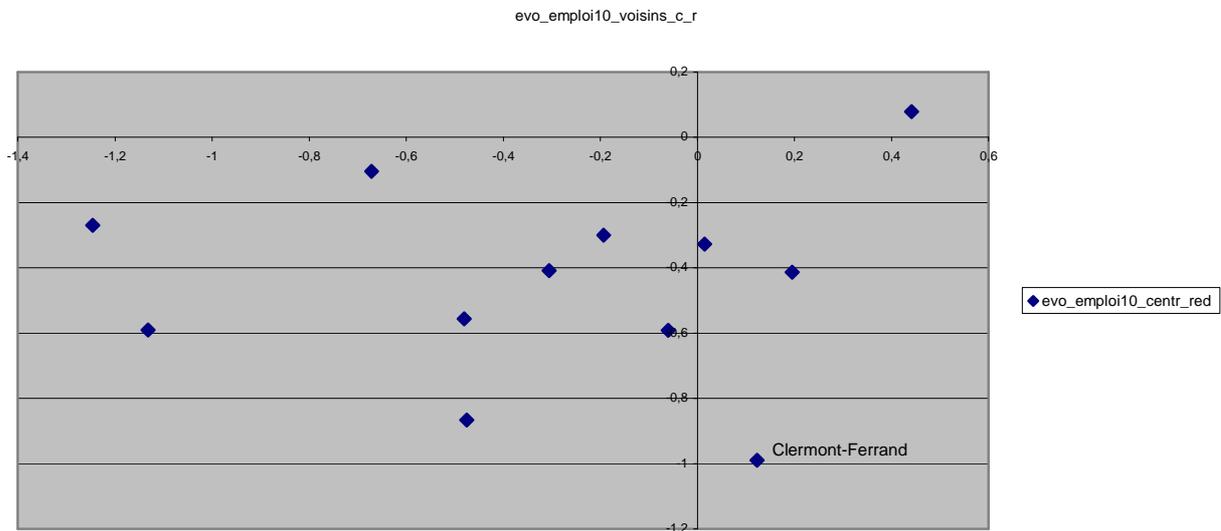
La zone de Chateaubriant est dans le quadrant « Nord-Ouest » traduisant une association spatiale négative. Il s'agit d'une zone où l'évolution de l'emploi était nettement inférieure à la moyenne « avant crise », mais entourée de zone à évolution supérieure à la moyenne. Pour autant dans cette zone, le résidu du modèle est faible. En effet, la faible évolution de l'emploi s'explique par un taux de migration très négatif, une dépendance aux groupes étrangers élevée ainsi que par une part de secteurs importateurs élevée. Les effets de voisinage positifs suggèrent que les difficultés de la zone ont pu être atténuées par sa proximité avec des zones à évolution plus favorable. On voit ainsi que même si on ne commente que le signe des effets de voisinage, le modèle SDM est utile puisqu'il complète l'analyse purement descriptive fournie par le diagramme de Moran.

