



HAL
open science

Les performances contrastées des zones d'emploi : observation et modèles

Denis Carré, Nadine Levratto, Mounir Amdaoud, Luc Tessier

► To cite this version:

Denis Carré, Nadine Levratto, Mounir Amdaoud, Luc Tessier. Les performances contrastées des zones d'emploi : observation et modèles. [Rapport de recherche] Institut pour la recherche de la Caisse des Dépôts; Agence Nationale à la Cohésion des Territoires. 2020. hal-03092512

HAL Id: hal-03092512

<https://hal.science/hal-03092512v1>

Submitted on 2 Jan 2021

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

TOME 1

Les performances contrastées des zones d'emploi : observation et modèles

**Programme de recherche pour
le CGET
&
l'Institut CDC pour la Recherche**

**Denis Carré
Nadine Levratto
Mounir Amdaoud
Luc Tessier**

15 janvier 2020

Trois ans après la parution du rapport qui rendait compte de la diversité des treize premières métropoles régionales françaises, les organismes commanditaires de la présente recherche ont jugé nécessaire de mettre à jour les résultats et de renforcer l'analyse des interactions spatiales entre territoires. La précédente recherche portait sur la période 2004-2010 pour l'analyse au niveau des communes composant les métropoles institutionnelles et 2009-2014 pour les zones d'emploi. La création de nouvelles métropoles portant à 21, plus la métropole du Grand Paris, le nombre total de métropoles en France ainsi que l'accès à des données plus récentes couvrant la période 2010-2015, soit après le choc de la crise globale, permet d'envisager une meilleure connaissance de l'évolution de l'emploi et l'apport de précisions sur les déterminants productifs et spatiaux de ce phénomène. Ce sont donc les évolutions de l'emploi dans les vingt-deux métropoles françaises qui sont ainsi couvertes par la présente recherche. A la question de la diversité des métropoles sont venues s'ajouter deux autres interrogations portant plus spécifiquement sur les interactions entre territoires. L'une concerne l'identification des moteurs de l'évolution de l'emploi et la manière dont les aspects spatiaux et productifs se combinent ; l'autre porte sur le rôle des villes moyennes dans le maillage économique du territoire. Ces trois thématiques ont été abordées de manière empirique à partir de données calculées soit à la maille de la zone d'emploi pour couvrir la France entière, soit à celle de la commune pour analyser chaque aire urbaine métropolitaine. Les résultats obtenus rendent compte de l'existence d'une France plurielle, caractérisée par différentes sources et formes de complémentarités mais aussi de fractures qui dépassent largement le clivage habituel entre le centre et la périphérie.

La question des trajectoires territoriales se pose aujourd'hui avec d'autant plus de force que le « local » est considéré comme un lieu stratégique essentiel à la mise en mouvement des activités productives et des processus de transition. Dans cette perspective, leur degré de performance reflète à la fois un ensemble de ressources et des interactions locales. Toutefois, chaque unité spatiale s'inscrit dans un territoire plus large et au sein de différents réseaux impliquant de multiples contraintes et opportunités. La performance du territoire résume également un ensemble d'interrelations entre les territoires sous différentes formes et à travers de multiples canaux (nature, densité, orientation, etc.). Ces interrelations retiennent d'autant plus l'attention que nombre de territoires sont fortement insérés dans des flux d'échanges interindustriels et des chaînes de valeurs. Cette recherche introduit les interactions spatiales et productives comme facteurs explicatifs des évolutions localisées de l'emploi en mobilisant différents niveaux et méthodes d'analyse qui permettent d'en repérer la variété des contenus et des effets.

L'ensemble de la recherche est organisé en un rapport composé de trois tomes couvrant respectivement les trois domaines suivants :

- Les déterminants des variations de l'emploi au niveau des 304 zones d'emploi de France métropolitaine et le rôle des interactions spatiales dans ce processus,

- La diversité des trajectoires de développement des villes moyennes et le rôle de la proximité aux métropoles
- La structuration interne des aires urbaines métropolitaines et les interactions spatiales qui les caractérisent.

Ce premier tome est consacré à l'analyse des caractéristiques et des déterminants des variations de différents types d'emplois des zones d'emploi. Le choix de cette maille spatiale est motivé par le fait qu'elle constitue un ensemble relativement cohérent du point de vue de l'emploi et de la population active et car elle rend possible l'analyse spatiale dans la mesure où elle recouvre l'ensemble du territoire. Il s'agit ici d'éclairer à la fois les mécanismes internes de développement de ces territoires mais également les conditions « externes » soient l'ensemble des conditions et mécanismes susceptibles de l'influencer. Dans cette perspective, si la question de la distance constitue un point central de l'analyse, il importe de ne pas s'en tenir à ce seul paramètre mais, au contraire, de repérer d'autres facteurs affectant ces territoires intermédiaires et partagés par d'autres territoires, métropolitains ou non. Cette recherche vise donc à expliquer comment les caractéristiques propres à chaque zone et les interrelations spatiales avec leurs voisines influencent la dynamique de chaque territoire.

La suite de ce premier tome se compose comme suit. La première partie souligne le contraste des zones d'emploi du point de vue de l'évolution de l'emploi, la deuxième analyse les déterminants de ces évolutions, un focus sur différents types de territoires est proposé dans la troisième section tandis que la question de leur résilience suite au choc macroéconomique de 2009 est abordé dans la quatrième section.

1 Les performances contrastées des zones d'emploi

Cette section présente l'évolution de différents types d'emplois entre 2009 et 2015 dans les 304 ZE de France métropolitaine. L'emploi salarié est privilégié en raison de sa plus grande stabilité en nombre. Selon l'enquête emploi de l'INSEE, en 2014, il représentait 86 % de l'emploi total, les 14% restants correspondant à la catégorie des non-salariés¹. Parmi les travailleurs salariés, nous privilégions ceux qui travaillent dans des établissements de la base compétitive, correspondant aux secteurs de la NAF Rev. 2 suivants :

- l'ensemble de l'industrie et des services aux entreprises (respectivement les sections B, C, D, E d'une part et J, M, N de l'autre)
- les transports de marchandises (section H)
- le commerce de gros (Division 46)

Les variations de l'emploi des 304 zones d'emplois de la France métropolitaine entre 2009 et 2015 constituent une mesure de la performance de chacun de ces territoires. Par analogie avec la valeur ajoutée² de l'entreprise, la variation de l'emploi reflète la rencontre des capacités propres confrontées aux offres alternatives, aux territoires « en concurrence », et l'articulation des interactions internes et des interrelations externes (analyse spatiale).

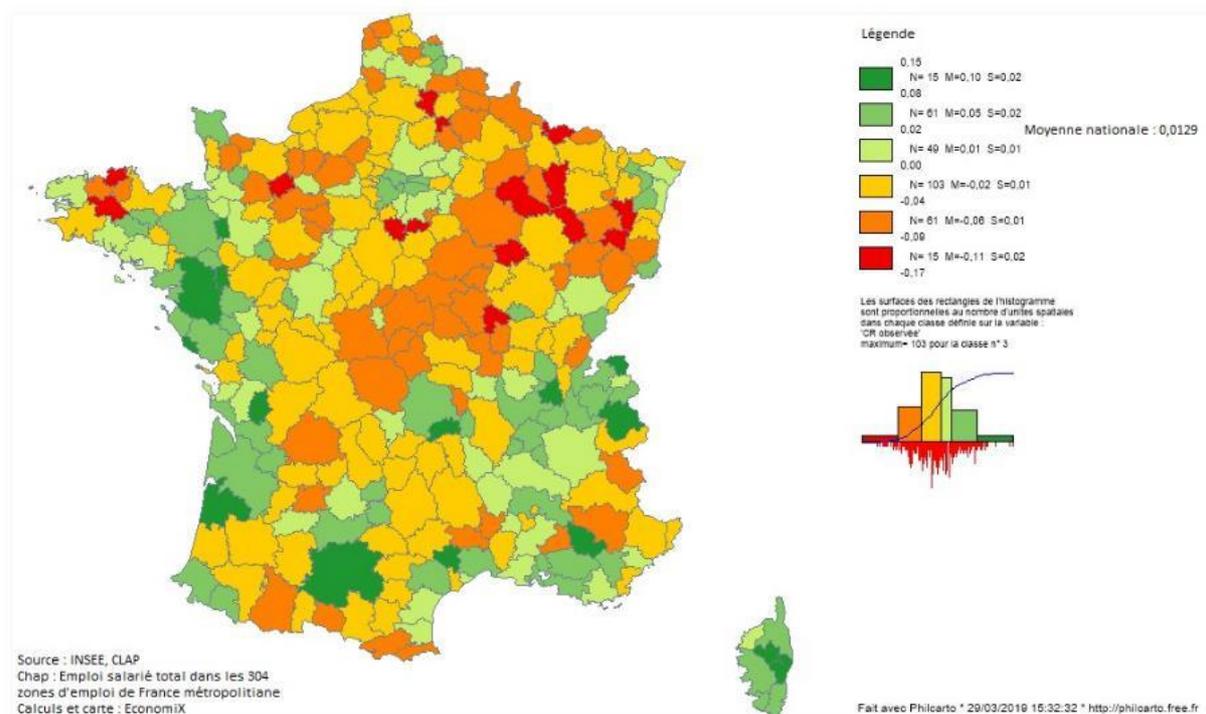
Les cartes suivantes (figures 1, 2 et 3) illustrent l'évolution de l'emploi salarié total, de celui de la base compétitive et de l'emploi industriel dans les 304 zones d'emploi (ci-dessous ZE) entre 2009 et 2015.

Une majorité de ZE a connu depuis 2009 un repli de l'emploi salarié total. Celui-ci est inégalement marqué, une soixantaine de ZE accusant une baisse supérieure à 5%. Globalement, on observe les phénomènes tendanciels favorables pour les territoires de l'ouest atlantique, du sud méditerranéen, de la région Auvergne Rhône-Alpes et du cœur du bassin parisien. Par opposition, l'arc nord-est et une large diagonale allant du nord-est au sud-ouest concentrent une forte proportion de territoires à variation négative. Enfin, soulignons l'existence de régions de contraste telles que la Bretagne ou l'Alsace, où des zones à variations opposées du nombre d'emploi sont juxtaposées.

¹ Fin 2014, la France compte 25,8 millions d'emplois, occupés par 22,9 millions de salariés et 2,82 millions d'indépendants (2,4 millions hors agriculture). Parmi les indépendants, 1,09 millions sont des auto-entrepreneurs, requalifiés micro-entrepreneurs, et 739 000 sont économiquement actifs (28 % des indépendants), les autres sont des professions libérales, exploitants agricoles, patrons de l'industrie, du commerce et des services ou dirigeants de société.

² La valeur ajoutée de l'entreprise rend compte à la fois des processus de production et de leur coût mais aussi des rapports concurrentiels qu'entretient l'entreprise avec ses environnements amont et aval (Porter). Le « prix de la valeur ajoutée » exprime ces tensions concurrentielles, son volume (relatif) le degré d'efficacité de sa « fonction de production » et en élargissant de coordination.

Figure 1 : Variation de l'emploi salarié total entre 2009 et 2015 (en points de pourcentage)



La figure 2 qui présente l'évolution de l'emploi de la base compétitive³ confirme la répartition spatiale des dynamiques d'emploi avec une concentration des difficultés dans les territoires au nord-est de la France. Différentes raisons sont à l'origine de ce paysage. Ainsi, un certain nombre de territoires très dynamiques sur le plan productif ne confirment pas avec le même succès au niveau de leurs secteurs résidentiels, par exemple Figeac, Issoudun, Ancenis, Vire ou encore Montbard. Toutefois ces particularités ne bouleversent pas fondamentalement la hiérarchie de ces variations d'emplois, situant les territoires « gagnants » plutôt à l'ouest et au sud, les territoires en retrait plutôt au nord-est et dans les territoires à faible densité de l'axe nord-est, sud-ouest.

La figure 3 qui présente l'évolution de l'emploi dans l'industrie, agro-alimentaire incluse, montre que, suivant en cela la contraction d'ensemble de l'emploi industriel, plus de 80% des ZE ont connu sur la période un repli de l'emploi industriel, seule une cinquantaine de zones voyant la progression du volume de leur emploi (Cf. Carré, Levratto, Frocrain, 2019).

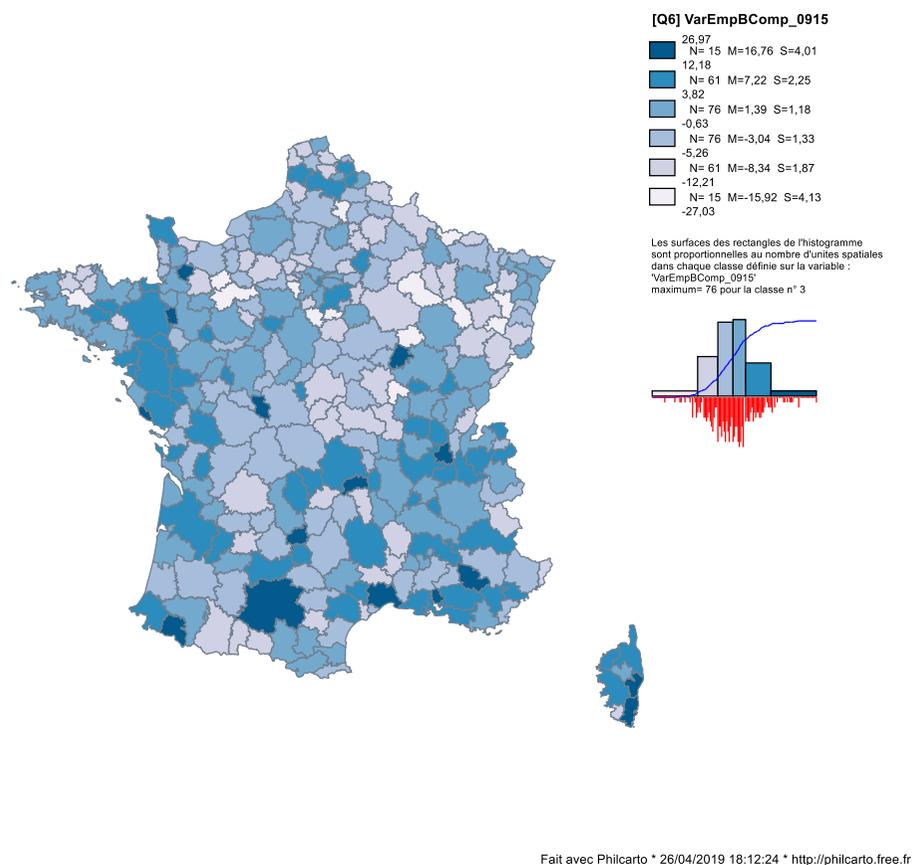
On retrouve une répartition largement identique à celle observée pour la base compétitive et de fait en faveur des zones de l'ouest et du sud laissant toutefois des configurations locales plus spécifiques (Cf. annexe corrélation de 0,68), certaines pauvres en

³ Elle est constituée de l'industrie, des services aux entreprises, du commerce de gros et du transport de marchandises.

emploi de services (Sartène, St Giron), d'autres au contraire, témoignant d'une profonde accélération du développement des services aux entreprises (Vire).

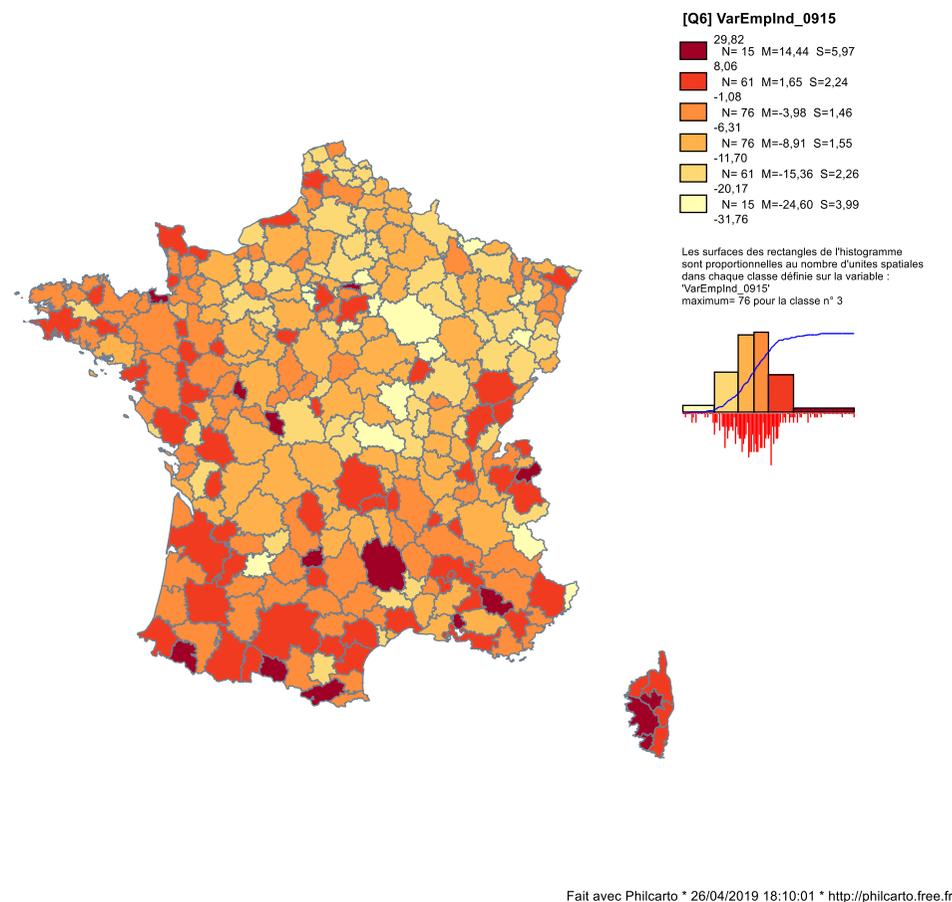
De multiples phénomènes sont à l'origine de cette stabilité des écarts entre les grandes régions, quel que soit l'indicateur retenu, tant du côté des structures productives, par exemple le profil des entreprises, la technologie, la spécialisation, etc. que du côté des politiques et pratiques d'acteurs publics, de coopération publique / privée, etc. En d'autres termes, les dynamiques territoriales reflètent une combinaison de facteurs incluant le jeu des structures et des acteurs, des distances et contigüités, etc.