**Graphique 7 : Contributions - Zone d'emploi de Châteaubriant - emploi total (évolution 2001-2007)**

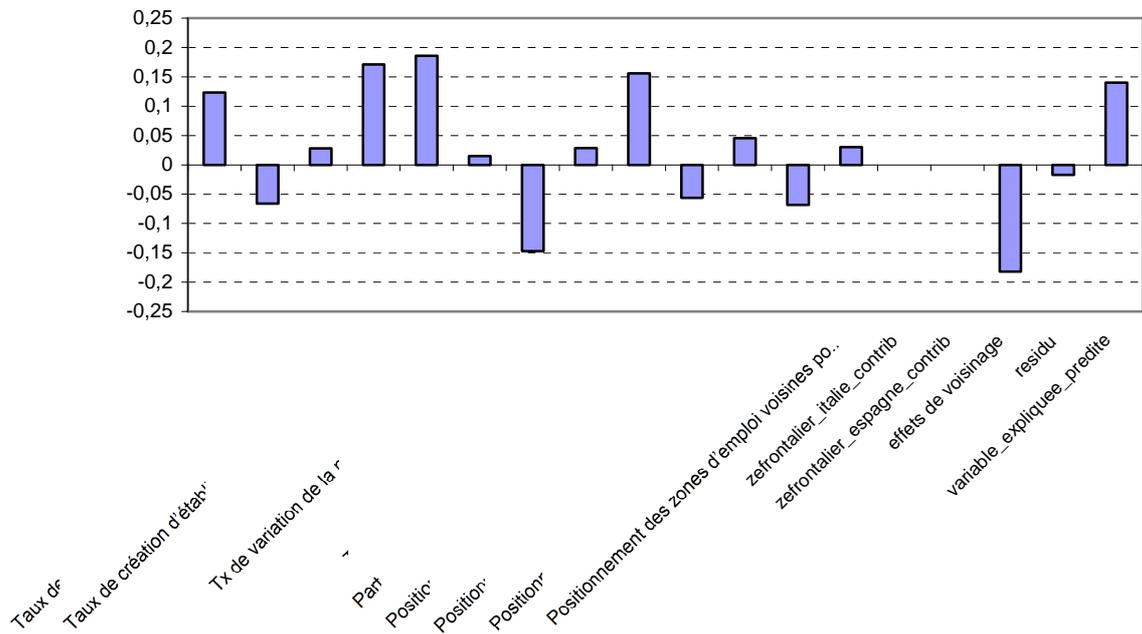


La difficulté de concilier modèle SDM et diagramme de Moran peut aussi être illustrée par l'exemple de la zone de Clermont-Ferrand. Le modèle SDM y met en évidence des effets de voisinage négatifs mais provenant d'une autocorrélation positive. Or dans le diagramme de Moran (relatif à l'emploi ESTEL 2007-2010), cette zone est dans le quart Sud-Est ce qui indique une association spatiale négative. Il y donc bien contradiction apparente entre les deux outils.

**Graphique 8 : Diagramme de Moran - région Auvergne - emploi total (évolution 2007-2010)**



**Graphique 9 : Contributions - Zone d'emploi de Clermont-Ferrand - emploi total (évolution 2007-2010)**



On peut concilier cela avec une phrase du type "du fait de son attractivité, la zone de Clermont-Ferrand a été, en partie, préservée (ce qu'indique le diagramme de Moran) des difficultés des zones voisines même si elle a pu être un peu pénalisée (ce qu'indiquent les effets de voisinage) par l'impact de la crise sur ces zones". On note aussi, en revanche, que la zone semble tirer bénéfice d'une moindre concurrence des zones voisines en terme d'attractivité pour les créations d'établissement.

## Bibliographie

- [1] Abreu M., de Groot H.L.F, Florax R.J.G.M. (2005), «Space and Growth : A Survey of Empirical Evidence and Methods », *Région et Développement*, n° 21.
- [2] Acemoglu D. and Zilibotti F. (1997), « Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification and Growth », *Journal of Political Economy*, 105(4), pp 709-751.
- [3] Asad Ali, Muhammad. F. Qadir and Salahuddin (2006), « Regression Outliers: New M-Class  $\psi$ -Functions Based on Winsor's Principle With Improved Asymptotic Efficiency », *Journal of Statistics (JOS)*, GC University, Lahore, vol. 13, n° 1.
- [4] Atkins P., Blumenthal P., Ficenc S., Friedhoff A., Hill E., St. Clair T., Wial H., Wolman H. (2011), « Economic Shocks and Regional Economic Resilience », *Urban and Regional Policy and Its Effects: Building Resilient Regions*, vol 4, Brookings Institution Press.
- [5] Audretsch D. B. and Keilbach M. (2004), « Entrepreneurship Capital – Determinants and Impact on Regional Economic Performance », *Max-Planck Institute of Economics Discussion Paper*, n° 3704.
- [6] Baici E. and Casalone G. (2005), « Has Human Capital Accounted for Regional Growth in Italy? A Panel Analysis on the 1980-2001 Period », *ERSA Congress*, Amsterdam, 23-27 August.
- [7] Basile R., Donati C. & Pittiglio R. (2013), « Industry Structure And Employment Growth: Evidence From Semiparametric Geoadditive Models Period », *Region et Développement*, LEAD, Université du Sud - Toulon Var, vol. 38, pp 121-160.
- [8] Blanc M. et Hild F. (2008), « Analyse des marchés locaux du travail : du chômage à l'emploi », *Economie et statistique*, n° 415-416, pp 45-60.
- [9] Blien U., Suedekum J. et Wolf K. ( 2005), « Local Employment Growth in West Germany: A Dynamic Panel Approach », *IZA Discussion Papers 1723*, Institute for the Study of Labor (IZA).
- [10] Bradley S et Taylor J. (1996), « Human Capital Formation and Local Economic Performance » *Regional Studies*, Taylor and Francis Journals, vol. 30(1), pp 1-14.
- [11] Cabannes P.-Y., Cottet V., Dubois Y., Lelarge C. et Sicsic M. (2013), « Les ajustements des entreprises françaises pendant la crise de 2008-2009 », *L'économie française*, Insee Références.
- [12] Carlino G. et Sill K. (2001), « Regional Income Fluctuations: Common Trends And Common Cycles » , *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, vol 83(3), pp 446-456.
- [13] Chapple K. and T. W. Lester (2010). « The resilient regional labour market? The US case », *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, vol 3(1), pp 85-104.
- [14] Combes P. (2000). « Economic Structure and Local Growth: France 1984-1993 », *Journal of Urban Economics*, n° 47, pp 329-355
- [15] Diamond Charles A & Simon, Curtis J, 1990. « Industrial Specialization and the Returns to Labor », *Journal of Labor Economics*, University of Chicago Press, vol. 8(2), pp 175-201, April.
- [16] Erdem E., and Glyn, A. (2001) « Job deficits in UK regions », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63 SI, pp 737-752.
- [17] Ezcurra R. (2007), « Is income inequality harmful for regional growth? Evidence from the European Union », *Urban Studies* 44 (10), pp. 1953-1971.
- [18] Fingleton, B., Garretsen, H. and Martin, R.L. (2010) « Recessionary Shocks and Regional Employment: Evidence on the Resilience of UK Regions », *Paper presented at the Institute of Housing and Urban Studies Conference on Urban Development: Patterns, Causes and Consequences*, Erasmus University, Rotterdam, December.
- [19] Forni et Paba (2000) , « The sources of local growth Evidence from Italy », *Giornale degli Economisti e Annali di Economia*, 59, pp 1-49.
- [20] Fortin A., Milin K. (2014), « Le risque d'inflation négative est réel mais il ne préjuge pas d'une entrée en déflation », *note de conjoncture de l'Insee*, décembre 2014, pp 37-56.
- [21] Fujita M. and Krugman P. R. (2004), « The New Economic Geography: Past, Present and the Future », *Papers in Regional Science*, 83, pp 139-164.
- [22] Gagné C. (2005), « Distribution des emplois entre les territoires français dans un contexte de concurrence internationale », in *Les Cahiers du Plan*, n° 6, Commissariat général du Plan, juin.
- [23] Gerakos J., Gramacy R. B. (2013), « Regression-based Earnings Forecasts », *Working Paper*, University of Chicago.
- [24] Green A., Owen D. and Winnett C. (1994), « The Changing Geography of Recession: Analyses of Local Unemployment Time Series », *Transactions, Institute of British Geographers*, 19, pp 142-162.
- [25] Green A. and Owen, D. (2006) « The Geography of Poor Skills and Access to Work », *Joseph Rowntree Foundation*.