Figure 2 : Variation de l'emploi salarié de la base compétitive entre 2009 et 2015 (en points de pourcentage)



Source : Insee Clap, 2009 et 2015
Calculs et cartographie des auteurs

Figure 3 : Variation de l'emploi industriel entre 2009 et 2015 (en points de pourcentage)



2 Les déterminants de la croissance de l'emploi des zones d'emploi

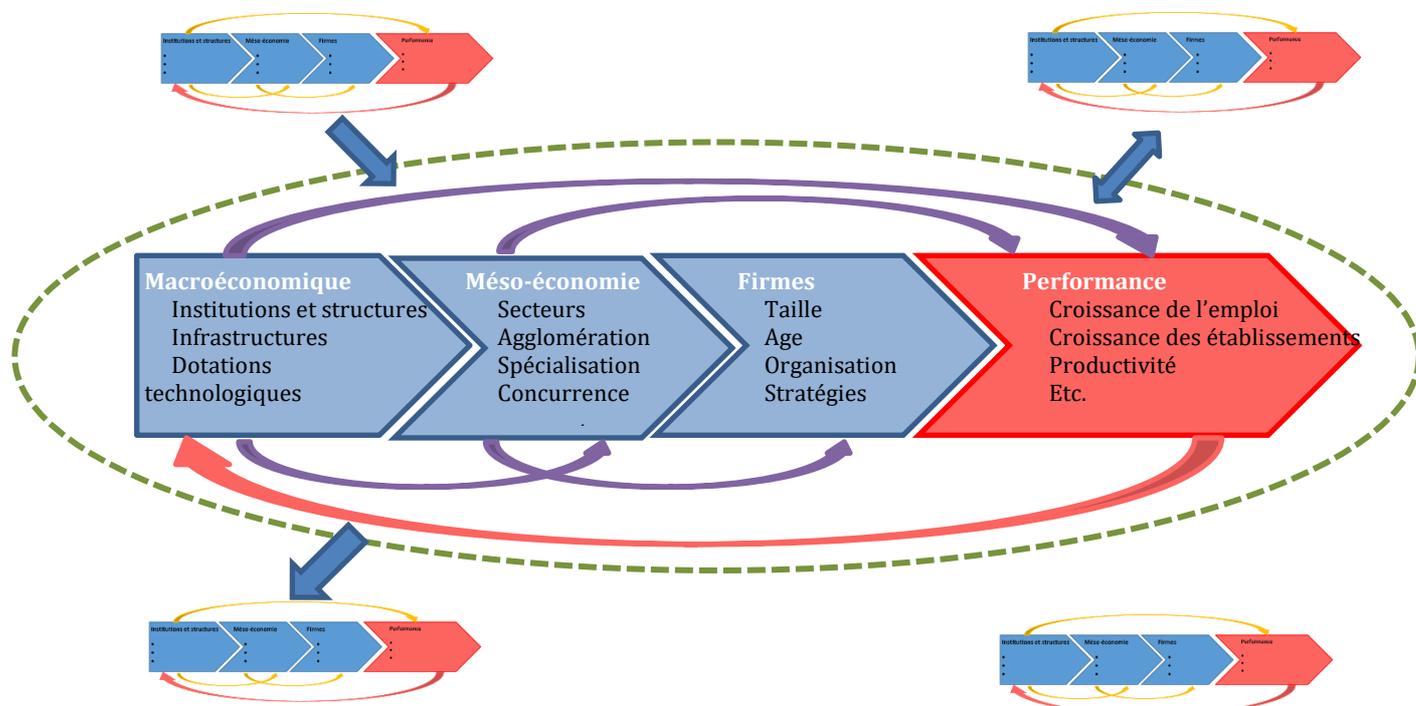
Les dynamiques territoriales ont fait l'objet d'une importante littérature dont une revue a été proposée dans le cadre du tome 1 de la recherche sur l'Analyse du lien entre les métropoles et les territoires avoisinants dans le domaine productif (Levratto, Carré, Brunetto, & Tessier, 2017). Une présentation complète est également disponible dans l'introduction générale de l'ouvrage édité par (Carré & Levratto, 2011b).

2.1 Les facteurs de croissance

La dynamique et la performance d'un territoire sont le produit d'un ensemble de phénomènes de type structurel et stratégique (Carré & Levratto, 2011a) dont rend compte la Figure 4 qui présente les relations internes et les interactions externes d'un territoire vu comme un système dynamique et ouvert⁴.

Selon cette approche, les performances d'un territoire appréciées par divers indicateurs possibles dépendent de l'existence et des combinaisons de trois catégories de facteurs.

Figure 4 – Approche systémique des déterminants des performances des territoires



Source : Introduction générale, in Carré & Levratto (2011b), repris dans Carisy (à paraître)

⁴ Cette présentation n'ignore pas l'existence de boucles rétroactives permettant d'introduire les effets successifs des structures et du jeu des acteurs.

La première catégorie rassemble les conditions de base, généralement macroéconomiques, qui conditionnent la réalisation de la production de biens ou services. Elles rassemblent les dotations en matière infrastructurelle ou technologique, d'un côté, les conditions institutionnelles mais aussi sociales de l'autre. Ces caractéristiques tant matérielles qu'immatérielles expliquent pourquoi certains territoires « gagnent » tandis que d'autres « perdent » (Benko & Lipietz, 1992). Autour de cette question, différents schémas interprétatifs sont proposés ; référence à l'impact des infrastructures de transport sur le développement économique (Prager, 2019), implication des dotations technologiques sur la croissance (Acs, 2002). Du côté des éléments plus immatériels, plus « invisibles » (Doeringer, Terkla, & Topakian, 1987), la qualité des liens socio-économiques (ODI, 2010) ou du capital social (Caillois, 2006), l'histoire des territoires (Séri, 2003) ou leur géographie offrent des éléments d'interprétation à ces trajectoires de développement. Elles sont résumées par le concept de capital territorial (voir, parmi de nombreuses références, Camagni & Capello, 2013; Perucca, 2014).

Le deuxième ensemble de déterminants concerne les aspects méso-économiques approximatifs par les caractéristiques de l'appareil productif local au premier rang desquelles figure la nature des activités économiques, leur degré de concentration et de spécialisation. Une partie de la littérature, qui fait de l'espace un déterminant de la croissance des firmes (Audretsch & Dohse, 2007; Behrens & Thisse, 2007), insiste en effet sur la concentration des activités, la dimension des villes et leurs performances et, enfin, sur les économies d'agglomération comme facteurs de performance des territoires. A l'origine des effets d'agglomération on trouve principalement la dimension des marchés, la qualité des facteurs, notamment du travail ou la circulation de l'information. En tendance, la dimension ou la concentration sur un territoire favoriserait sa performances comme l'envisage la Nouvelle économie géographique, thèse que confirment empiriquement les analyses de Combes, Duranton, Gobillon & Roux (2010) ou Combes, Magnac & Robin (2004) réalisées à partir de données portant sur les villes, les aires urbaines, les zones d'emploi ou les départements français⁵. La relation avec la performance du territoire est cependant soumise à certaines conditions. Elles encadrent ainsi l'effectivité de la relation entre concentration des activités et performance des territoires (Johansson, 2005). Ainsi, l'agglomération de firmes favorise la croissance locale à condition que les activités en présence entretiennent des liens techniques ou commerciaux.

Le troisième ensemble de facteurs concerne directement les caractéristiques des entreprises telles que leur âge et leur taille ou encore leur activité et leur statut. Ces caractéristiques individuelles déterminent la manière dont elles absorbent et transforment

⁵ Selon les critères de performances retenus les résultats des estimations peuvent être différents. Ainsi, les gains de productivité peuvent en particulier être associés à des contraintes de croissances (Combes & Lafourcade, 2012) conduisant à évincer certaines activités ou entreprises, comme en témoigne le modèle de développement de la région Ile-de-France (Carré, Levratto, 2019).

les ressources tangibles et intangibles du territoire et complètent les propos précédents sur leur place, leur poids dans la dynamique des territoires. Du côté plus particulièrement d'une partie des entreprises industrielles, l'établissement local s'inscrit dans le cadre d'une entreprise multi établissements. Cette situation peut affectée de différentes manières leurs performances dans la mesure où celle-ci dépend à la fois de ressources internes à cet établissement mais également des effets positifs ou négatifs de leur insertion dans des structures de ressources et de contraintes élargies. Dans ce même esprit, les entreprises appartenant à des groupes peuvent à la fois bénéficier d'avantages (ressources, marché, etc.) mais aussi de contraintes (partage de valeur ajoutée, choix de localisation extérieur, etc.). On pourrait allonger la liste de ces caractéristiques d'entreprises, tant du point de vue de leur profil, leur dimension, leur ressource et leur choix stratégiques qui vont participer à la production de la performance du territoire. Ces spécificités contribuent, avec nombre d'autres caractéristiques du tissu des entreprises à influencer des processus de production et de valorisation des ressources.

A ce stade, il convient de retenir que les performances des territoires dépendent d'un ensemble de ressources plus ou moins efficacement mobilisées à travers des stratégies individuelles et/ou collectives. Différentes recherches empiriques (Hecquet & Lainé, 1998), montrent ainsi que les disparités de croissance entre les zones d'emplois sont corrélées aux modalités dominantes de l'organisation (territoire dense vs. rural, grand vs. petit établissement) et de la gouvernance (firmes indépendantes vs. groupe, groupes français vs. étrangers) des firmes industrielles. On retrouve là plusieurs facteurs tant du côté méso-économique que du côté des entreprises configurant des catégories de territoires auxquels sont associés des niveaux de performances. Il est également important de souligner que la qualité des interactions entre les acteurs constitue l'un des facteurs essentiels de performance des territoires. Comme l'ont montré les recherches sur l'économie de proximité (Colletis & Pecqueur, 1995; Zimmermann, 2002) ces interactions ne sont pas automatiquement activées mais, au contraire, résultent de compromis, conflits, défaut de capacités, mais aussi de la culture locale, de l'histoire, et autres conditions locales spécifique. C'est dans ce domaine que les politiques, qu'elles soient locales, régionales ou nationales se sont particulièrement développées en vue de rapprocher les différents acteurs de leur écosystème local. Nous reviendrons plus en détail sur ces conditions de réalisation de ces mécanismes d'agglomération.

Outre les relations directes entre la performance des territoires et les trois catégories de facteurs précédemment identifiées, l'approche du territoire synthétisée par la Figure 4 prend également en compte l'existence d'interrelations avec d'autres territoires comme source possible d'influence sur la trajectoire d'un territoire considéré à travers des transferts de richesse, de biens ou de main d'œuvre. En effet, le système territorial ne constitue pas un système clos : il s'inscrit dans un ensemble spatial plus large susceptible de participer à la

production de la valeur ajoutée locale à travers de multiples phénomènes (Vanier, 2015). Certains sont liés à la proximité géographique (diffusion, ruissellement, captation, etc.), d'autres concernent essentiellement les interrelations entre acteurs (par exemple au sein d'un groupe d'entreprises, d'un réseau, etc.). Les travaux sur la mesure de l'impact des territoires métropolitains sur leurs espaces à proximité montrent que ce déterminisme supposé ne fonctionne pas de manière systématique soit ni pour l'ensemble des métropoles, ni pour l'ensemble des territoires contigus. De fait, si les trajectoires des territoires intermédiaires peuvent être influencées par leur proximité à une métropole, certaines situations et des recherches empiriques (Brunetto & Levratto, 2017; Carré & Levratto, 2019) montrent que cette relation est loin d'être systématique.

Le Tableau 1 rassemble les principales variables utilisées par les auteurs s'intéressant de manière empirique aux dynamiques territoriales mesurées par un taux de variation de l'emploi. Elles s'organisent en différents groupes :

- i. Les variables qui décrivent les économies externes d'agglomération. Il s'agit ici de la densité en emploi (*Dens*) et le degré de connaissance capté par la part de la main d'œuvre qualifiée dans l'emploi total (*Qualif*).
- ii. Les variables qui reflètent la composition du tissu économique, telles que sa spécialisation ou diversité (*Krugman*), sa concentration ou sa dispersion (*HHI*), le degré d'autonomie de décision ou au contraire la présence de centres de décision internes (*EmplGrpes*), dominante industrielle (*Indus*)
- iii. Les variables caractéristiques du climat économique comme le taux de chômage (*Chom*) qui peut tout aussi bien refléter les difficultés économiques que l'état de la demande
- iv. Les variables reflétant l'ouverture du territoire dans le sens où un espace peut accueillir des activités présentes principalement orientées vers la satisfaction d'une demande locale ou des activités productives destinées à un marché plus large (régional, national ou international). Il s'agit ici de la variable *ZEPres*
- v. Les variables captant la spécificité entrepreneuriale des unités spatiales considérées (*EffLocEtab*)

Afin de tenir compte de l'interdépendance spatiale qui, comme nous l'avons vu précédemment, est importante dans l'analyse des phénomènes locaux de variation de l'emploi, nous ajoutons à ces variables mesurées pour chacune des 304 zones d'emploi de France métropolitaine des possibilités d'interrelations avec d'autres territoires. Elles prennent la forme de différentes matrices de poids spatial pour estimer nos modèles. Aux deux matrices traditionnelles que sont la matrice de contiguïté d'ordre 1 de type « reine » qui indique toutes les zones qui ont une frontière, y compris réduite à un point, commune

avec une ZE donnée, et la matrice de distance inverse qui mesure l'inverse de la distance⁶ entre les centroïdes des ZE.

Tableau 1 – Variables utilisées dans les modèles

Nom de la variable	Interprétation	Définition	Source
Variables expliquées calculées par ZE			
LnVarEmpSal_0915	Variation du nombre total d'emplois salariés entre 2009 et 2015	Nombre d'emplois en 2015 (logarithme) – Nombre d'emplois en 2009 (logarithme)	Insee, Clap
LnVarEmpBComp_0915	Variation du nombre total d'emplois salariés de la Base Compétitive entre 2009 et 2015	Nombre d'emplois de la base compétitive en 2015 (logarithme) – Nombre d'emplois de la base compétitive en 2009 (logarithme)	Insee, Clap
LnVarEmpInd_0915	Variation du nombre total d'emplois salariés dans l'industrie entre 2009 et 2015	Nombre d'emplois dans l'industrie en 2015 (logarithme) – Nombre d'emplois dans l'industrie en 2009 (logarithme)	Insee, Clap
Variables explicatives calculées par ZE			
LnDens_yy	Densité en emplois correspondant aux effets d'agglomération	Nombre total d'emplois de la ZE rapportée à sa superficie (logarithme)	Insee, Clap
Qualif_yy	Qualifications de la main d'œuvre	Part de cadres et professions intellectuelles supérieures dans l'emploi total	Insee, Clap
Krugman_yy	Indice synthétique de la spécificité de la structure industrielle d'une ZE par rapport au reste du territoire	$K_i = \frac{1}{2} \sum_k \left \frac{X_i^k}{X_i} - \frac{X^k - X_i^k}{X - X_i} \right = \frac{1}{2} \sum_k \left \frac{X_i^k}{X_i} - \frac{\bar{X}_i^k}{\bar{X}_i} \right $ avec X_i^k , le nombre d'emplois du secteur k dans la ZE i ; X_i , l'emploi total dans la ZE i ; X^k , le nombre total d'emplois dans le secteur k	Insee, Clap
HHI_yy	Indice de concentration d'Herfindahl.	$HHI_i = \sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i}{\sum_{i=1}^n x_i} \right)^2$ Compris entre 1/N si tous les N établissements sont de même taille, et 1 lorsqu'un seul établissement regroupe l'ensemble des salariés	Insee, Clap
TxEmpGrpes_yy*	Approximation de l'autonomie de décision	Emploi salarié dans des établissements appartenant à des filiales de groupes d'entreprises/ Emploi total	Insee, Clap
TxEmpPubl_yy	Part de l'emploi public	Nombre d'emplois dans les 3 fonctions publiques rapporté au nombre total d'emplois	Insee, Clap
TxIndus_yy	Part de l'emploi dans l'industrie manufacturière	Nombre d'emplois salariés dans l'industrie manufacturière y.c. IAA / Nombre total d'emplois salariés dans la ZE	Insee, Clap
Chom_yy	Taux de chômage	Nombre de chômeurs / population active	Insee, bases ad hoc
ZEPres	Unité spatiale à dominante résidentielle ou	Codée 1 si la ZE est à dominante résidentielle et 0 sinon	Insee, base ad hoc

⁶ Afin de respecter la première loi de la géographie selon laquelle deux objets proches ont plus de chances de se ressembler que deux objets éloignés, il est nécessaire d'introduire la distance afin qu'elle puisse refléter un effet décroissant. C'est pourquoi les valeurs inverses sont retenues.

	productive		
EffLocEtab_YYYY	Dynamique entrepreneuriale	Effet local de la variation du nombre d'établissements entre 2009 et 2015 (cf. Shift-share)	Insee, Clap
Matrices de poids spatial			
W01	Matrice de contiguïté d'ordre 1	Indique si les ZE ont une frontière commune (codée 1) ou pas (codée 0)	IGN, calculs via Geoda
W03	Matrice de distance inverse	Indique l'inverse de la distance entre les centroïdes de chaque ZE	IGN calculs via Geoda

* l'indice yy indique les 2 derniers chiffres de l'année pour laquelle chaque variable est calculée. Cette convention d'écriture vaut pour toutes les variables utilisées dans cette recherche

2.2 Estimations des modèles de croissance de différents types d'emploi

L'analyse distingue trois types de variations de l'emploi. Le premier concerne l'emploi salarié total, le second retient seulement l'emploi de la base compétitive tandis que le troisième se concentre sur l'emploi de l'industrie.