- [26] Gripiaios, P. and N. Wiseman (1996), « The Impact of Industrial Structure on Changes in Unemployment in GB Travel to Work Areas 1989-92 », *Applied Economics*, vol 28, pp 1263-67.
- [27] Grossman G. M. and Helpman E. (1990), « Comparative Advantage and Long-Run Growth », *American Economic Review*, 80, pp 796-815.
- [28] Gustavsson P. et Persson P. (2003), « Geography, Cost-of-Living, and Determinants to Economic Growth: A Study of the Swedish Regions 1911-1993 », *Stockholm School of Economics, The European Institute of Japanese Studies*, WP 186.
- [29] Herbet J.B. (2001), « Peut-on expliquer l'investissement à partir de ses déterminants traditionnels au cours de la décennie 90 ? », *Economie et Statistique*, n° 341-342, pp 85-106.
- [30] Iara A. (2005), « Regional Growth in Hungary: The Impact of Economic Integration », *ERSA Congress*, Amsterdam, 23-27 August.
- [31] Krugman P. R. (1991), « Increasing Returns and Economic Geography », *Journal of Political Economy*, 99, pp 183-199.
- [32] Le Gallo J. & Fingleton B. (2012), « Measurement errors in a spatial context », *Regional Science and Urban Economics*, vol 42, n 1-2, pp 114-125.
- [33] Leone, A. J., Minutti-Meza, M., & Wasley, C. E. (2014). « Influential observations and inference in accounting research », *Working paper*, University of Miami and University of Rochester.
- [34] LeSage J & Fischer M. (2008), « Spatial Growth Regressions: Model Specification, Estimation and Interpretation context », *Spatial Economic Analysis*, 3:3, pp 275-304.
- [35] LeSage, J. & Pace, K. (2008), « Spatial econometric modeling of origin-destination flows », *Journal of Regional Science*, 48 (5), pp. 941-967.
- [36] LeSage J., Pace K. (2009), « Introduction to Spatial Econometrics », *A Chapman & Hall Book*.
- [37] Lui, S., Mitchell, J. and Weale, M. (2011), « Qualitative business surveys: signal or noise? », *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, 174: pp 327-348.
- [38] Lundberg J. (2003), « On the Determinants of Average Income Growth and Net Migration at the Municipal Level in Sweden », *Review of Regional Studies*, 32(2), pp 229-253.
- [39] Magrini S. (1998), « The Determinants of Regional Growth: An Empirical Analysis », *ERSA Congress*, Vienna, 28 August – 1 September.
- [40] Martin R. (2012), « Regional Economic Resilience, Hysteresis and Recessionary Shocks », *Journal of Economic Geography*, vol 12, n° 1, pp 1-32, january 2012.
- [40] Neumann, George R & Topel, Robert H. (1991), « Employment Risk, Diversification, and Unemployment », *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol 106(4), pp 1341-65, November.
- [42] PACEC (2008) « From recession to recovery: the local dimension », *Local Government Association*, London.
- [43] Paci R., Usai S. (2008), « Agglomeration economies, spatial dependence and local industry growth », *Revue d'Economie Industrielle*, n° 123, pp 87-109, 3ième trimestre.
- [44] Petrakos G. and Kallioras D. (2007), « Integration and Structural Change: Pre-Accession Experience in the Regions of the EU New Member-States », in *Getimis P. and Kafkalas G. (eds): Overcoming Fragmentation: The Changing Geography and the Prospects for Spatial Cohesion in Southeast Europe*, Aldershot: Ashgate.
- [45] Petrakos, G., Kallioras D. and Anagnostou A. (2007), « A generalized model for regional economic growth in the European Union », *DYNREG Working Paper*, 12.
- [46] Sourd C. (2012), « L'attractivité économique des territoires. Attirer des emplois, mais pas seulement », *Insee Première*, n° 1416, octobre.
- [47] Thomas-Agnan C., Laurent T. et Goulard M., « About predictions in spatial autoregressive models: Optimal and almost optimal strategies », *TSE Working Paper*, n°13-452, 18 décembre 2013, révision septembre 2014.

## Annexe : aspects méthodologiques

Les modèles relatifs à l'évolution de l'emploi sont estimés en effectuant une winsorisation des données à 5% et celui lié au taux de chômage en effectuant une winsorisation à 2%. Elle est appliquée à l'ensemble des variables expliquées et explicatives. Pour l'analyse locale des résultats des modèles, on revient aux vraies valeurs pour calculer les contributions et les résidus.

Le principe de ce traitement est de ramener à la valeur des quantiles d'ordre 0,025 (resp 0,01) - respectivement 0,975 (resp 0,99) - toutes les valeurs situées en dessous - respectivement au-dessus - de ce quantile. Ainsi, par exemple, pour l'évolution de l'emploi, les 2,5 % des zones d'emploi qui ont la plus forte augmentation voient la valeur de leur évolution ramenée à celle du quantile d'ordre 0,975. Inversement, les 2,5 % des zones d'emploi qui ont la plus faible augmentation, voient la valeur de leur évolution ramenée à celle du quantile d'ordre 0,025.

Cette winsorisation permet d'éviter que des valeurs extrêmes liées à des zones atypiques ou à des erreurs de mesure (se traduisant par des valeurs trop élevées ou trop faibles) n'influent sur l'estimation des coefficients tout en permettant de conserver l'ensemble des zones d'emploi pour cette estimation. En effet, il est nécessaire pour prendre en compte correctement l'autocorrélation spatiale d'avoir toutes les zones d'emploi. La winsorisation permet, en outre, d'obtenir une distribution des résidus proches de la « normale » ce qui est nécessaire pour l'estimation des modèles par maximum de vraisemblance.

On a observé que la winsorisation avait un impact vraiment sensible sur le modèle de moyen terme (2001-2007). Cela peut être lié au fait que les données d'emploi sur cette période ont été estimées par rétopolation pour les zones d'emploi « 2010 ».

Si on prend l'exemple de la zone de Lens-Hénin - bien que la zone ne soit pas winsorisée -, on remarque sur le niveau d'emploi ESTEL entre anciennes zones d'emploi et nouvelles zones d'emploi, qu'on est proche en 2007. En revanche en 2001 entre les anciennes et les nouvelles zones d'emploi, ESTEL donne des chiffres assez différents pour Lens-Hénin, alors que c'est une zone dont le contour a peu bougé. Les emplois "perdus" par Lens en 2001 concernent surtout le tertiaire non marchand. Or, la rétopolation a été faite en appliquant des taux de croissance issus de données UNEDIC qui couvrent peu le non marchand.

On voit qu'il faut donc être prudent quant au commentaire de cette évolution 2001-2007 très élevée sur Lens-Hénin. Ainsi, même si l'on se restreint à une analyse univariée, serait-il vraiment légitime d'écrire que l'évolution de l'emploi dans la zone de Lens était, avant la crise, deux fois supérieure à celle de la zone de Lille ? Indiquer simplement que l'évolution dans la zone de Lens était proche de celle de la zone de Lille est déjà, en soi, une véritable information compte tenu du niveau élevé du chômage dans la zone de Lens. N'indiquer que cela revient donc, implicitement, à réduire un peu la variabilité des données pour faire ressortir la vraie information pertinente.

Il serait aussi hasardeux de dire que la zone s'en sort mieux qu'attendu au vu du résidu positif élevé que donne le modèle de moyen terme (2001-2007). En revanche, ce résidu élevé indique que la zone est atypique. Cette atypisme peut aussi, en partie, se comprendre si l'on prend en considération les difficultés plus grandes de localisation de l'emploi intérimaire. Dans ESTEL, la localisation reprend la même convention que celle des DADS à savoir que les intérimaires sont enregistrés à la localisation de leur agence d'intérim et non sur leur lieu de travail intérimaire. Or, la zone de Lens est une zone où la part du secteur NZ (Activités de services administratifs et de soutien), qui comprend les agences d'intérim, est élevée. Cela suggère que même sans winsorisation, les modèles portant sur l'évolution de l'emploi ne pourraient être considérés comme totalement sans biais.