2.2.1 Déterminants de la variation de l'emploi salarié total

L'importante dispersion des valeurs prise par le taux relatif de variation de l'emploi entre 2009 et 2015, nous conduisent à préférer calculer ce dernier comme une différence logarithmique du nombre d'emplois entre 2009 et 2015. Cette convention d'écriture vaut pour toutes les estimations suivantes.

L'analyse des déterminants de l'emploi salarié total est réalisée à l'aide d'un modèle spatial compte tenu des tests⁷ préalables mettant en évidence une forme d'autocorrélation spatiale positive identifiée avec l'utilisation d'une matrice de contiguïté d'ordre 1 (cf. Figure 5) et confirmée par l'emploi d'une matrice de distance inverse.

L'examen de l'indice de Moran pour l'emploi salarié dans le diagramme⁸ ci-dessus montre une valeur positive de l'ordre de 0,38. Cette valeur robuste signale le rejet de l'hypothèse nulle d'absence d'indépendance spatiale entre les territoires étudiés. Ainsi, les zones d'emploi avec de forte valeur en termes de croissance de l'emploi salarié sont concentrées géographiquement.

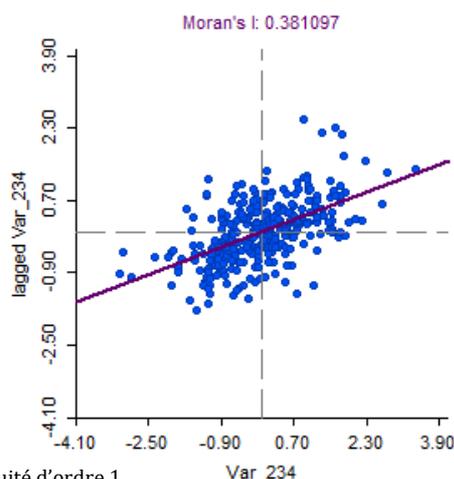
Les résultats des estimations de la variation de l'emploi salarié total sont présentés dans le Tableau 2 – Résultat de l'estimation de la variation de l'emploi salarié) pour le modèle MCO, le modèle SAR avec variable endogène décalée, le modèle SEM avec

⁷ On recense au moins trois tests d'autocorrélation spatiale : le coefficient de Geary (Geary, 1954), la statistique de Getis- Ord (Getis et Ord, 1996) et enfin la statistique de Moran (Moran, 1948). Notre choix s'est porté sur le coefficient de Moran en raison de sa grande stabilité générale et sa structure proche d'une forme de coefficient de corrélation, ce qui facilite son interprétation.

⁸ Le diagramme de Moran compare la valeur du niveau d'emploi dans chacun des 304 ZE étudiées par rapport à la valeur moyenne des ZE voisines. Il permet donc de visualiser la structure spatiale du phénomène étudié. Le diagramme est constitué de quatre quadrants correspondants à quatre schémas d'associations spatiales pouvant exister entre les unités spatiales et leurs voisins. Pour une présentation détaillée, consulter (Anselin et al., 1996).

autocorrélation des erreurs et enfin de modèle spatial autorégressif avec autocorrélation spatiale des erreurs (SAC). Les résultats sont associés à deux matrices de poids : la matrice de contiguïté d'ordre 1 (W01) et la matrice de de distance inverse (W03).

Figure 5 : Diagramme de Moran pour l'emploi salarié total



Matrice de contiguïté d'ordre 1
Source : Insee, Clap 2009, 2015
Calculs des auteurs

La règle de décision d'Anselin, Bera, Florax, & Yoon (1996) suggère que le modèle SEM est le plus approprié pour étudier la variation de l'emploi salarié total au sein des ZE (cf. *supra*). Le paramètre λ présentant l'intensité entre les résidus des erreurs est positif et significatif. Le modèle SAC estimé par la méthode du maximum de vraisemblance⁹ confirme l'autocorrélation des erreurs et affiche un signe négatif et significatif pour l'autocorrélation endogène associé au coefficient ρ .

Le taux d'emploi industriel agit de manière négative sur la variation de l'emploi salarié total. Ce résultat n'est pas surprenant eu égard à la tendance globale du recul de l'emploi industriel en France et plus globalement en Europe. L'étude de Lilas Demmou dans *Economie et statistique* (Demmou, 2011) donne un panorama et une synthèse des principaux facteurs qui peuvent expliquer les destructions de l'emploi industriel en France. Nos résultats sur la variation de l'emploi les complètent et sont cohérents avec ceux qui concernent le recul de l'emploi.

Le niveau de chômage exerce un effet négatif et significatif sur la croissance de l'emploi salarié dans les ZE. Pour rappel, le taux de chômage est couramment utilisé dans les travaux comme proxy de la capacité d'un pays ou d'une région à générer de la richesse et, par conséquent, comme une mesure de la demande. Cet effet négatif relevé peut s'expliquer par l'analyse keynésienne du lien entre l'emploi et la demande de biens de

⁹ Cette méthode est la plus couramment utilisée (Le Gallo & Dall'Erba, 2005). Il est possible d'utiliser d'estimer ce modèle avec la méthode des moments généralisés (Arraiz et al., 2010 ; Drukker, 2013), mais celle-ci produit de moins bons résultats dans notre cas.

consommation. En effet, une dégradation du marché de travail engendre une baisse de la demande qui se traduit par un recul du niveau de production du territoire et produit par conséquence une baisse du niveau de l'emploi.

L'appartenance à une ZE à dominante présentielle joue un rôle négatif sur la croissance de l'emploi salarié. Cela montre clairement que l'ouverture des territoires locaux est un enjeu important pour l'emploi. Moins la ZE est ouverte aux échanges hors zones, moins la dynamique d'emploi lui est favorable.

La dynamique entrepreneuriale joue positivement sur la croissance de l'emploi salarié sur la période 2009-2015. Cet effet est largement vérifié dans les travaux empiriques (Fritsch, 2008 ; Delfmann et Koster, 2016). La constitution d'entreprises serait donc une alternative au chômage. A cette portée directe, il faut aussi associer les effets d'entraînement en termes d'innovation et de développement de compétences.

Le modèle SAC¹⁰ produit deux autres résultats intéressants. Il montre tout d'abord, que la densité de l'emploi salarié joue de manière positive sur la variation de l'emploi salarié en France. Ce résultat est conforme à celui trouvé par Schmitt et Henry (2000) dans une étude sur six régions françaises. De plus, il montre que l'indice d'Herfindahl de concentration de la production (HHI) influe de manière positive sur la variation de l'emploi salarié. Cela signifie que les ZE ayant une distribution d'emploi concentrée dans un faible nombre d'établissements ont une dynamique positive d'emploi.

Les résultats des estimations sont robustes à l'utilisation d'une matrice de distance inverse.

¹⁰ L'utilisation des critères d'information AIC (critère d'information d'Akaike) et BIC (critère d'information bayésien) pour tenter de comparer entre le modèle SEM et SAC plaide clairement pour l'application du modèle SAC.

Tableau 2 – Résultat de l'estimation de la variation de l'emploi salarié

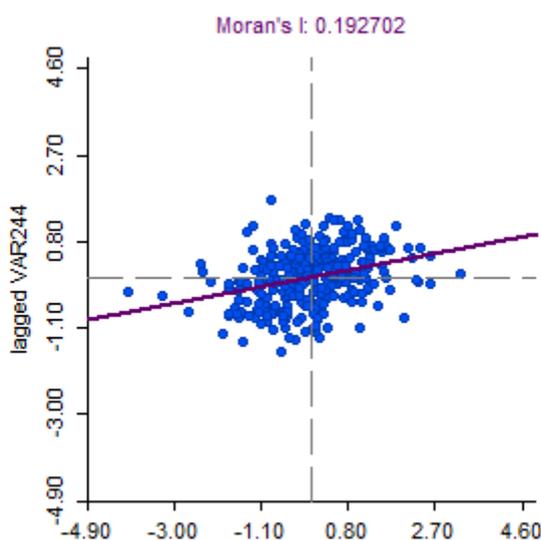
Matrice Modèle	W01				W03			
	OLS	SAR	SEM	SAC	OLS	SAR	SEM	SAC
LnDens_09	0.00647 (0.00419)	0.00231 (0.00366)	0.00647 (0.00418)	0.00890** (0.00420)	0.00647 (0.00419)	0.00298 (0.00364)	0.00673* (0.00403)	0.00773** (0.00390)
Qualif_09	0.124 (0.111)	0.0941 (0.0856)	0.0666 (0.0826)	0.00622 (0.0874)	0.124 (0.111)	0.0624 (0.0818)	0.0297 (0.0813)	0.0195 (0.0881)
Krugman_09	0.0205 (0.0547)	-0.0128 (0.0536)	0.0220 (0.0555)	0.0322 (0.0423)	0.0205 (0.0547)	0.00249 (0.0539)	0.0355 (0.0553)	0.0499 (0.0427)
HHI_09	0.315 (0.547)	0.502 (0.525)	0.638 (0.483)	0.653* (0.386)	0.315 (0.547)	0.487 (0.527)	0.837* (0.472)	0.780** (0.391)
TxEmpGr_09	-0.134** (0.0566)	-0.0494 (0.0556)	-0.0132 (0.0569)	0.0124 (0.0453)	-0.134** (0.0566)	-0.0397 (0.0549)	0.00551 (0.0566)	0.0329 (0.0455)
TxEmpPub_09	-0.157*** (0.0592)	-0.0759 (0.0537)	-0.0587 (0.0539)	-0.0346 (0.0459)	-0.157*** (0.0592)	-0.0729 (0.0532)	-0.0567 (0.0540)	-0.0343 (0.0453)
TxIndus_09	-0.158*** (0.0536)	-0.113** (0.0525)	-0.110* (0.0578)	-0.0945** (0.0438)	-0.158*** (0.0536)	-0.130** (0.0545)	-0.152*** (0.0587)	-0.139*** (0.0443)
Chom_09	-0.00322*** (0.00119)	-0.00262** (0.00107)	-0.00400*** (0.00137)	-0.00389*** (0.00118)	-0.00322*** (0.00119)	-0.00250** (0.00107)	-0.00359*** (0.00134)	-0.00362*** (0.00118)
ZEPres	-0.0152** (0.00646)	-0.0117** (0.00566)	-0.0104* (0.00570)	-0.0104** (0.00485)	-0.0152** (0.00646)	-0.0116** (0.00573)	-0.0103* (0.00550)	-0.0105** (0.00495)
EffLoc_Etab_09_15	0.127*** (0.0380)	0.122*** (0.0401)	0.170*** (0.0556)	0.167*** (0.0319)	0.127*** (0.0380)	0.119*** (0.0405)	0.172*** (0.0599)	0.171*** (0.0314)
Constant	0.121*** (0.0379)	0.0732** (0.0311)	0.0427 (0.0341)	0.0129 (0.0326)	0.121*** (0.0379)	0.0687** (0.0310)	0.0379 (0.0339)	0.00647 (0.0319)
ρ		0.476*** (0.0555)		-0.696*** (0.119)		0.488*** (0.0559)		-0.686*** (0.115)
λ			0.563*** (0.0603)	0.851*** (0.0390)			0.573*** (0.0598)	0.842*** (0.0384)
LIK		592.464	596.989	607.226		592.359	598.786	609.349
AIC	-1110.747	-1158.928	-1167.979	-1186.453	-1110.747	-1158.719	-1171.572	-1190.699
BIC	-1069.859	-1110.606	-1119.658	-1134.414	-1069.859	-1110.397	-1123.25	-1138.66
Tests								
I de moran	8.492*** (0.000)				9.141*** (0.000)			
LMError	63.196*** (0.000)				72.682*** (0.000)			
RLMError	1.222 (0.269)				6.138** (0.013)			
LMLag	65.789*** (0.000)				67.260*** (0.000)			
RLMLag	3.815* (0.051)				0.715 (0.398)			

Significativité statistique: ***0.01 **0.05 *0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standard robustes.

2.2.2 Déterminants de la variation de l'emploi salarié de la base compétitive

L'analyse de la statistique de Moran pour l'emploi salarié de la base compétitive reportée dans la met en évidence une autocorrélation spatiale positive pour l'ensemble des zones d'emploi métropolitaines. Cela correspond à un regroupement des ZE avec des niveaux de variation de l'emploi de la base compétitive élevés (respectivement faibles). Ce phénomène est relativement moindre que pour l'emploi total car la statistique de Moran observée sur l'emploi salarié total est deux fois plus importante que celle de observée dans l'emploi salarié de la base compétitive.

Figure 6 - Diagramme de Moran pour l'emploi base compétitive



Matrice de contiguïté d'ordre 1
Source : Insee, Clap 2009, 2015
Calculs des auteurs

La colonne 1 du

Tableau 3 rapporte les résultats de l'estimation de la variation de l'emploi salarié de la base compétitive par les MCO sur la période 2009-2015. Les tests du multiplicateur de Lagrange et leurs versions robustes montrent, que la spécification avec un processus autorégressif des erreurs est plus adaptée que celle avec une variable endogène décalée (RLMError est significatif alors que RLMLag ne l'est pas). Ce résultat est robuste au choix de la matrice de poids spatial.

Le modèle SEM et le modèle général présentent des résultats similaires. La prise en compte des critères d'information AIC et BIC plaide pour le modèle SAC dans ce cas aussi.

On recense un effet de la densité des salariés sur la croissance de l'emploi de la base compétitive. Cela confirme l'existence d'un effet d'agglomération au sein des ZE. L'idée est que les territoires les plus peuplés présentent un niveau de demande plus important que les territoires moins peuplés. Cela se traduit par un effet d'opportunité supérieur pour les entreprises implantées dans ces zones par rapport à celles qui ne le sont pas. Ce résultat est globalement conforme à celui de l'étude de Brunetto et Levratto (2017) sur 13 métropoles en France mais va dans un sens différent de celle de Combes (2000) portant sur 341 ZE entre 1984 et 1993. L'hypothèse d'un retournement de tendance depuis la crise évoquée par Camagni & Capello (2013) est confirmée par ce changement de signe. Alors que les unités spatiales denses ont connu la plus forte dynamique de croissance avant la crise globale de 2008-2009, cette dernière a marqué la fin de la densité comme moteur de la dynamique économique.

La part de l'emploi industriel dans l'emploi total ne semble pas corrélée de manière positive à la croissance de l'emploi salarié dans la base compétitive. Ce résultat diffère de celui du récent rapport Brunetto et al. (2017) portant sur l'analyse du lien entre les métropoles et les territoires avoisinants. Le changement de période couverte par l'étude est probablement à l'origine de cette différence, les méthodes d'analyses et les sources mobilisées étant par ailleurs identiques. Ainsi, les territoires présentant une importante activité B-to-B ne semble pas contribuer davantage à l'emploi que les territoires avec une forte concentration des activités B-to-C.

A l'instar du résultat dans les modèles de croissance de l'emploi salarié total, on retrouve aussi un effet négatif de du taux de chômage dans le cas de l'emploi salarié de la base compétitive. Brunetto et Levratto (2017) arrivent au même résultat dans le cas de quatre métropoles (Lyon, Marseille, Nantes et Toulouse) de même que Levratto & Garsaa (2016).

L'effet positif sur la variation de l'emploi de l'ouverture de la ZE sur un marché plus large est vérifié dans le cas présent. Une spécialisation dans les activités présentielle n'est pas accompagnée de retombées positive sur la variation de l'emploi de la base compétitive.

Enfin, on note que l'effet de la qualification de la main d'œuvre est négatif et non significatif. Ce résultat est proche de celui de (Levratto & Garsaa, 2016). Pour ces auteurs, ce signe n'est pas surprenant au vu de la tendance baissière de l'emploi industriel en France.