Asad & Al. (2006) indiquent qu'en présence de valeurs extrêmes les coefficients estimés par MCO peuvent être biaisés d'environ 10%. Leone & Al. (2014) indiquent que, si elle est appliquée à l'ensemble des variables expliquées et explicatives, la winsorisation conduit à un biais au pire du même ordre que celui obtenu sans retraitement. Gerakos et Gramacy (2013) indiquent que la winsorisation peut être utile lorsque les queues de l'ensemble des variables explicatives ne sont pas corrélées avec les queues de la variable prédite. Cette configuration est assez plausible en présence d'erreurs de mesure. En tronquant les prédicteurs vous réduisez l'effet de levier et donc retrouvez avec un estimateur plus stable Il faut aussi souligner que Le Gallo et Fingleton (2012) montrent qu'en présence d'erreurs de mesure, le fait de tenir compte de l'autocorrélation spatiale peut aussi biaiser les coefficients. Des exemples de modélisations estimées sur données winsorisées peuvent être trouvés, notamment, dans Lui, Mitchell et Weale (2009).

Dans les modèles de régression linéaire multiple, une technique usuelle de détection des données dites aberrantes (en anglais outliers) est celle des résidus studentisés<sup>15</sup>. Pour avoir une autre appréciation de l'impact de ces zones aberrantes sur les modélisations, on a donc inclus des indicatrices des zones ainsi repérées dans le modèle SDM<sup>16</sup>. C'est le coefficient d'autocorrélation (relatif à la variable endogène décalée) qui est le plus sensible dans le modèle sur l'emploi à l'existence de zones aberrantes (cf. tableau 4). On remarque aussi (cf. tableau 2) que la winsorisation n'a pas pour effet d'augmenter artificiellement le R<sup>2</sup> contrairement à l'inclusion d'indicatrices.

On dispose, par ailleurs, d'un autre élément d'appréciation de l'impact de la winsorisation du fait de la révision importante de la série des taux de chômage localisés intervenue en 2014. Ainsi, sur les modèles SDM estimés sans winsorisation (cf. tableau 5), on observe une sensibilité importante du changement de série sur la variable « Part des 20-24 ans sans diplôme » et, en particulier, sur l'interprétation que l'on pourrait faire de cette variable en terme d'effets directs et indirects. En effet, sans retraitement des données, c'est la variable spatialement décalée qui prédomine dans le modèle estimée avec la nouvelle série, ce qui n'était pas le cas avec l'ancienne. La winsorisation – ici à 2% seulement - neutralise cette sensibilité

Un autre élément à prendre en considération est que pour certains facteurs explicatifs, les variables utilisées ne constituent que des « proxy ». C'est le cas, en particulier, des trois ratios issus du Fichier Economique Enrichi<sup>17</sup> (Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'endettement des établissements, Positionnement de la zone d'emploi pour la productivité du travail, Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'exportation des établissements).

Dans le FEE, pour chaque ratio, la distribution des entreprises a été analysée au sein de populations homogènes en termes d'activité et de marchés couverts, de façon à ce que le positionnement des entreprises reflète bien leurs atouts et/ou faiblesses. Le quartile d'appartenance de chaque entreprise a été déterminé en s'appuyant sur cette classification. La valeur des ratios et le positionnement de chaque entreprise au sein des quartiles ont ensuite été reportés sur leurs établissements. Pour chacun des ratios, un établissement est donc caractérisé par le « rang » (de 1 à 4) de son entreprise.

Pour une zone et un ratio donnés, le positionnement est la moyenne des rangs des établissements localisés dans la zone, pondérée par la richesse dégagée par ces établissements.

Ainsi, le positionnement relatif au taux d'endettement s'interprète de la façon suivante : plus ce positionnement est élevé, plus la proportion de salariés dépendants d'entreprises fortement endettées est élevée. Le coefficient négatif du positionnement relatif au taux d'endettement sur l'évolution de l'emploi peut s'interpréter comme le fait qu'un endettement élevé des entreprises de la zone est un facteur de vulnérabilité. Le coefficient positif de cette variable sur l'évolution du chômage s'interprète de la même manière. Par contre, ces valeurs ne traduisent pas nécessairement des difficultés liées au système bancaire local : les entreprises sont localisées en partie hors de la zone étudiée et leur endettement a pu être contracté également hors de cette zone. Cette variable, comme les deux autres variables du FEE, ne peuvent donc pas être utilisées comme indicatives d'une politique publique locale à mettre en œuvre. Mais elles sont utiles, car elles soulignent que les difficultés (ou atouts) d'une zone ne sont pas uniquement liées à des décisions locales.