Tableau 3 – Résultat de l'estimation de la variation de l'emploi base compétitive

Matrice Modèle	W01				W03			
	OLS	SAR	SEM	SAC	OLS	SAR	SEM	SAC
LnDens_09	0.0107 (0.00809)	0.00926 (0.00753)	0.0164* (0.00881)	0.0265*** (0.00867)	0.0107 (0.00809)	0.0103 (0.00743)	0.0191** (0.00877)	0.0263*** (0.00802)
Qualif_09	-0.0340 (0.214)	-0.0235 (0.176)	-0.0177 (0.175)	-0.0842 (0.183)	-0.0340 (0.214)	-0.0577 (0.168)	-0.0887 (0.170)	-0.0787 (0.183)
Krugman_09	0.00980 (0.106)	-0.00363 (0.0934)	0.0389 (0.0945)	0.0922 (0.0886)	0.00980 (0.106)	0.0186 (0.0925)	0.0586 (0.0938)	0.104 (0.0883)
HHI_09	0.655 (1.057)	0.755 (1.008)	1.060 (0.980)	1.140 (0.815)	0.655 (1.057)	0.763 (1.004)	1.228 (0.952)	1.209 (0.812)
TxEmpGr_09	-0.0387 (0.109)	0.00499 (0.109)	0.0292 (0.116)	0.0512 (0.0946)	-0.0387 (0.109)	0.0123 (0.109)	0.0391 (0.115)	0.0686 (0.0936)
TxEmpPub_09	-0.191* (0.114)	-0.120 (0.116)	-0.0752 (0.122)	-0.0123 (0.0963)	-0.191* (0.114)	-0.110 (0.116)	-0.0748 (0.119)	-0.0240 (0.0938)
TxIndus_09	-0.297*** (0.104)	-0.242*** (0.0915)	-0.226** (0.0980)	-0.179* (0.0916)	-0.297*** (0.104)	-0.257*** (0.0899)	-0.254*** (0.0969)	-0.222** (0.0914)
Chom_09	-0.00583** (0.00229)	-0.00524** (0.00235)	-0.00640** (0.00273)	-0.00654*** (0.00244)	-0.00583** (0.00229)	-0.00508** (0.00233)	-0.00658** (0.00276)	-0.00696*** (0.00242)
ZEPres	-0.0284** (0.0125)	-0.0256** (0.0115)	-0.0266** (0.0119)	-0.0263*** (0.0102)	-0.0284** (0.0125)	-0.0250** (0.0113)	-0.0241** (0.0117)	-0.0249** (0.0102)
EffLoc_Etab_09_15	-0.0167 (0.0734)	-0.000314 (0.0747)	0.0432 (0.0828)	0.0928 (0.0666)	-0.0167 (0.0734)	0.00262 (0.0741)	0.0629 (0.0840)	0.106 (0.0647)
Constant	0.151** (0.0731)	0.103 (0.0679)	0.0491 (0.0762)	-0.0331 (0.0667)	0.151** (0.0731)	0.0934 (0.0687)	0.0438 (0.0737)	-0.0274 (0.0646)
ρ		0.302*** (0.0676)		-0.763*** (0.122)		0.335*** (0.0648)		-0.759*** (0.111)
λ			0.378*** (0.0827)	0.792*** (0.0501)			0.420*** (0.0762)	0.794*** (0.0454)
LIK		373.976	375.994	386.151		375.728	379.116	391.119
AIC	-710.214	-721.952	-725.988	-744.302	-710.2139	-725.457	-732.231	-732.231
BIC	-669.327	-673.631	-677.666	-692.264	-669.3266	-677.135	-683.910	-683.910
Tests								
I de moran	4.764** (0.000)				5.787*** (0.000)			
LMError	18.680*** (0.000)				27.824*** (0.000)			
RLMError	0.278 (0.598)				3.791* (0.052)			
LMLag	18.622*** (0.000)				24.547*** (0.000)			

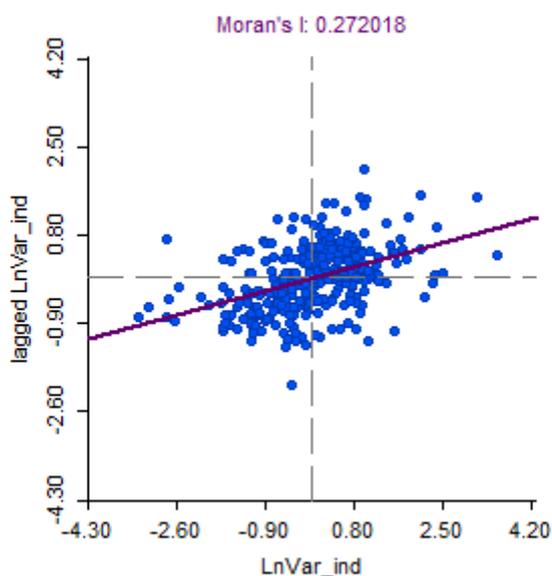
RLMLag	0.220 (0.639)	0.514 (0.473)
--------	------------------	------------------

Significativité statistique: ***0.01 **0.05 *0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes.

2.2.3 Déterminants de la variation de l'emploi salarié dans l'industrie

L'indice de Moran présenté dans la Figure 7 ci-dessous montre une valeur positive et robuste de 0,27. Autrement dit, 27% de la variance est expliquée par les valeurs dans le voisinage. Cela implique la présence d'une dépendance spatiale dans territoires observés sur la période 2009-2015. Les ZE les mieux loties en termes d'emploi industriel sont spatialement dépendante.

Figure 7 - Diagramme de Moran pour l'emploi dans l'industrie



Matrice de contiguïté d'ordre 1
Source : Insee, Clap 2009, 2015
Calculs des auteurs

Les résultats associés à la matrice de contiguïté d'ordre 1 et à la matrice de distance inverse sont reproduits dans le

Tableau 3. Le choix du modèle reste cohérent quelle que soit la matrice de poids retenue. Le test du multiplicateur de Lagrange qui permet de discriminer entre les deux formes d'autocorrélation spatiale montre que le modèle SAR est le plus adapté (RLMLag est significatif au seuil de 1% comparé RLMError dans le cas de la matrice W01 et W03). Cela signifie que les estimateurs des MCO sont inefficients et conduisent à une inférence

statistique peu fiable. Le modèle SAC confirme l'autocorrélation résiduelle mais pas celle due à la présence d'une variable endogène décalée (le signe est négatif). Ce résultat est difficile à interpréter et peut venir soit d'une mauvaise spécification du modèle (Le Gallo, 2002) ou de la présence d'une d'hétérogénéité spatiale¹¹.

L'indice d'Hirschman Herfindahl (HHI) montre une association positive avec la variation de l'emploi salarié total dans l'industrie. Cela indique que les ZE dominées par quelques grandes unités sont plus dynamique que les autres. Ce résultat est conforme à celui dégagé par Brunetto et Levratto (2017) sur les métropoles de Grenoble, Lille et Lyon.

L'effet du taux de chômage est négatif et significatif sur la croissance de l'emploi industriel dans les ZE métropolitaines.

Le modèle SAC présente un résultat supplémentaire par rapport au modèle SAR. La densité en emploi du territoire agit de manière positive sur le niveau de l'emploi industriel entre 2009 et 2015. Cela rejoint les résultats de **Blien et al. (2006)** sur la croissance de l'emploi local en Allemagne de l'ouest sur la période 1980 à 2001.

¹¹ La prise en compte de cette hétérogénéité par l'estimation d'un modèle avec la méthode des moments généralisée (GMM) admettant l'hétéroscédasticité des erreurs permet de retrouver un coefficient positif et significatif pour le paramètre ρ . Cependant, la qualité globale du modèle est faible par rapport à une estimation par le maximum de vraisemblance.

Tableau 4 – Résultat de l'estimation de la variation de l'emploi industriel

Matrice Modèle	W01				W03			
	OLS	SAR	SEM	SAC	OLS	SAR	SEM	SAC
LnDens_09	0.00467 (0.00993)	0.00447 (0.0101)	0.00832 (0.0118)	0.0177* (0.00997)	0.00467 (0.00993)	0.00568 (0.0101)	0.0113 (0.0114)	0.0178* (0.00931)
Qualif_09	0.310 (0.263)	0.210 (0.217)	0.205 (0.228)	0.0955 (0.205)	0.310 (0.263)	0.238 (0.214)	0.233 (0.227)	0.121 (0.210)
Krugman_09	-0.0336 (0.130)	-0.0353 (0.125)	0.000514 (0.128)	0.0331 (0.0998)	-0.0336 (0.130)	-0.00225 (0.123)	0.0194 (0.127)	0.0520 (0.102)
HHI_09	2.135 (1.299)	2.392* (1.368)	2.754** (1.340)	2.456*** (0.912)	2.135 (1.299)	2.282* (1.348)	2.927** (1.325)	2.336** (0.938)
TxEmpGr_09	-0.250* (0.134)	-0.124 (0.136)	-0.0522 (0.153)	0.00800 (0.107)	-0.250* (0.134)	-0.127 (0.135)	-0.0556 (0.147)	0.0319 (0.108)
TxEmpPub_09	-0.271* (0.140)	-0.144 (0.134)	-0.0796 (0.142)	0.0146 (0.108)	-0.271* (0.140)	-0.137 (0.135)	-0.0900 (0.135)	-0.0172 (0.108)
TxIndus_09	-0.180 (0.127)	-0.127 (0.116)	-0.115 (0.127)	-0.0456 (0.103)	-0.180 (0.127)	-0.145 (0.115)	-0.144 (0.126)	-0.104 (0.105)
Chom_09	-0.00606** (0.00282)	-0.00497* (0.00301)	-0.00630* (0.00346)	-0.00654** (0.00278)	-0.00606** (0.00282)	-0.00511* (0.00302)	-0.00769** (0.00357)	-0.00820*** (0.00282)
ZEPres	-0.0178 (0.0153)	-0.0167 (0.0125)	-0.0169 (0.0126)	-0.0160 (0.0114)	-0.0178 (0.0153)	-0.0171 (0.0125)	-0.0169 (0.0128)	-0.0182 (0.0118)
EffLoc_Etab_09_15	-0.210** (0.0902)	-0.127 (0.0989)	-0.0784 (0.109)	-0.0170 (0.0752)	-0.210** (0.0902)	-0.140 (0.0980)	-0.0812 (0.108)	0.00299 (0.0747)
Constant	0.150* (0.0898)	0.0808 (0.0864)	-0.00784 (0.1000)	-0.156** (0.0786)	0.150* (0.0898)	0.0701 (0.0861)	-0.00414 (0.0955)	-0.129* (0.0764)
ρ		0.405*** (0.0667)		-0.900*** (0.109)		0.403*** (0.0615)		-0.850*** (0.0976)
λ			0.459*** (0.0801)	0.871*** (0.0348)			0.478*** (0.0752)	0.853*** (0.0340)
LIK		318.615	318.884	334.124		318.430	320.172	336.922
AIC	-585.167	-611.229	-611.768	-640.248	-585.167	-610.861	-614.344	-645.844
BIC	-544.279	-562.908	-563.447	-588.209	-544.279	-562.539	-566.022	-593.806
Tests								
I de moran	5.729*** (0.000)				6.222*** (0.000)			
LMError	27.687*** (0.000)				32.447*** (0.000)			
RLMError	4.759** (0.029)				1.105 (0.293)			
LMLag	35.385*** (0.000)				38.182 (0.000)			
RLMLag	12.458*** (0.000)				6.840 (0.009)			

Significativité statistique: ***0.01 **0.05 *0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes.

3 Focus sur différents types de zones d'emploi

Afin de tenir compte des formes de spécialisation productives qui peuvent influencer les relations entre les territoires, cette section propose de considérer les déterminants de la variation de l'emploi suivant les profils productifs des territoires considérés. Il s'agit donc ici de déterminer des profils productifs types et d'estimer les modèles de variation de l'emploi suivant le type de profil.

3.1 Définition des types de ZE

Le dynamisme d'un territoire est lié à la présence d'un grand nombre de firmes (fournisseurs ou producteurs finals) d'une même industrie. Cette proximité d'entreprises semblables favorise l'apparition d'un grand bassin de main d'œuvre spécialisée dans cette industrie. Pour les firmes, ce bassin minimise les probabilités d'une pénurie de main d'œuvre spécialisée. Ce type d'économies locales n'est pas sans lien avec l'analyse du phénomène de concentration industrielle à l'échelle spatiale proposée par les « nouvelles » théories du commerce et de la « géographie économique ». Suivant les travaux de Abdel-Rahman et Fujita (1990), Rivera-Batiz (1988) ou Krugman (1991), dans un marché de concurrence monopolistique, les firmes maximisent les économies d'échelle en rassemblant la production dans un seul site (économies d'échelle internes). Le site retenu sera celui qui concentre un bassin de biens intermédiaires et services suffisamment spécialisés et adaptés pour accroître la productivité de la firme qui les utilise. Plus la spécialisation des biens intermédiaires et services sera grande, mieux ils seront adaptés aux besoins particuliers des entreprises (économies d'échelle locales).

L'un des outils les plus couramment utilisés pour mesurer la distribution régionale de l'emploi industriel, est le coefficient de localisation qui compare pour chaque industrie la part de l'emploi d'une zone d'emploi par rapport à l'emploi total du secteur. Il s'écrit de la manière suivante :

$$LOC_{ZES} = (Emp_{ZES} / Emp_{s})$$

Afin de typer les différentes zones d'emploi, nous avons mesuré les coefficients de localisation des 23 secteurs de la base compétitive selon la NAF Rev.2 pour chacune des 304 zones d'emploi. Puis, nous avons procédé à une analyse en composantes principales¹² et une Classification ascendante hiérarchique¹³ afin d'identifier les ZE présentant le plus fort degré

¹² L'ACP est une analyse factorielle, en ce sens qu'elle produit des facteurs (ou axes principaux) qui sont des combinaisons linéaires des variables initiales, hiérarchisées et indépendantes les unes des autres. On appelle parfois ces facteurs des « dimensions latentes », du fait qu'ils sont l'« expression de processus généraux dirigeant la répartition de plusieurs phénomènes qui se retrouvent ainsi corrélés entre eux » (Béguin et Pumain, 2000).

¹³ La classification ascendante hiérarchique (CAH) est une méthode de classification itérative dont le principe est simple. On commence par calculer la dissimilarité entre les N objets. Puis on regroupe les deux objets dont

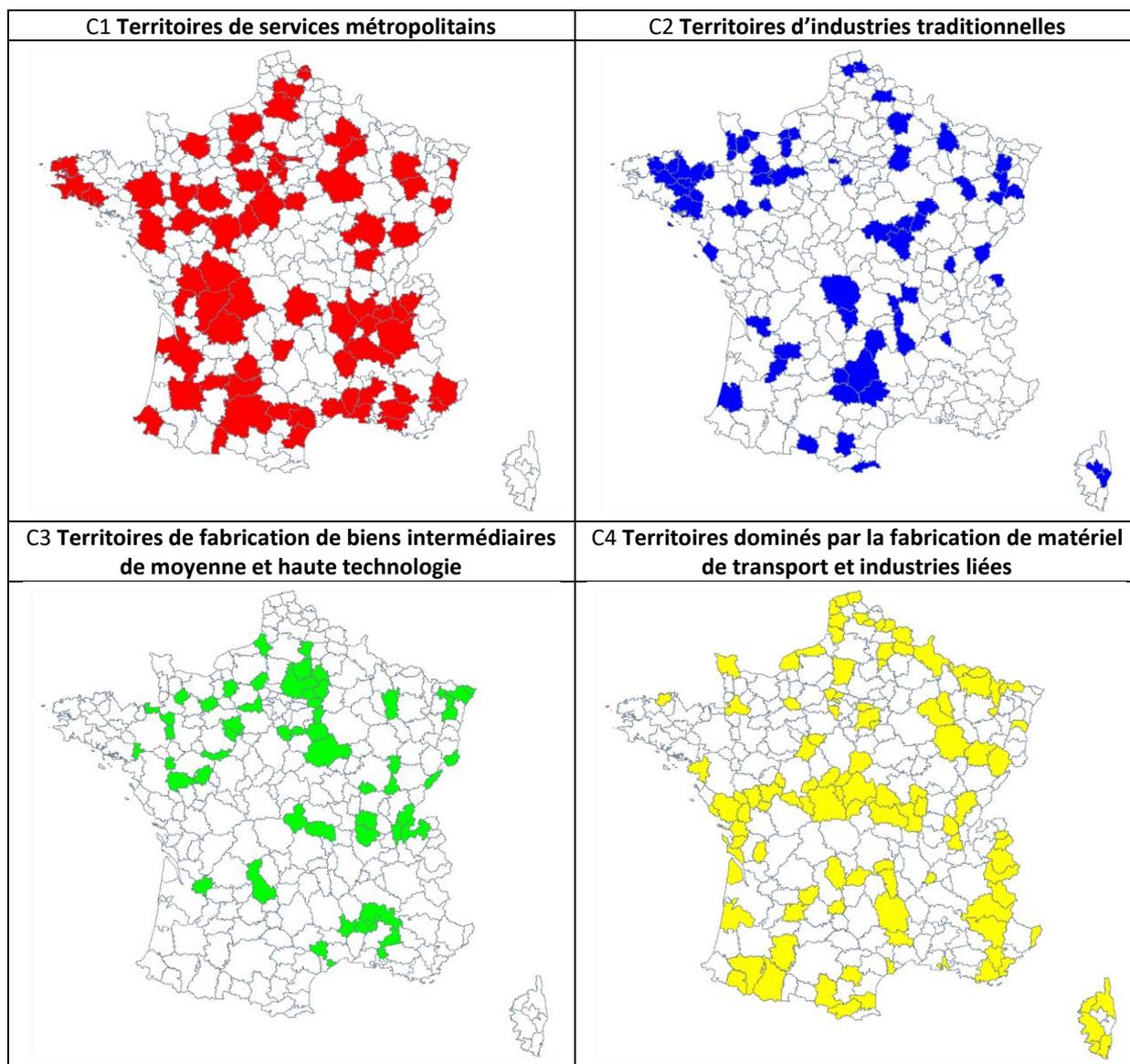
de similitude en termes de combinaisons sectorielles. Le tableau 2 présente la composition des quatre classes identifiées.