---

<sup>15</sup> Les résidus sont dits « studentisés » lorsqu'ils sont divisés par leur écart-type empirique.

<sup>16</sup> On a retenu un seuil de 3 pour repérer les zones influentes.

<sup>17</sup> Le Fichier Économique Enrichi (FEE) est construit annuellement à partir du fichier Clap (Connaissance locale de l'appareil productif) de niveau établissement et du Fichier Approché des Résultats d'Esane (Élaboration des Statistiques Annuelles d'Entreprises), qui est un fichier de niveau entreprise reprenant l'essentiel de leur comptabilité (compte de résultat et bilan). L'objectif du FEE est de proposer une nouvelle vision de l'appareil productif des territoires en décrivant la population des établissements à partir des données comptables propres à leurs entreprises. Les ratios du FEE n'ont pas été utilisés dans la modélisation « avant crise », ce fichier n'étant disponible qu'à partir de l'année 2009.

**Tableau 4 : Régression (spatiale autorégressive) de l'évolution de l'emploi pendant la crise (Emploi total)**

période 2007-2010

Variables	Coefficient (p-value)	
	R <sup>2</sup> = 0,52	R <sup>2</sup> = 0,78
<b>Évolution de l'emploi des zones « voisines » (variable endogène décalée)</b>	0,249 (0,00)	0,095 (0,09)
<b>Tx de variation de la pop. dû aux migrations</b>	0,010 (0,844)	0,160 (0,00)
<b>Part des actifs de 50 ans et +</b>	-0,239 (0)	-0,177 (0)
<b>Part des chômeurs de longue durée</b>	-0,166 (0,00)	-0,081 (0,03)
<b>Taux de création d'établissements par des centres de décision extérieurs au territoire</b>	0,066 (0,18)	0,063 (0,07)
<b>Taux de création d'établissements des zones « voisines » par des centres de décision extérieurs au territoire</b>	-0,182 (0,00)	-0,065 (0,07)
<b>Taux d'arrivée d'actifs qualifiés</b>	0,107 (0,03)	0,154 (0,00)
<b>Part des secteurs avec fort taux d'importations</b>	-0,135 (0,01)	-0,147 (0,00)
<b>Taux de Dépendance Groupe Étranger</b>	-0,071 (0,20)	-0,054 (0,18)
<b>Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'endettement des établissements</b>	-0,143 (0,00)	-0,067 (0,03)
<b>Positionnement de la zone d'emploi pour la productivité du travail</b>	0,100 (0,04)	0,052 (0,14)
<b>Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'exportation des établissements</b>	-0,201 (0,00)	-0,075 (0,11)
<b>Positionnement des zones « voisines » pour le taux d'exportation des établissements</b>	-0,169 (0,01)	-0,072 (0,12)
<b>Indicatrice de frontière avec l'Espagne</b>	-0,391 (0,08)	-0,062 (0,71)
<b>Indicatrice de frontière avec l'Italie</b>	-0,917 (0,00)	-0,295 (0,18)
<b>Indicatrice de la zone de PROVIN</b>		2,095 (0,00)
<b>Indicatrice de la zone de OYONNAX</b>		-1,423 (0,00)
<b>Indicatrice de la zone de BLOIS</b>		1,432 (0,00)
<b>Indicatrice de la zone de RAMBOUILLET</b>		-1,365 (0,01)
<b>Indicatrice de la zone de VITRE</b>		1,463 (0,00)
<b>Indicatrice de la zone de PRADES</b>		-1,826 (0,00)
<b>Indicatrice de la zone de MANOSQUE</b>		1,745 (0,00)
<b>Indicatrice de la zone de AJACCIO</b>		2,024 (0,00)
<b>Indicatrice de la zone de PORTO</b>		2,736 (0)
<b>Indicatrice de la zone de SARTENE</b>		4,510 (0)
<b>Indicatrice de la zone de CALVI</b>		6,164 (0)
<b>Indicatrice de la zone de GHISONACCIA</b>		4,952 (0)
<b>Constante</b>	0,022 (0,58)	-0,070 (0,02)