Quatre catégories ont été identifiées.

- La catégorie 1 correspond aux Territoires de services métropolitains qui, pour les Hauts-de-France, concernent les ZE d'Amiens et la MEL. De manière assez logique on retrouve les métropoles à l'exception de Metz et Toulon ainsi que les ex-capitales régionales.
- La catégorie 2 correspond aux Territoires dominés par les IAA et les industries traditionnelles dans lesquels dominent les sous-secteurs les plus en amont. Les zones d'emploi correspondant à cette classe se trouvent surtout en Bretagne et au centre du pays.
- La classe 3 rassemble les Territoires de fabrication de biens intermédiaires de moyenne et haute technologie avec une présence particulièrement importante d'activités liées à l'Industrie chimique, à la Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques et à l'Industrie pharmaceutique. Elles sont souvent situées dans la partie picarde des Hauts-de-France et autour de l'Etang de Berre.
- La classe 4 rassemble également des territoires à forte composante industrielle mais, à la différence des précédents qui sont plutôt caractérisés par des activités et des types de technologies, ceux de la classe 4 sont davantage structurés par des filières de production (matériel de transport et textile). Il s'agit de Territoires dominés par la fabrication de matériel de transport et industries liées dans lesquels ressortent la Fabrication de matériels de transport, la Fabrication de textiles, industries de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure et les Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et d'équipements. Relèvent de cette catégorie nombre de ZE des Hauts-de-France, de l'est du pays (dont Metz), de la Vendée, etc.

le regroupement minimise un critère d'agrégation donné, créant ainsi une classe comprenant ces deux objets. On calcule ensuite la dissimilarité entre cette classe et les N-2 autres objets en utilisant le critère d'agrégation. Puis on regroupe les deux objets ou classes d'objets dont le regroupement minimise le critère d'agrégation. On continue ainsi jusqu'à ce que tous les objets soient regroupés. Ces regroupements successifs produisent un arbre binaire de classification (dendrogramme), dont la racine correspond à la classe regroupant l'ensemble des individus. Ce dendrogramme représente une hiérarchie de partitions. On peut alors choisir une partition en tronquant l'arbre à un niveau donné, le niveau dépendant soit des contraintes de l'utilisateur (l'utilisateur sait combien de classes il veut obtenir), soit de critères plus objectifs.

Figure 8 – Typologie des zones d’emploi en fonction de leur profil productif



Sources, Données d’emploi Acoss, 2015
 Calculs et cartes, EconomiX

Tableau 5 – Secteurs dominants dans les quatre classes de zones d’emploi identifiées

C1 Territoires de services métropolitains	C2 Territoires d’industries traditionnelles
JC Activités informatiques et services d'information	CC Travail du bois, industries du papier et imprimerie
MB Recherche-développement scientifique	CA Fabrication de denrées alimentaires, de boissons et de produits à base de tabac
JB Télécommunications	CB Fabrication de textiles, industries de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure
JA Edition, audiovisuel et diffusion	CF Industrie pharmaceutique
MC Autres activités spécialisées, scientifiques et techniques	CG Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique ainsi que d'autres produits minéraux non métalliques
NZ Activités de services administratifs et de soutien	CH Métallurgie et fabrication de produits métalliques à l'exception des machines et des équipements
CF Industrie pharmaceutique	MC Autres activités spécialisées, scientifiques et techniques
MA Activités juridiques, comptables, de gestion, d'architecture, d'ingénierie, de contrôle et d'analyses techniques	MA Activités juridiques, comptables, de gestion, d'architecture, d'ingénierie, de contrôle et d'analyses techniques
DZ Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné	HZ Transports et entreposage
CI Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	CI Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques
73	65
C3 Territoires de fabrication de biens intermédiaires de moyenne et haute technologie	C4 Territoires dominés par la fabrication de matériel de transport et industries liées
CI Fabrication de produits informatiques, électroniques et optiques	CL Fabrication de matériels de transport
CE Industrie chimique	DZ Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné
CK Fabrication de machines et équipements n.c.a.	CH Métallurgie et fabrication de produits métalliques à l'exception des machines et des équipements
CG Fabrication de produits en caoutchouc et en plastique ainsi que d'autres produits minéraux non métalliques	EZ Production et distribution d'eau ; assainissement, gestion des déchets et dépollution
CJ Fabrication d'équipements électriques	CM Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné
CF Industrie pharmaceutique	CJ Fabrication d'équipements électriques
CM Autres industries manufacturières ; réparation et installation de machines et d'équipements	JB Télécommunications
MB Recherche-développement scientifique	CB Fabrication de textiles, industries de l'habillement, industrie du cuir et de la chaussure
CH Métallurgie et fabrication de produits métalliques à l'exception des machines et des équipements	NZ Activités de services administratifs et de soutien
CC Travail du bois, industries du papier et imprimerie	HZ Transports et entreposage
55	111

La question alors est de savoir si ces catégories témoignent de dynamique spécifique, si plus précisément, il est possible de repérer une certaine hiérarchie de la croissance de l’emploi ?

En conclusion de ces chapitres, nous retenons que la diversité des trajectoires de développement ne peut être simplement « expliquée » par l’appartenance à des catégories

simples, métropoles, VM, Territoires de l'industrie, profil technico-productif, ni encore par la seule proximité entre territoires. D'autres conditions structurelles, formes d'organisations des tissus économiques ou bien encore des considérations plus micro-économiques d'un côté, plus socio-culturelles de l'autre méritent d'être mobilisées pour mieux appréhender les ressorts de ces dynamiques. C'est l'objet de cette seconde partie sur les modèles spatiaux.

3.2 Résultats des estimations

Les quatre types de zones d'emploi précédemment identifiées permettent d'observer plus finement la nature des différents facteurs qui influent la croissance de l'emploi selon chaque groupe de ZE. Nous commençons par étudier ces facteurs dans la cadre d'un modèle qui intègre ces catégories en tant que variables explicative supplémentaires¹⁴. Ensuite, nous détaillons l'effet par classe pour chacune des variations d'emploi considérées. Les estimations sont faites à l'aide d'un modèle de régression linéaire classique.

Les résultats reportés dans le Tableau 6 montrent que la densité de l'emploi exerce systématiquement un effet positif dans le cas de la variation de l'emploi salarié total et de la variation de l'emploi de la base compétitive. Ce résultat est conforme à la littérature ; ainsi Paci et Usai (2008) parviennent au même sur des données italiennes.

L'indice de concentration HHI exerce une influence positive mais seulement dans le cas de la variation de l'emploi industriel. Il constitue ainsi un facteur d'entraînement qui permet de réaliser des gains d'efficacité et un effet positif sur la dynamique de l'emploi dans l'industrie. Ce résultat est en désaccord avec la recherche de Mamelì et al. (2009) sur les marchés d'emploi locaux italiens au cours de la période 1991-2001.

Le capital humain qualifié ne joue pas de rôle significatif sur la croissance de l'emploi des ZE en France contrairement aux observations d'Acs et Armington (2004) aux Etats-Unis.

Le taux d'emploi dans les entreprises faisant partie de groupes qui permet d'apprécier l'autonomie de décision joue négativement sur la croissance de l'emploi salarié et de celle de l'emploi industriel. Cette relation négative peut s'expliquer par la stratégie des groupes d'entreprises qui localisent leurs sièges sociaux et leurs fonctions stratégiques dans les métropoles ou à leurs périphéries immédiates. Cette spécificité est largement documentée dans le travail de Picart (2004).

Les variables mesurant le tissu économique TxEmpPub et le climat économique Chom entretiennent une corrélation négative avec nos trois variables à expliquer.

Le taux d'emploi industriel et l'appartenance à une zone d'emploi présente sont en relation inverse avec la variation de l'emploi salarié et de celle de l'emploi de la base compétitive. L'argument est que les ZE riches en emplois industriels ne favorisent pas la création de nouvelles entreprises dans la mesure où celles qui sont créées relèvent majoritairement des activités de services ou de commerce, et donc n'ont aucun avantage à

¹⁴ La classe1 correspondant à la catégorie services métropolitains supérieurs est utilisé comme classe de référence dans les estimations du tableau 35.

se localiser autour des centres industriels. Pour ce qui est des territoires à dominante résidentielle, cela tient à la faible interaction et coopération entre les agents économiques dans ces zones par rapport aux territoires où prédominent les activités productives tournées vers l'extérieur.

Tableau 6 – Résultat global de l'estimation de la variation de l'emploi par type de ZE

	LnVarEmpSal_0915	LnVarEmpBComp_0915	LnVarEmpInd_0915
LnDens_09	0.00887** (0.00440)	0.0141* (0.00809)	0.00767 (0.0116)
Qualif_09	0.0183 (0.116)	-0.197 (0.212)	0.156 (0.276)
Krugman_09	0.0560 (0.0622)	0.0544 (0.102)	0.00908 (0.138)
HHI_09	0.617 (0.576)	1.205 (1.042)	2.626* (1.449)
TxEmpGr_09	-0.172*** (0.0645)	-0.101 (0.116)	-0.309** (0.145)
TxEmpPub_09	-0.162*** (0.0560)	-0.202* (0.116)	-0.291** (0.140)
TxIndus_09	-0.140** (0.0575)	-0.272*** (0.0943)	-0.152 (0.123)
Chom_09	-0.00350*** (0.00122)	-0.00672*** (0.00251)	-0.00669** (0.00327)
ZEPres	-0.0164** (0.00643)	-0.0314** (0.0122)	-0.0208 (0.0138)
EffLoc_Etab_09_15	0.132*** (0.0452)	-0.00401 (0.0779)	-0.194* (0.101)
Classe2	-0.0234*** (0.00757)	-0.0420*** (0.0156)	-0.0372* (0.0198)
Classe3	-0.0222*** (0.00810)	-0.0329** (0.0156)	-0.0386** (0.0185)
Classe4	-0.0173*** (0.00647)	-0.0183 (0.0128)	-0.0187 (0.0160)
A	0.146*** (0.0357)	0.198*** (0.0714)	0.196** (0.0914)
Observations	304	304	304
R ²	0.243	0.120	0.099

Significativité statistique: ***0.01 **0.05 *0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes.

L'effet de la dynamique entrepreneuriale est vérifié dans le cas de croissance de l'emploi salarié total contrairement aux autres types de variations étudiées. Le travail d'AcS et Armington (2004) sur les bassins d'emploi locaux aux USA soutient cette observation.

L'examen de l'effet des types de ZE montre enfin clairement que les classes 2, 3 et 4 ont un effet moindre sur la croissance de l'emploi par rapport à la classe 1. Pour rappel, cette classe comprend la quasi-totalité des vingt-deux métropoles de l'hexagone. Cet effet

significatif de certaines classes nécessite une investigation approfondie pour comprendre la source de cette divergence.

Le Tableau 6 reprend les résultats des estimations des facteurs influençant la croissance de l'emploi salarié entre 2009 et 2015 pour chaque profil de ZE identifié.

Une relation directe de la densité avec la croissance de l'emploi salarié total est constatée dans les classes 2 et 4. Cela signifie que la densité importante de la population dans ces deux classes se traduit par une demande locale forte et différenciée ainsi que par une offre plus large des services publics locaux.

L'indice HHI de concentration des marchés affiche un signe positif dans la classe 2 et négatif dans la classe 1. L'idée est que la forte concentration des grandes entreprises dans une classe par rapport à une autre peut entraver les nouvelles installations d'entreprises et, par conséquent, la création de l'emploi.

Le taux d'emploi groupe est plus prononcé dans le classe 4 alors que le taux d'emploi public n'est significativement déterminant que dans les classes 1 et 4. Le niveau de l'emploi industriel en 2009 produit un effet négatif sur la croissance de l'emploi salarié dans la classe 1 et la classe 3.

L'effet du chômage est plus ressenti sur la dynamique de l'emploi sur la période 2009-2015 dans les 2 et 4.

L'appartenance à une zone d'emploi avec tissu productif à dominante présentielle semble ralentir la croissance de l'emploi salarié dans la classe 4 où prédominent les industries mécaniques et de transport.

L'effet local de la variation du nombre d'établissements entre 2009 et 2015 est validé dans le profil de la classe 1.

Tableau 7 – Les déterminants de la croissance de l'emploi salarié par type de ZE

LnVarEmpSal_0915	Classe1	Classe2	Classe3	Classe4
LnDens_09	-0.00890 (0.00612)	0.0201** (0.00992)	0.0206 (0.0133)	0.0143** (0.00713)
Qualif_09	0.136 (0.135)	-0.125 (0.314)	-0.215 (0.453)	0.0580 (0.303)
Krugman_09	-0.0299 (0.0913)	0.125 (0.193)	0.224 (0.179)	0.0772 (0.0987)
HHI_09	-5.041** (2.178)	1.498* (0.805)	-1.126 (1.577)	-0.168 (1.004)
TxEmpGr_09	-0.166 (0.0999)	-0.249 (0.163)	0.0536 (0.169)	-0.247** (0.105)
TxEmpPub_09	-0.342*** (0.111)	-0.0788 (0.145)	0.116 (0.188)	-0.162** (0.0735)
TxIndus_09	-0.374*** (0.111)	-0.0546 (0.141)	-0.219* (0.127)	-0.126 (0.0958)

Chom_09	-0.00212 (0.00220)	-0.00627** (0.00293)	-0.00515 (0.00489)	-0.00360* (0.00189)
ZEPres	-0.00144 (0.0101)	-0.00440 (0.0134)	-0.0222 (0.0246)	-0.0354*** (0.0125)
EffLoc_Etab_09_15	0.228*** (0.0629)	0.106 (0.103)	0.194 (0.118)	0.0971 (0.0636)
α	0.300*** (0.0841)	0.0741 (0.0869)	-0.0562 (0.108)	0.143*** (0.0530)
Observations	73	65	55	111
R ²	0.492	0.209	0.274	0.299

Significativité statistique: ***0.01 **0.05 *0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes.

Les résultats des déterminants de la variation de l'emploi salarié de la base compétitive (cf. Tableau 8) montrent aussi des différences entre les profils de ZE.

La densité de l'effectif salarié est positivement associée à la croissance de l'emploi dans la base compétitive dans les classes 3 et 4 mais cet effet est négatif dans la classe 1. En effet, les classes 3 et 4 regroupe une large part des activités constitutives de la base compétitive.

La qualification appréciée par la part des cadres dans l'emploi total agit négativement sur la croissance de l'emploi base compétitive. Cela n'est pas surprenant en soi au regard de la structure de la main-d'œuvre dans l'industrie, qui compte pour une large part dans la base compétitive. Ce résultat est en contradiction avec ceux Paci et Usai (2008) en Italie et de Winters (2012) aux Etats-Unis qui soulignent un effet du capital humain hautement qualifié sur la croissance de l'emploi.

Comme dans le cas de l'emploi salarié total, on retrouve un effet négatif de l'indice de concentration HHI et du taux d'emploi groupe dans respectivement les classes 1 et 3. Il en est de même pour le taux d'emploi industriel.

La croissance de l'emploi de la base compétitive est plus faible dans les ZE de la classe 1 caractérisées par un niveau élevé d'emploi public.

Enfin, le taux de chômage et l'appartenance à une ZE présentielle ralentissent le niveau de variation de l'emploi dans la classe 4.

Tableau 8 - Les déterminants de la croissance de l'emploi industriel par type de ZE

LnVarEmpBComp_0915	Classe1	Classe2	Classe3	Classe4
LnDens_09	-0.0227* (0.0118)	0.0260 (0.0261)	0.0408* (0.0228)	0.0334** (0.0135)
Qualif_09	0.236 (0.247)	-0.101 (0.540)	-1.470* (0.790)	-0.826 (0.589)
Krugman_09	-0.112 (0.148)	0.246 (0.340)	0.435 (0.321)	-0.0279 (0.146)
HHI_09	-8.594*** (2.986)	1.384 (1.478)	-1.760 (2.603)	1.160 (1.917)
TxEmpGr_09	0.0854 (0.189)	-0.242 (0.277)	0.364 (0.286)	-0.362** (0.167)

TxEmpPub_09	-0.471*	-0.172	0.0372	-0.116
	(0.238)	(0.291)	(0.350)	(0.160)
TxIndus_09	-0.695***	-0.00288	-0.737***	-0.0585
	(0.215)	(0.224)	(0.204)	(0.130)
Chom_09	3.16e-05	-0.00853	-0.00461	-0.0109***
	(0.00419)	(0.00708)	(0.00877)	(0.00326)
ZEPres	0.00117	0.000574	-0.0683	-0.0508**
	(0.0177)	(0.0277)	(0.0437)	(0.0211)
EffLoc_Etab_09_15	0.122	-0.155	0.0495	0.0656
	(0.123)	(0.192)	(0.235)	(0.103)
α	0.333**	0.0426	-0.0199	0.274**
	(0.164)	(0.169)	(0.200)	(0.110)
Observations	73	65	55	111
R ²	0.373	0.095	0.275	0.191

Significativité statistique: ***0.01 **0.05 *0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes.

Le Tableau 9 ci-dessous résume les sources de la variation de l'emploi industriel selon la typologie des ZE.

La taille de la ZE apprécié par la variable *LnDens* et de la part des cadres et des professions intellectuelles maintiennent un signe de coefficient stable dans la classe 3 contrairement au reste de classes. La nature de la classe fortement orientée vers industries de production de matériels de production et de modules nous donne une indication sur le sens des signes obtenus.

La part de l'emploi groupe reste négativement liée à la variation de l'emploi industriel dans les classes 1 et 4. La part de l'emploi public dans l'emploi total semble limiter la croissance de l'emploi industriel dans les ZE des classes 1 et 3. L'impact du poids de l'industrie reste quant à lui négatif et statistiquement significatif dans les ZE faisant partie de la catégorie 3.

La croissance de l'emploi industriel est plus affectée par les effets du chômage dans la classe 4. Pour finir, les territoires à dominante résidentielle semblent sensiblement ralentir la croissance de l'emploi dans l'industrie au niveau des classes 3 et 4.

Tableau 9 – Résultat de l'estimation de la variation de l'emploi industriel

LnVarEmpInd_0915	Classe1	Classe2	Classe3	Classe4
LnDens_09	-0.0153	0.0304	0.0456**	0.0160
	(0.0188)	(0.0367)	(0.0222)	(0.0197)
Qualif_09	0.589	-0.190	-1.772**	0.309
	(0.394)	(0.824)	(0.847)	(0.846)
Krugman_09	-0.219	0.289	0.121	-0.0570
	(0.222)	(0.371)	(0.373)	(0.242)
HHI_09	0.854	4.050	-0.245	1.592
	(7.277)	(2.653)	(2.792)	(2.672)
TxEmpGr_09	-0.511*	-0.255	0.0247	-0.559**
	(0.259)	(0.305)	(0.285)	(0.227)
TxEmpPub_09	-0.748***	0.0850	-0.816***	-0.187

	(0.246)	(0.349)	(0.274)	(0.210)
TxIndus_09	-0.336	-0.0793	-0.606**	-0.0405
	(0.286)	(0.287)	(0.292)	(0.207)
Chom_09	-0.00654	-0.00150	0.00507	-0.00992**
	(0.00559)	(0.0103)	(0.00686)	(0.00493)
ZEPres	0.0155	0.00913	-0.0611*	-0.0673**
	(0.0249)	(0.0347)	(0.0321)	(0.0270)
EffLoc_Etab_09_15	-0.0755	-0.154	-0.00228	-0.158
	(0.163)	(0.219)	(0.174)	(0.173)
A	0.508***	-0.173	0.254	0.249*
	(0.163)	(0.258)	(0.209)	(0.145)
Observations	73	65	55	111
R ²	0.236	0.132	0.329	0.189

Significativité statistique: ***0.01 **0.05 *0.1. Entre parenthèses figurent les erreurs standards robustes.

4 Analyse de la résilience des zones d'emploi

La résilience est un concept polysémique mobilisé par différentes disciplines (zoologie, psychologie, sciences de la terre, physique des matériaux, informatique, etc.) dont le sens varie non seulement selon le contexte dans lequel il est utilisé mais aussi selon les fins pour lesquelles il est mobilisé. La résilience peut traduire une propriété intrinsèque d'un système, acquise une fois pour toutes et a priori (état de résilience), et aussi caractériser un processus a posteriori, après une rupture et qui se met en œuvre pour un temps donné (temps de résilience). La notion de résilience s'est introduite dans l'analyse économique régionale par le biais de recherches visant à comprendre la dynamique qui se produit dans différents environnements spatiaux (pays, régions, villes, etc.) en fonction du choc subi et les réponses apportées (Martin, Sunley, Gardiner, & Tyler, 2016). Suivant Martin et Sunley (2006), la résilience économique régionale est définie comme la capacité d'un territoire à résister ou à se remettre des chocs de marché et à retrouver sa trajectoire de développement antérieure, si nécessaire en mettant en œuvre des changements visant à adapter ses structures économiques, sociales et institutionnelles.

L'objectif de cette section est de mettre en évidence les différences de résilience observées entre les zones d'emploi suite à la crise globale de 2008 et à identifier les sources des écarts observés.

4.1 Mesurer la résilience

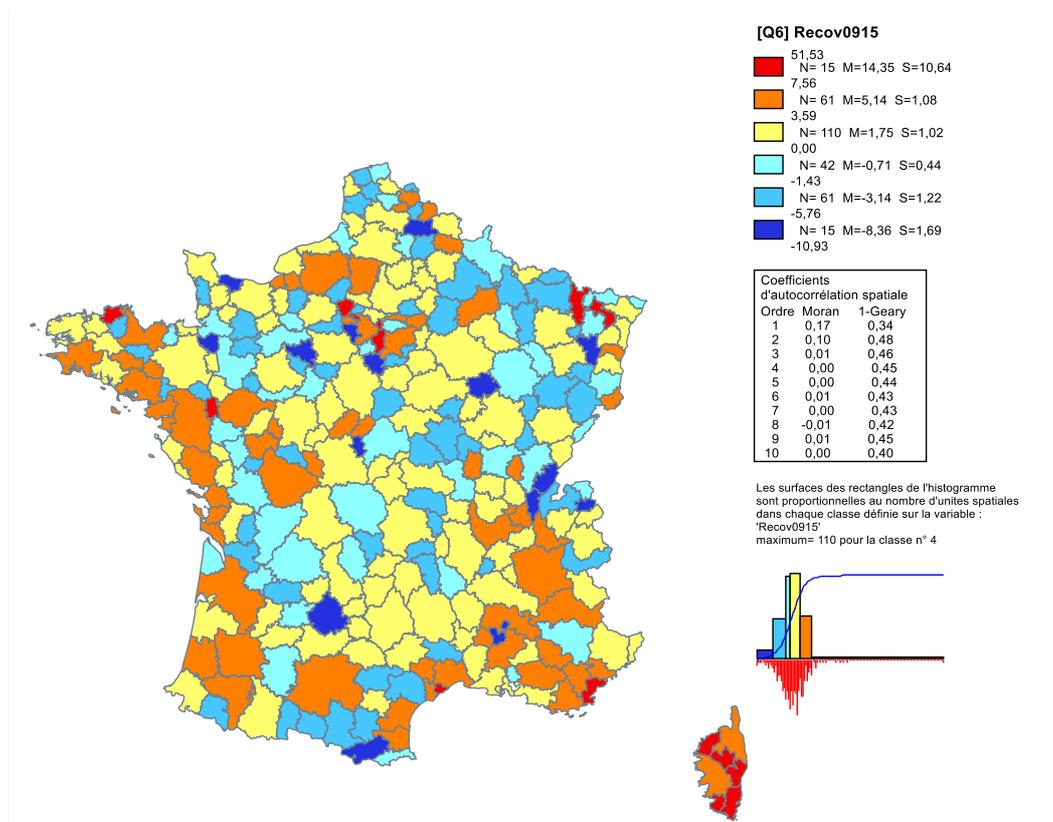
Plusieurs indicateurs de mesure de la résilience des régions sont proposés dans la littérature de science régionale (Martin & Sunley, 2015). Certains auteurs proposent des indicateurs univariés basés sur le PIB par habitant (Crescenzi, Luca, & Milio, 2016) les taux d'emploi ou de chômage (Fingleton, Garretsen, & Martin, 2012; Lagravinese, 2015). D'autres suggèrent de mobiliser des indices composites mêlant des variables susceptibles d'affecter négativement le degré de vulnérabilité économique (Rizzi, Graziano, & Dallara, 2018). Dans cette recherche nous proposons de définir la résilience à partir des différentes caractéristiques d'un choc macroéconomique à savoir :

- L'ampleur du choc subi mesurée par le ratio Emploi post-crise / emploi pré-crise,
- La résistance au choc mesurée par la variation de l'emploi observée par rapport à l'emploi prévu par le trend,
- Le rétablissement à 1, 3 et 6 ans mesuré par le rapport entre l'emploi prédit et l'emploi observé aux différents horizons,
- Le rebond à la date d'observation égal à l'emploi en 2015 rapporté à l'Emploi en 2009,
- La performance globale mesurée par l'emploi 2015 par rapport à l'emploi avant la crise (2007).

L'analyse de la variation de l'emploi global par ZE réalisée dans la partie 1.1. du présent rapport a permis de mettre en évidence les différences de l'ampleur du choc économique subi par les ZE de France métropolitaine. La suite de cette section se concentre donc sur les différences concernant le rétablissement, le rebond et la performance globale des ZE.

Le rétablissement d'un territoire mesure sa capacité à rétablir son niveau d'emploi après la crise. Il est apprécié à plusieurs échéances (un an, 3 ans et 5 ans après le choc), c'est-à-dire en 2010, 2012 et 2015. La carte de la figure 18 illustre le rétablissement à 6 ans et rend compte de l'avantage des grandes métropoles qui ont mieux absorbé la crise, l'a diversité des situations observées dans les ZE correspondant aux villes moyennes d'un effet de *clustering* attesté par un indice de Moran égal à 0,17 qui correspond à une situation telle que les ZE proches les unes des autres ont tendance à se ressembler du point de vue de cet indicateur. Plus la proximité géographique est importante, plus les ZE sont semblables ainsi que l'atteste la décroissance de l'indice au fur et à mesure que l'ordre de contiguïté, c'est-à-dire la distance, augmente¹⁵.

Figure 9 : Rétablissement à 6 ans dans les ZE



Source : Insee Clap 2009 et 2015
Champ : Emploi salarié total

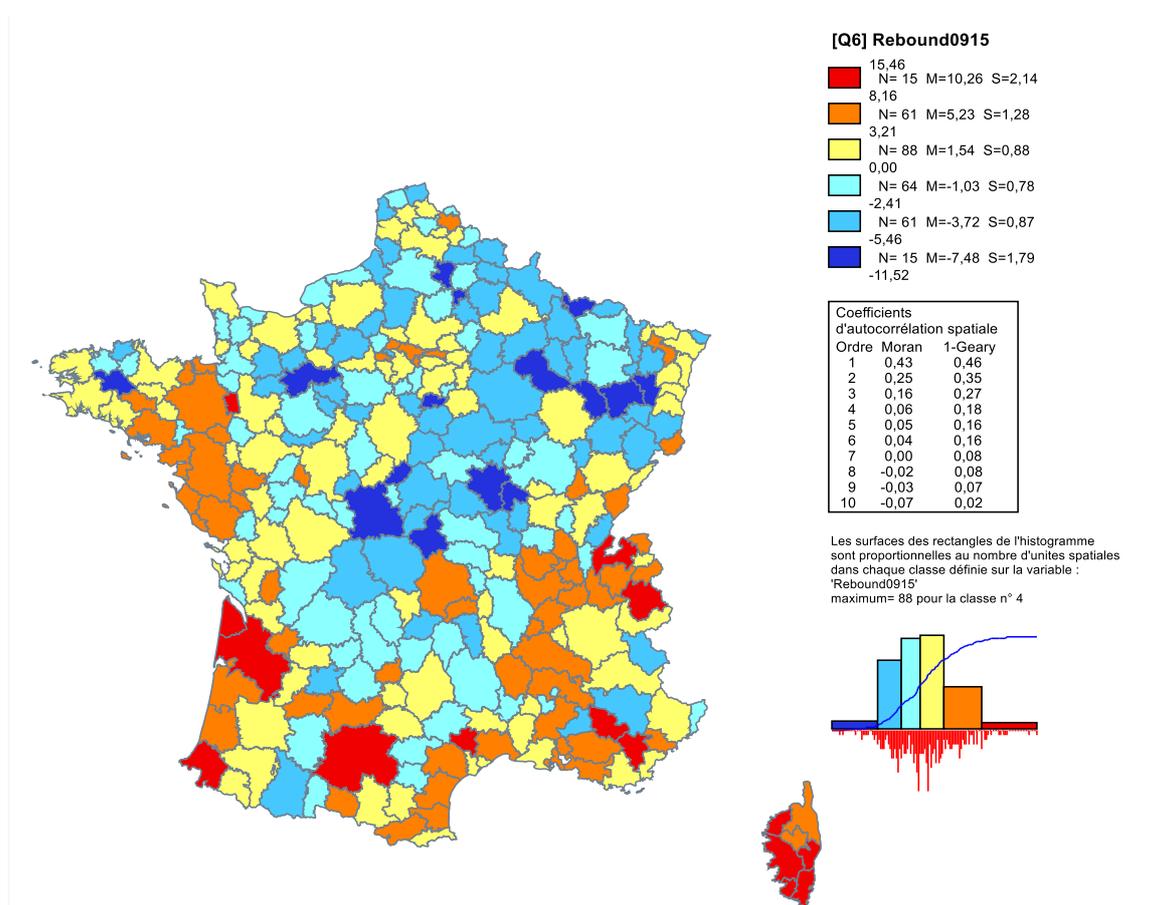
¹⁵ Le I de Moran prend la valeur 0,17 pour la contiguïté d'ordre 1, 0,10 pour la contiguïté d'ordre 2 et 0,01 pour la contiguïté d'ordre 3, cette valeur correspondant à une absence d'auto-corrélation spatiale.

Zonage : zone d'emploi (304 pour la France métropolitaine)
 Calculs des auteurs Fait avec Philcarto (philcarto.free.fr)

La carte du rebond, présentée figure 19, correspond à la variation de l'emploi entre 2009 (creux de la crise) et 2015. Elle rend compte de la meilleure situation dans les ZE du sud-ouest, de la vallée du Rhône, d'une partie de la Bretagne et des Pays de la Loire. De manière générale, la situation des ZE villes moyennes dépend de la région dans laquelle elles se trouvent : elle est plutôt meilleure lorsque le trend macro-régional est favorable.

L'effet de *clustering* est plus marqué que précédemment, le I de Moran calculé avec une matrice de contiguïté d'ordre 1 présentant une valeur égale à 0,43 et s'annulant à partir d'une matrice de contiguïté d'ordre 4 (le I est alors égal à 0,06).

Figure 10 : Rebond (variation de l'emploi salarié entre 2009 et 2015) dans les ZE

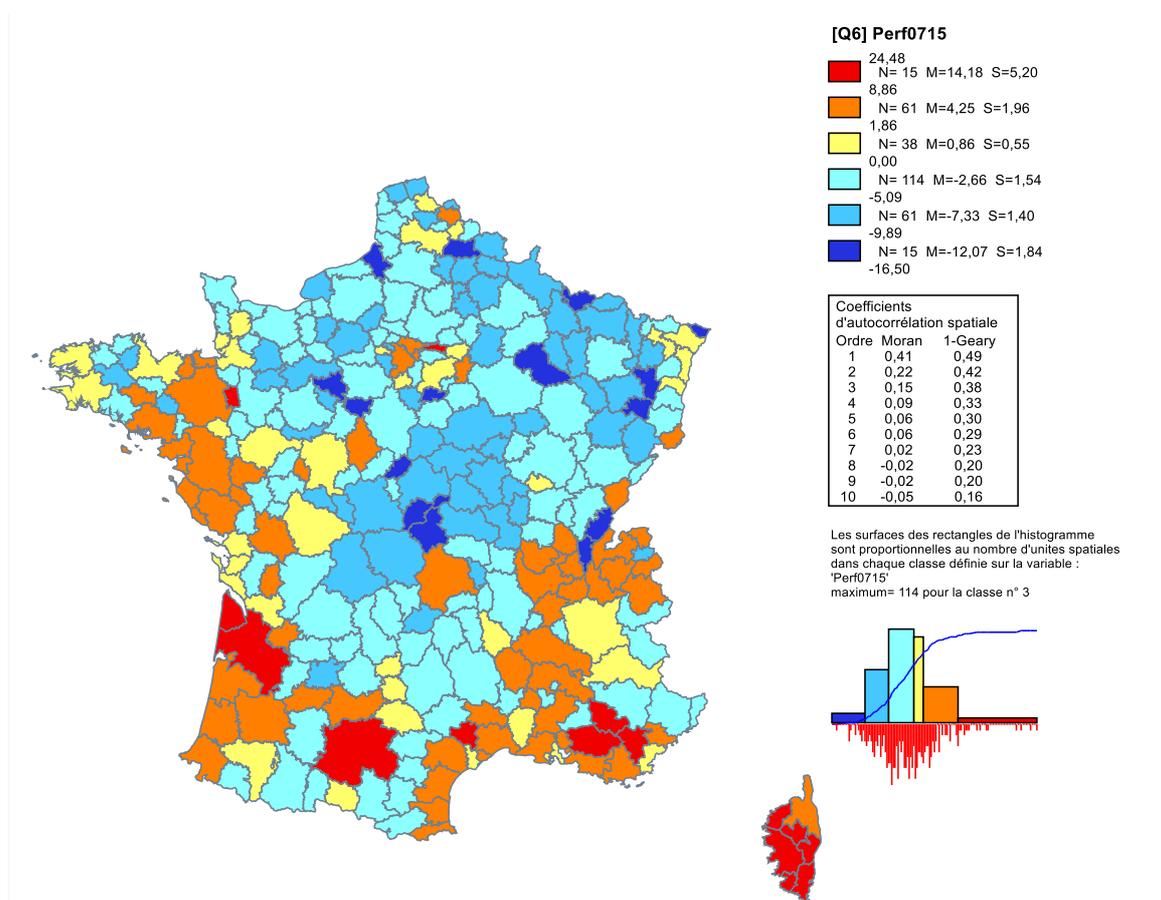


Source : Insee Clap 2009 et 2015
 Champ : Emploi salarié total
 Zonage : zone d'emploi (304 pour la France métropolitaine)
 Calculs des auteurs Fait avec Philcarto (philcarto.free.fr)

La carte de la figure 20 présente la performance globale des ZE mesurée par la variation de l'emploi entre 2007 (avant la crise et 2015). Elle rend compte d'une forte

concentration des ZE les plus performantes où le taux de variation de l'emploi est le plus élevé. Ces poches de performance sont situées autour de Toulouse, Bordeaux, Rennes-Nantes, le long de la côte méditerranéenne, et dans une grande partie de l'ancienne région Rhône-Alpes. Cette carte rend compte que les ZE correspondant aux villes moyennes sont, pour l'essentiel, situées dans les grands territoires caractérisés par des taux de variation de l'emploi sur la période nuls ou négatifs. L'effet d'agglomération est aussi marqué que pour le critère précédent. L'indice de Moran pour une contiguïté d'ordre 1 est ainsi égal à 0,41 et diminue progressivement pour tendre vers 0 à partir d'une contiguïté d'ordre 5.