**Tableau 5 : Régression (spatiale autorégressive) de l'évolution du taux de chômage pendant la crise (Taux de chômage localisé)**

Variables	période 2007-2011			
	Coefficient (p-value)			
	Anciennes séries		Nouvelles séries	
	Sans Retraite ment	Avec winsorisa tion à 2%	Sans Retraite ment	Avec winsorisa tion à 2%
R <sup>2</sup> = 0,40	R <sup>2</sup> = 0,42	R <sup>2</sup> = 0,41	R <sup>2</sup> = 0,42	
<b>Évolution du taux de chômage des zones « voisines » (variable endogène décalée)</b>	0,470 (0)	0,468 (0)	0,408 (0)	0,409 (0)
<b>Tx de variation de la pop. dû aux migrations</b>	0,238 (0,00)	0,254 (0,00)	0,297 (0)	0,299 (0,00)
<b>Part des actifs de moins de 25 ans</b>	0,217 (0,00)	0,227 (0,00)	0,228 (0,00)	0,220 (0,00)
<b>Part des actifs de 50 ans et +</b>	0,397 (0)	0,388 (0)	0,407 (0)	0,373 (0)
<b>Part des 20-24 ans sans diplôme</b>	0,141 (0,03)	0,183 (0,01)	0,047 (0,47)	0,152 (0,02)
<b>Part des 20-24 ans sans diplôme dans les zones « voisines »</b>	0,023 (0,72)	0,023 (0,72)	0,104 (0,11)	0,047 (0,48)
<b>Revenu fiscal médian</b>	-0,184 (0,00)	-0,150 (0,01)	-0,193 (0,00)	-0,151 (0,01)
<b>Rapport inter-décile des revenus</b>	0,098 (0,13)	0,117 (0,07)	0,139 (0,03)	0,140 (0,03)
<b>Taux de Dépendance Groupe Étranger</b>	0,107 (0,07)	0,120 (0,04)	0,106 (0,08)	0,122 (0,04)
<b>Part des offres d'emploi en intérim</b>	0,077 (0,15)	0,072 (0,17)	0,105 (0,05)	0,096 (0,07)
<b>Part du secteur OZ Administration publique</b>	-0,134 (0,00)	-0,134 (0,01)	-0,114 (0,02)	-0,101 (0,04)
<b>Taux de survie à 5 ans des établissements</b>	-0,109 (0,03)	-0,086 (0,09)	-0,127 (0,01)	-0,103 (0,05)
<b>Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'endettement des établissements</b>	0,139 (0,00)	0,128 (0,00)	0,157 (0,00)	0,136 (0,00)
<b>Positionnement des zones « voisines » pour le taux d'endettement des établissements</b>	0,070 (0,12)	0,077 (0,08)	0,081 (0,07)	0,089 (0,05)
<b>Positionnement de la zone d'emploi pour la productivité du travail</b>	-0,074 (0,19)	-0,098 (0,08)	-0,078 (0,18)	-0,100 (0,08)
<b>Positionnement de la zone d'emploi pour le taux d'exportation des établissements</b>	0,124 (0,07)	0,118 (0,08)	0,140 (0,04)	0,112 (0,10)
<b>Positionnement des zones « voisines » pour le taux d'exportation des établissements</b>	0,100 (0,12)	0,090 (0,15)	0,141 (0,03)	0,124 (0,06)
<b>Indicatrice de frontière avec l'Italie</b>	0,702 (0,03)	0,744 (0,02)	1,12 (0,00)	1,100 (0,00)
<b>Constante</b>	-0,011 (0,78)	-0,012 (0,77)	-0,020 (0,63)	-0,019 (0,64)