Figure 11 : Performance globale (variation de l'emploi salarié entre 2009 et 2015) dans les ZE



Source : Insee Clap 2009 et 2015
 Champ : Emploi salarié total
 Zonage : zone d'emploi (304 pour la France métropolitaine)
 Calculs des auteurs Fait avec Philcarto (philcarto.free.fr)

Il apparaît ainsi que la résilience des ZE françaises est répartie selon un schéma qui ne doit rien au hasard et, pour cette raison, peut faire l'objet d'une analyse empirique de ses déterminants.

4.2 Identification des déterminants de la résilience

La littérature identifie différents facteurs susceptibles d'influencer la résilience économique d'un territoire. Ils peuvent être regroupés en différents groupes.

Le premier groupe de variables explicatives de la résilience regroupe des facteurs de nature sociodémographique. La taille de la population, qui traduit la possibilité et l'intensité d'effets d'agglomération, et le niveau de développement urbain (Lewis, 2013 ; Duranton et Puga, 2014) sont pris en compte par la quasi-totalité des articles portant sur le sujet. Théoriquement, les effets d'agglomération, favorables à la croissance économique par la baisse des coûts de transport dont résulte un meilleur appariement sur les marchés du travail et des biens et services ainsi que par une meilleure diffusion des idées et de la connaissances, devraient être d'autant plus importants que la densité de population ou d'emplois est plus élevée. Pourtant, l'influence de l'agglomération sur la résilience régionale n'est pas claire dans la littérature empirique et le signe de la variable densité, qui capte ces effets dans les modèles estimés, peut être soit positif comme le voudrait la théorie, soit significativement négatif. A cela, il y a plusieurs raisons. La première concerne l'exposition à la concurrence internationale et aux chocs macroéconomiques des territoires fortement urbanisés et denses qui sont donc les premiers à subir les crises économiques mais qui, pour les mêmes raisons, sont aussi ceux que s'en remettent le plus rapidement. Nous incluons donc dans la spécification de nos modèles de résilience un indicateur de densité en emplois calculé par ZE.

Le deuxième groupe de variables explicatives de la résilience concerne les facteurs liés à la connaissance et à la qualité de la main d'œuvre. Dans ce domaine, la littérature montre que plus le niveau de connaissance est élevé, plus la résilience est importante. Pour tenir compte de cette dimension, nous introduisons dans les modèles une variable décrivant le taux de cadres et de professions intellectuelles supérieures dans l'emploi total de la ZE.

Le troisième groupe de variables explicatives a trait à la structure productive du territoire. Une partie de la littérature montre qu'une structure productive diversifiée permet à une économie de mieux absorber les chocs, de mieux redémarrer et, ainsi, d'être plus résiliente. Symétriquement, un territoire très spécialisé et dépendant d'un petit nombre d'activités sera plus vulnérable en cas de choc et ne trouvera pas forcément les ressources internes pour rebondir. Le point de vue opposé a cependant été également considéré par les auteurs. Les entreprises situées dans des régions spécialisées bénéficient des effets d'agglomération tels que les retombées de connaissances et être plus efficaces que les entreprises semblables implantées dans des territoires moins spécialisés. Afin de rendre compte de ces éléments, nous introduisons dans l'analyse l'indice de spécificité de Krugman qui mesure globalement la spécificité de l'activité d'un territoire calculé selon Kubrak (2013). L'avantage de cette spécification est qu'elle calcule la différence entre la structure industrielle de la zone et celle des autres zones du territoire de référence. En évitant de

comparer la zone à l'ensemble du territoire, on ne risque ainsi pas de biaiser la mesure pour de grandes zones qui sont toujours plus proches de la structure industrielle moyenne. Cet indice s'interprète également comme la somme des divergences, prises en valeur absolue, de l'indice de spécificité de la zone par rapport à l'unité, c'est-à-dire une situation où la zone possède la même part d'emploi que l'ensemble du territoire. Cette somme est pondérée par l'importance du secteur k , mesurée par la part relative de l'emploi du secteur k dans le reste du territoire. La valeur de cet indice de Krugman est comprise entre zéro et un ; si la zone ressemble pour tous les secteurs au reste du territoire il prend la valeur 0, si la zone est entièrement spécialisée dans des activités que l'on ne retrouve pas ailleurs (elle est donc parfaitement spécifique), il sera égal à l'unité. La concurrence qui prévaut au sein d'un territoire peut également être un facteur explicatif de la variation de l'emploi que l'on y observe. Cette idée est développée par Glaeser et al. (1992) pour qui les gains de productivité peuvent être dépendants de la taille et du nombre des firmes au sein d'un secteur, c'est-à-dire d'économies générées par la « concurrence locale qualifiées d'externalités » de type Porter ». Dans cette recherche, nous utilisons l'indice d'Herfindahl mesurer la concentration de la production au sein de quelques grands établissements. Pour chaque zone d'emploi, il est égal à la somme des carrés des parts dans l'emploi de tous les établissements qui y sont implantés. L'indice de Herfindahl est compris entre $1/N$ si tous les N établissements sont de même taille, et 1 lorsqu'un seul établissement regroupe l'ensemble des salariés. Nous le calculons suivant Kubrak (2013).

La forme de gouvernance, l'autonomie de décision et la relation au territoire sont largement influencées la présence de centre de décisions au sein d'un espace considéré. Selon Beaujolin-Bellet, Bruggeman, & Paucard (2006), plus la proportion de groupes est importante, plus la relation entre la trajectoire de croissance de l'entreprise et le contexte économique local est faible. Cette distension du lien entre la firme et le territoire résulte de l'éloignement des centres de décision et de la prééminence du niveau *corporate* au regard du niveau des filiales locales dans l'élaboration des stratégies et des opérations de restructuration des groupes. Ce mode interne d'organisation s'accompagne ainsi d'une perte d'autonomie de décision notamment en matière de politique d'investissement, de ressources humaines et de réorganisation interne. Nous mesurons cette autonomie relative des entreprises d'une zone d'emploi par la part de l'emploi salarié au sein d'établissements d'entreprises filiales de groupes par rapport à l'emploi salarié total.

Toujours dans le but de préciser le profil des zones d'emploi, nous introduisons des variables de contrôle qui permettent de capter des effets globaux comme la désindustrialisation appréciée par la part des emplois salariés dans l'industrie manufacturière et les IAA dans l'emploi salarié total. Nous prenons également en compte le taux de chômage comme un indicateur de santé ainsi que la part d'emplois publics dans l'emploi total qui, lorsqu'elle est élevée, rend compte d'une certaine difficulté des

entreprises privées à se développer ou à se créer. Enfin nous reprenons le principe d'une partition de l'économie en deux sphères, présentielle et productive suivant la distinction opérée par l'INSEE. Elle « permet de mieux comprendre les logiques de spatialisation des activités et de mettre en évidence le degré d'ouverture des systèmes productifs locaux. Elle permet aussi de fournir une grille d'analyse des processus d'externalisation et autres mutations économiques à l'œuvre dans les territoires. Les activités présentielles sont les activités mises en œuvre localement pour la production de biens et de services visant la satisfaction des besoins de personnes présentes dans la zone, qu'elles soient résidentes ou touristes. Les activités productives sont déterminées par différence. Il s'agit des activités qui produisent des biens majoritairement consommés hors de la zone et des activités de services tournées principalement vers les entreprises correspondantes.» (INSEE, 2016).

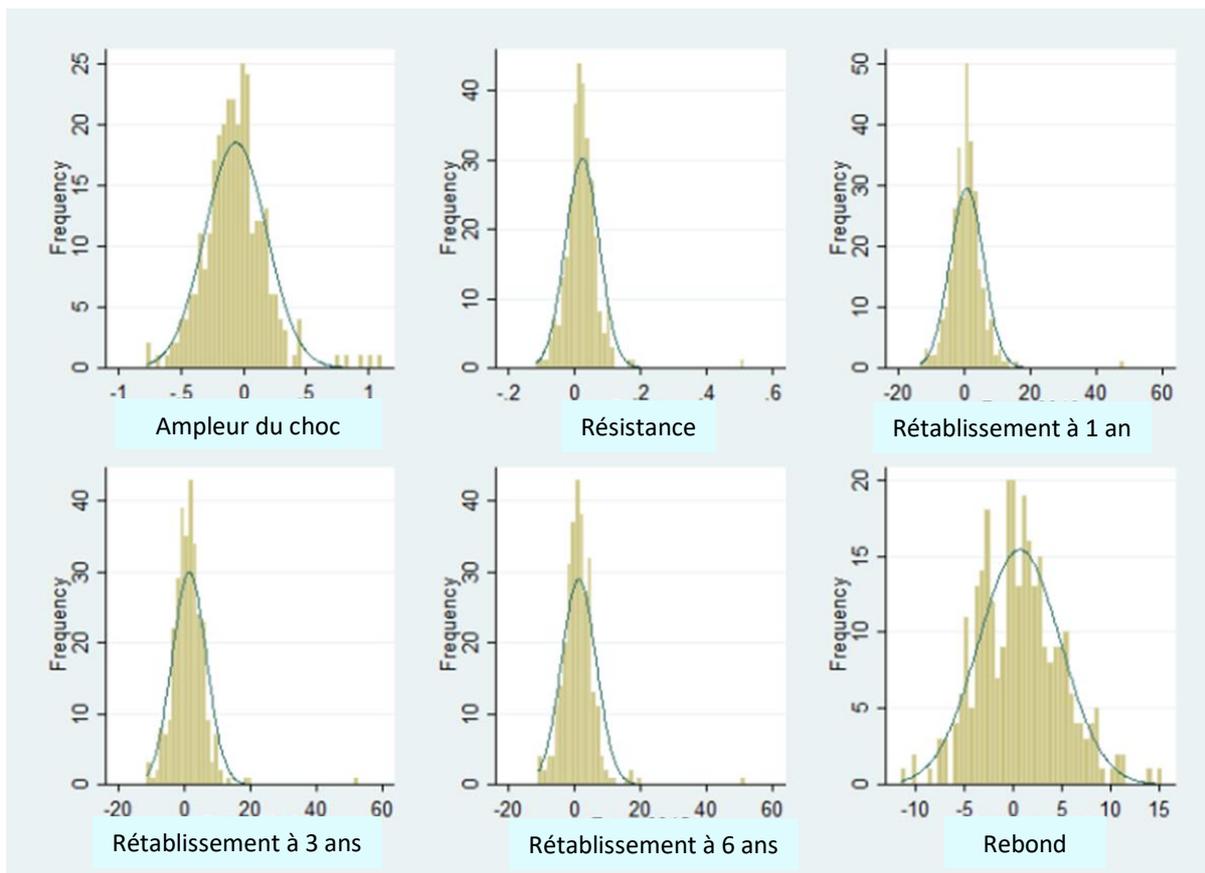
Enfin, une dernière possibilité de dynamique de l'emploi à l'échelle d'une ZE est prise en compte. Elle concerne la dynamique entrepreneuriale considérée comme un facteur favorable par un grand nombre d'auteurs. Afin de mettre en avant la capacité de chaque ZE à générer de nouvelles entreprises indépendamment du trend national et de la composition du portefeuille d'activités, nous appliquons le modèle shift-share pour identifier la croissance du nombre d'établissements au cours d'une période exclusivement attachée au territoire. Chaque ZE est ainsi caractérisé par la composante locale de la variation du nombre d'établissements calculée selon une ventilation en 38 secteurs.

Les variables considérées dans les modèles reprennent les notations du tableau 2. La liste est exhaustive et nous ne retiendrons que les spécifications qui donnent les meilleurs résultats, y compris si toutes les variables a priori possibles ne sont pas retenues.

4.3 Estimation des modèles de résilience

La figure 21 présente la distribution des différents indicateurs de résilience précédemment définis calculés à l'échelle des zones d'emploi. Il met en évidence la concentration autour de zéro de leur distribution statistique qui requiert la mobilisation de techniques d'estimation adaptées à des distributions éloignées de la loi normale comme c'est le cas ici. La technique utilisée est la régression quantile qui permet d'estimer la valeur des coefficients le long de la distribution conditionnelle de la variable expliquée. Compte tenu du nombre relativement faible d'observations (304 ZZE), nous retenons ici une répartition par quartiles (illustrée par les indications p25, p50 et p75 dans les tableaux complets de résultats en annexe 6.

Figure 12 – Distribution des indicateurs de résilience des territoires



Note : Les histogrammes représentent la distribution de chaque indicateur pour les 304 ZE ; en trait continu, la loi normale

Source : Insee Clap

Champ : Emploi salarié total

Zonage : zone d'emploi (304 pour la France métropolitaine)

Calculs des auteurs

Le modèle complet estimé prend la forme suivante :

$$Y_{i,09-15} = \alpha + \beta x_{i,yy} + \varepsilon_i$$

Avec Y_i , un indicateur de résilience du territoire tel que défini dans la section 5.1.1 et X un vecteur de variables explicatives combinant les déterminants figurants dans le tableau 2 calculés soit en 2007 pour mesurer l'ampleur du choc et la performance globale, soit en 2009 pour estimer la résistance et le rétablissement aux différentes échéances. Le tableau 3 résume les résultats des modèles ; il contient les signes des variables significatives et le coefficient R^2 qui rend compte de la pertinence de la spécification¹⁶.

Les résultats obtenus montrent que deux caractéristiques des territoires expliquent leurs différentes formes de résilience. Il s'agit de leur profil industriel (*Indus*) et de l'effet local lié à l'entrepreneuriat (*EffLocEtab*) qui interviennent de manière significative pour expliquer l'ensemble des indicateurs possibles de résilience. Le recours à la régression quantile met en évidence un effet différent selon le type de ZE. Plus la part de l'industrie est

¹⁶ Plus il est proche de 1, mieux le modèle est spécifié.

importante, plus elle influence négativement le taux de croissance au fur et à mesure que l'on se déplace vers la droite de sa distribution, ce qui tend à montrer que les ZE qui croissent le plus ont été fortement pénalisées par un taux d'emplois industriel dans l'emploi total élevé. Cet effet négatif qui va en s'accroissant à mesure que le taux de croissance augmente est vérifié pour tous les indicateurs de résilience. Le même type de non-linéarité peut être observé pour l'effet de la dynamique entrepreneuriale spécifique à la ZE. De la même manière que précédemment, l'influence positive de cette variable est d'autant plus marquée que le taux de croissance de l'emploi est élevé.

D'autres variables interviennent également pour expliquer les différentes formes de résilience mais de manière moins systématique et moins marquée que les précédentes.

Tableau 10 – Synthèse des résultats obtenus

VARIABLES	Ampleur du choc			Résistance			Rétablissement à 1 an			A 3 ans			A 6 ans			Rebond		
	q25	q50	q75	q25	q50	q75	q25	q50	q75	q25	q50	q75	q25	q50	q75	q25	q50	q75
LnDens			--		+	+						+						
Indus	--	--	---		-	-	-	--	---		--	---		-	--	-	-	--
HHI																		
Krugman	---			-			--			-			-					
Qualif																		
EffLoc_Etab	+	++	+++	+	++	+++	+	+++	++	+	++	+++	+	+	+++	+	++	+++
EmpPubl																		
R ²	0.190	0.181	0.224	0.141	0.146	0.179	0.188	0.173	0.186	0.138	0.149	0.166	0.145	0.143	0.172	0.195	0.220	0.267

Annexes

Annexe 1 : Méthodes d'analyse de la variation localisée de l'emploi

Nous commençons l'analyse des déterminants de la variation des différents types d'emplois par un modèle de régression classique (*Moindres Carrés Ordinaires*) et réalisons différents tests et diagnostics¹⁷ pour détecter une éventuelle présence et forme d'autocorrélation spatiale. Si ces tests concluent à l'existence d'une autocorrélation spatiale significative, nous adoptons des modèles spatiaux, sinon, les MCO s'appliquent. Cette démarche est proche de ce qu'on appelle communément dans la littérature l'approche ascendante ou *bottom-up* (Abreu, De Groot, & Florax, 2004; Le Gallo, 2004). Afin de tester la robustesse des résultats obtenus, plusieurs matrices de poids spatial ont été utilisées ; les résultats présentés par la suite sont ceux qui obtenus avec une matrice de contigüité d'ordre 1 et une matrice de distance inverse.

- L'indice de Moran, indicateur de dépendance spatiale

L'indice I de Moran¹⁸ est une statistique globale qui permet de mesurer l'autocorrélation spatiale des données. On parle d'autocorrélation spatiale positive lorsque la valeur de l'indicateur est positive, ce qui signifie que les ZE présentant une valeur élevée sont entourées de ZE présentant des valeurs élevées et inversement. L'autocorrélation spatiale est dite négative lorsque la valeur de l'indicateur est négative, cela implique que les ZE présentant des valeurs élevées sont entourées de ZE présentant des valeurs faibles et vice versa. Lorsque l'indicateur de Moran a une valeur nulle, on dit qu'il y a une absence d'autocorrélation spatiale. Dans ce cas, les unités spatiales sont positionnées géographiquement de manière aléatoire.

- Détection de l'autocorrélation spatiale

L'emploi du test de Moran montre que les 304 ZE étudiées présentent une dépendance spatiale dont la forme¹⁹ est globalement homogène pour les deux matrices de

¹⁷ Cinq tests ont été utilisés dans ce cadre : le test de Moran, les deux tests du multiplicateur de Lagrange (LM) et leurs versions robustes. Le test I de Moran permet de tester la présence d'une association spatiale dans l'étude de la croissance de l'emploi au sein des différentes zones d'emploi métropolitaines. Cependant, ce test nous ne permet pas de discriminer entre les deux formes de dépendances spatiales (variable endogène décalée et autocorrélation des erreurs). Le test LMLag permet de tester l'existence d'une variable endogène décalée ou autorégressive, le test LMErr permet de tester l'existence d'une autocorrélation spatiale des erreurs, et leurs alternatives robustes RLMLag et RLMErr (Anselin et Bera, 1998).

¹⁸ L'indice de Moran I est le rapport entre la covariance pondérée entre unités voisines sur la variance totale observée. Il s'interprète comme la part de la variance expliquée par le voisinage. Sa valeur varie entre -1 et 1. Par exemple, un indice de Moran de 0,15 attribuerait ainsi 15% de la variance aux valeurs dans le voisinage.

¹⁹ Le choix de la forme est défini selon une règle de décision introduite par Anselin et Rey (1991) et Anselin et Florax (1995). Si LMLag est plus significatif que LMErr et RLMLag est significatif mais pas RLMErr, alors le modèle adéquat est le modèle avec une variable endogène décalée. Inversement, si LMErr est plus significatif que LMLag et RLMErr est significatif mais pas RLMLag, alors on choisit le modèle avec autocorrélation des erreurs.

ponds utilisées. Pour l'emploi salarié total, les tests montrent que le modèle spatial autorégressif est le plus adapté dans le cas de la matrice de contiguïté alors que dans le cas de la matrice de distance inverse, c'est le modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs qui est choisi. La matrice de contiguïté étant trop restrictive dans sa définition des frontières entre les ZE (Le Gallo, 2002), nous retiendrons, suite à des tests complémentaires, le résultat fourni par la matrice de distance inverse (surligné en vert dans les tableaux de résultats)²⁰. Pour l'emploi de la base compétitive, les tests montrent que l'autocorrélation spatiale passe par le terme d'erreur, ce qui renseigne sur l'existence de variables omises non prises en compte dans les modèles. Enfin, pour l'emploi industriel, c'est le modèle avec une variable décalée qui le plus approprié pour étudier les ZE.

Encadré : Spécification des modèles spatiaux

Nous prenons comme point de départ le modèle de régression linéaire classique suivant:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad (1)$$

Dans le cadre de ce travail, nous adoptons les conventions d'écriture suivantes:

Y représente la variable dépendante ou à expliquer (taux de variation de l'emploi salarié, taux de variation de l'emploi de la base compétitive ou taux de variation de l'emploi industrie). X représente les variables explicatives utilisées (densité de l'emploi, qualification de la main d'œuvre, l'indice de spécialisation de Krugman, l'indice de concentration d'Herfindhal, l'autonomie de décision, la part de l'emploi public et la part de l'emploi industriel, le niveau de chômage, la caractéristique résidentiel de la ZE et enfin la dynamique entrepreneuriale), β est le vecteur de paramètres à estimer et ε est le terme d'erreur.

Modèle spatial autorégressif: variable endogène décalée (SAR)

Ce modèle consiste à intégrer une "variable endogène décalée" W_y dans le modèle (1). Il est une première manière de prendre en compte l'autocorrélation spatiale. Le modèle structurel s'écrit comme suit:

$$Y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \quad (2)$$

W_y est la variable endogène décalée pour la matrice de poids W, ρ est le paramètre autorégressif indiquant l'intensité de l'interaction existence entre les observations de Y.

Dans ce modèle, l'observation de Y est en partie expliquée par les valeurs prises par Y dans les régions voisines. En effet, W_y s'interprète comme la moyenne des valeurs de Y sur les observations voisines à une région donnée lorsque W est standardisée. Cette standardisation facilite aussi l'interprétation de ρ lorsque (2) est estimé pour plusieurs matrices de poids.

L'introduction de W_y dans le modèle (1) est un moyen d'apprécier le degré de dépendance spatiale alors que les autres variables sont contrôlées. Symétriquement, il permet de contrôler la dépendance spatiale pour évaluer l'impact des autres variables explicatives. Lorsqu'une variable endogène décalée est ignorée dans la spécification du modèle, mais présente dans le processus générateur des données, les estimateurs des MCO dans le modèle a-spatial (1) sont biaisés et non convergents.

Modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs (SEM)

Il est une seconde façon d'incorporer l'autocorrélation spatiale dans les modèles économétriques. Il consiste à spécifier un processus spatial des erreurs dans une modèle de régression. Différentes possibilités existent qui mènent à différentes covariances des erreurs, avec des implications variables pour la nature et l'ampleur de l'autocorrélation spatiale dans le modèle. Le modèle structurel s'écrit de la façon suivante:

$$Y = X\beta + \varepsilon \text{ avec } \varepsilon = \lambda W_\varepsilon + u \quad (3)$$

Le paramètre λ reflète l'intensité de l'interdépendance entre les résidus de la régression, u est le terme d'erreur. Omettre à tort une autocorrélation spatiale des erreurs produit des estimateurs non biaisés mais inefficients et l'inférence statistique basée sur les MCO est biaisée.

Modèle spatial autorégressif avec autocorrélation spatiale des erreurs (SAC, *Spatial Autoregressive Confused*)

²⁰ La robustesse de ce résultat est testée en ayant recours à une matrice de contiguïté d'ordre 2 et des matrices de poids basées sur le nombre le plus proche voisins avec k=5,10, 15, 20 voisins.

C'est un modèle général qui combine un modèle SAR avec un modèle SEM. Le modèle comprend ainsi une variable endogène décalée et une autocorrélation spatiale des erreurs (Kelejian et Prucha, 1998; Anselin, 1988; LeSage and Pace, 2010). Il est aussi connu sous le nom de modèle SARAR (*Spatial AutoRegressive with additional AutoRegressive error structure*).

L'écriture du modèle structurel prend la forme suivante:

$$\begin{cases} Y = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon = \lambda W_\varepsilon + u \end{cases} \quad (4)$$

Ainsi, si $\lambda = 0$ dans le modèle (4) on retrouve un modèle SAR. Par contre, si la valeur de $\rho = 0$, alors dans ce cas, on est en présence d'un modèle SEM. Enfin, si c'est les valeurs de ρ et λ sont nulles, là on retrouve notre modèle (1) de régression linéaire avec des variables exogènes.

Pour aller plus loin:

Anselin, L. et Moreno, R. (2003). Properties of test for spatial error components, *Regional Science and Urban Economics*, 33(5): 595-618.

Le Gallo, J. (2000). Économétrie spatiale, 1. Autocorrélation spatiale, *document de travail*, 2000-05, LATEC, Université de Bourgogne.

Le modèle a-spatial (régression linéaire) souffre d'une mauvaise spécification due à l'omission de l'autocorrélation des erreurs et d'une variable endogène décalée. En fait, les ZE ne sont pas indépendantes les unes des autres, ne devons donc utiliser des modèles spatiaux pour prendre en considération cette autocorrélation spatiale. Les modèles estimés retiennent comme variables expliquées : la variation de l'emploi salarié total, la variation des effectifs de la base compétitive et enfin la variation de l'emploi industriel. La liste et définition des variables explicatives introduites dans le modèle sont reportées dans le tableau 2 ci-dessus.

Références

- Abdel-Rahman H. et Fujita M. (1990). Product Variety, Marshallian Externalities, and City Sizes, *Journal of Regional Science* , 30, 165-183
- Abreu, M., De Groot, H., & Florax, R. (2004). Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods. *Tinbergen Institute Discussion Papers, 04-129/3*, 1–34.
<https://doi.org/http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.631007>
- Acs, Z. J., & Armington, C. (2004). The impact of geographic differences in human capital on service firm formation rates. *Journal of Urban Economics*, 56(2), 244–278.
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.03.008>
- Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., & Yoon, M. J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77–104.
[https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02111-6](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6)
- Audretsch, D. B., & Dohse, D. (2007). Location: A Neglected Determinant of Firm Growth. *Review of World Economics*, 143(1), 79–107.
- Audretsch, D. B., & Feldman, M. P. (2004). Knowledge spillovers and the geography of innovation. In J. F. T. J. V. Henderson (Ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics* (Vol. 4, pp. 2713–2739). Elsevier.
- Beaujolin-Bellet, R., Bruggeman, F., & Paucard, D. (2006). Décisions de restructuration et jeux d'acteurs : la construction de l'acceptabilité sociale des licenciements accompagnés de plans sociaux. *Management & Avenir*, 9(3), 65–81.
- Behrens, K., & Thisse, J.-F. (2007). Regional economics: A new economic geography perspective. *Regional Science and Urban Economics*, 37(4), 457–465.
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2006.10.001>
- Brunetto, M., & Levratto, N. (2017). *Analysis of the job creation process in metropolitan areas: a spatial perspective* (Working Papers No. 2017–36). Nanterre. Retrieved from <https://econpapers.repec.org/paper/drmwpaper/2017-36.htm>
- Camagni, R., & Capello, R. (2013). Regional Competitiveness and Territorial Capital: A Conceptual Approach and Empirical Evidence from the European Union. *Regional Studies*, 47(9), 1383–1402. <https://doi.org/10.1080/00343404.2012.681640>
- Carré, D., & Levratto, N. (2011a). L'ile-de-France et ses départements: Proximité et

- économie de localisation. *Geographie Economie Societe*, 13(3), 273–299.
<https://doi.org/10.3166/ges.13.273-299>
- Carré, D., & Levratto, N. (2011b). *Les Performances des Territoires. Les Politiques Locales, Remèdes au Déclin Industriel*. Paris: Le {M}anuscrit.
- Colletis, G., & Pecqueur, B. (1995). Economie Industrielle et Economie Spatiale. In A. Rallet A. et Torre (Ed.) (pp. 445–463). Paris: Economica.
- Combes, P.-P., Duranton, G., Gobillon, L., & Roux, S. (2010). *Estimating agglomeration economies with history, geology, and worker effects*. [Book] - *Agglomeration Economics* (Vol. I). Retrieved from <http://individual.utoronto.ca/gilles/Papers/AggloFrance.pdf>
- Combes, P. P., Duranton, G., & Gobillon, L. (2008). Spatial wage disparities: Sorting matters! *Journal of Urban Economics*, 63(2), 723–742. <https://doi.org/10.1016/j.jue.2007.04.004>
- Combes, P. P., Magnac, T., & Robin, J. M. (2004). The dynamics of local employment in France. *Journal of Urban Economics*, 56(2), 217–243.
<https://doi.org/10.1016/j.jue.2004.03.009>
- Crescenzi, R., Luca, D., & Milio, S. (2016). The geography of the economic crisis in Europe: National macroeconomic conditions, regional structural factors and short-term economic performance. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 9(1), 13–32. <https://doi.org/10.1093/cjres/rsv031>
- Demmou, L. (2011). Le recul de l'emploi industriel en France entre 1980 et 2007 - Ampleur et principaux déterminants : un état des lieux. *Economie et Statistique*, (438–440), 273–296.
- Doeringer, P. B., Terkla, D. G., & Topakian, G. C. (1987). *Invisible Factors in Local Economic Development*. Oxford University Press.
- Fingleton, B., Garretsen, H., & Martin, R. (2012). Recessionary shocks and regional employment: Evidence on the resilience of UK regions. *Journal of Regional Science*, 52(1), 109–133.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483–499.
- Kubrak, C. (2013). Concentration et spécialisation des activités économiques : des outils pour analyser les tissus productifs locaux, 44.
- Lagravinese, R. (2015). Economic crisis and rising gaps North-South: Evidence from the Italian regions. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 8(2), 31–342.

<https://doi.org/10.1093/cjres/rsv006>

- Le Gallo, J. (2004). Hétérogénéité spatiale - Principes et méthodes. *Économie et Prévision*, 1(162), 151–172. Retrieved from <http://www.cairn.info/revue-economie-et-prevision-2004-1-page-151.htm>
- Le Gallo, J., & Dall’Erba, S. (2005). Croissance, convergence et interactions régionales : les outils récents de l’analyse spatiale quantitative. *Région et Développement*, 21, 5–12. Retrieved from http://region-developpement.univ-tln.fr/fr/pdf/R21/R21_intro.pdf
- Levratto, N., Carré, D., Brunetto, M., & Tessier, L. (2017). *Analyse du lien entre les métropoles et les territoires avoisinants*. Paris. Retrieved from https://www.strategie.gouv.fr/sites/strategie.gouv.fr/files/atoms/files/2017-01-23-rapport_complet-metropoles-final.pdf
- Levratto, N., & Garsaa, A. (2016). Does the employment growth rate depend on the local context? an analysis of French industrial establishments over the 2004-2010 period. *Revue d’Economie Industrielle*, 153(1).
- Martin, R., & Sunley, P. (2006). Path dependence and regional economic evolution. *Journal of Economic Geography*, 6(4), 395–437. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbl012>
- Martin, R., & Sunley, P. (2015). On the notion of regional economic resilience: Conceptualization and explanation. *Journal of Economic Geography*, 15(1), 1–42. <https://doi.org/10.1093/jeg/lbu015>
- Martin, R., Sunley, P., Gardiner, B., & Tyler, P. (2016). How Regions React to Recessions: Resilience and the Role of Economic Structure. *Regional Studies*, 50(4), 561–585. <https://doi.org/10.1080/00343404.2015.1136410>
- Paci, R., & Usai, S. (2008). Agglomeration economies, spatial dependence and local industry growth. *Revue d’Economie Industrielle*, 123, 87–108. <https://doi.org/10.4000/rei.3917>
- Perucca, G. (2014). The Role of Territorial Capital in Local Economic Growth: Evidence from Italy. *European Planning Studies*, 22(3), 537–562. <https://doi.org/10.1080/09654313.2013.771626>
- Rizzi, P., Graziano, P., & Dallara, A. (2018). A capacity approach to territorial resilience: the case of European regions. *Annals of Regional Science*, 60(2), 285–328. <https://doi.org/10.1007/s00168-017-0854-1>
- Zimmermann, J.-B. (2002). Grappes d’entreprises et petits mondes. Une affaire de proximités. *Revue Economique*, 53(3), 517–524.

Table des matières

1	Les performances contrastées des zones d'emploi	3
2	Les déterminants de la croissance de l'emploi des zones d'emploi	7
2.1	Les facteurs de croissance.....	7
2.2	Estimations des modèles de croissance de différents types d'emploi	12
2.2.1	Déterminants de la variation de l'emploi salarié total	12
2.2.2	Déterminants de la variation de l'emploi salarié de la base compétitive	16
2.2.3	Déterminants de la variation de l'emploi salarié dans l'industrie	19
3	Focus sur différents types de zones d'emploi	22
3.1	Définition des types de ZE.....	22
3.2	Résultats des estimations.....	26
4	Analyse de la résilience des zones d'emploi	33
4.1	Mesurer la résilience.....	33
4.2	Identification des déterminants de la résilience	37
4.3	Estimation des modèles de résilience	39
	Annexes.....	45
	Annexe 1 : Méthodes d'analyse de la variation localisée de l'emploi	45
	Références	49
	Table des matières	53