



# ANALYSE DU LIEN ENTRE LES METROPOLES ET LES TERRITOIRES AVOISINANTS

RAPPORT DE RECHERCHE POUR  
FRANCE STRATEGIE  
LE COMMISSARIAT GENERAL A L'EGALITE DES TERRITOIRES  
L'INSTITUT CDC POUR LA RECHERCHE, CAISSE DES DEPOTS

Marc Brunetto  
Denis Carré  
Nadine Levratto (Responsable scientifique)  
Luc Tessier

[nadine.levratto@parisnanterre.fr](mailto:nadine.levratto@parisnanterre.fr)

**EconomiX**

CNRS UMR 7235 – Université de Paris Ouest Nanterre La Défense

## SOMMAIRE

Préambule .....	3
<b>1 Introduction</b> .....	<b>5</b>
<b>2 Sources, données et niveaux d'analyse</b> .....	<b>9</b>
2.1 Les métropoles administratives .....	9
2.2 Les aires urbaines et leur couronne .....	9
2.3 Les zones d'emploi.....	11
<b>3 Organisation spatiale des communes des métropoles</b> .....	<b>12</b>
3.1 Des emplois polarisés et des phénomènes de renforcement liés à la proximité .....	12
3.1.1 <i>A l'intérieur des métropoles, qui se ressemble, s'assemble</i> .....	12
3.1.2 <i>Des regroupements d'unités spatiales clairement différenciés</i> .....	14
3.1.3 <i>Typologie des régimes spatiaux intra-métropolitains</i> .....	17
3.2 Exploration spatiale du taux de création d'entreprises.....	21
<b>4 Les déterminants de la croissance des composantes des métropoles</b> .....	<b>23</b>
4.1 Méthode.....	23
4.2 Les modèles de variation de l'emploi .....	25
4.3 Effets de débordement et conditions locales de la création d'entreprises .....	28
4.4 Synthèse des résultats.....	31
<b>5 Relation entre les zones d'emploi métropolitaines et les zones d'emploi de leur région d'appartenance</b> .....	<b>33</b>
5.1 Relation entre les métropoles et leur région d'appartenance : éléments de cadrage.....	33
5.2 Les métropoles n'entraînent PAS systématiquement dans leur sillage le reste de la région .....	34
5.3 Analyse approfondie de cinq métropoles .....	39
5.3.1 <i>Des régularités spatiales des caractéristiques structurelles ?</i> .....	40
5.3.2 <i>La distribution comparée de l'effet local 2009 – 2014</i> .....	41
5.3.3 <i>Éléments d'appréciation de l'effet métropolitain</i> .....	42
<b>Annexes</b> .....	<b>45</b>
Annexe 1 : Cartographie des métropoles, de leur aire urbaine et de la couronne peri urbaine .	45
Annexe 2 : Analyse exploratoire et économétrie spatiale.....	47
<i>Autocorrélation spatiale globale</i> .....	47
<i>Autocorrélation spatiale locale</i> .....	49
Annexe 3 : Résultats de l'estimation du taux de création d'entreprises .....	51
<b>Références</b> .....	<b>65</b>

## PREAMBULE

L'ensemble de la recherche est constitué de trois tomes. Le premier définit les effets métropolitains et expose la méthode de traitement des données ainsi que l'analyse exploratoire des données spatiales, le deuxième procède à l'analyse du shift-share au niveau des zones d'emploi et estime les déterminants de la variation de l'emploi à l'aide de modèles d'économétrie spatiale. Le troisième propose une analyse approfondie de cinq métropoles (Lille, Lyon, Rennes, Strasbourg, Toulouse) et présente les résultats de l'estimation des modèles spatiaux de création d'entreprises.

Les analyses et commentaires développés dans ce rapport n'engagent que leurs auteurs et ne constituent pas nécessairement la position des financeurs de cette étude à savoir France Stratégie, le Commissariat Général à l'Égalité des Territoires et l'Institut CDC pour la recherche.



## 1 INTRODUCTION -

Les métropoles ont le vent en poupe. Nombre de rapports et de publications rendent compte de la contribution de ces territoires à la croissance et à la dynamique de l'emploi. Pourtant, si le constat sur leur croissance globale est à peu près partagé, les doutes quant à leur performance individuelle d'abord et à leur capacité à tracter le reste du territoire national ensuite sont de plus en plus nombreux et donnent lieu à des débats animés.

Une analyse globale récente de la question par Poupard (2015) montre qu'en France métropolitaine, entre les recensements de 1975 et 2011, l'emploi a augmenté de 4,9 millions d'unités, soit +23,5 % en 36 ans. La croissance dans les métropoles est supérieure (+30,8 %) à celle observée sur le reste du territoire (+18 %). Pourtant, au cours de cette période, la concentration de l'emploi dans les métropoles a peu progressé : 41,3 % en 1975 et 43,7 % en 2011, soit +2,4 points. Cette stabilité qui contraste avec les écarts de croissance trouve une partie de son origine dans les différences à l'intérieur même du groupe des métropoles. Dans les 13 métropoles de province ciblées par cette étude, la croissance est forte (+42 %) et dépasse la croissance globale de l'emploi (+24 %) tandis que la concentration de l'emploi y est plus marquée: leur poids est passé de 24,3 % de l'emploi total en 1975 à 27,1 % en 2011, soit +2,8 points en 36 ans (Poupard, 2015).

Un point de vue désagrégé permet de nuancer ce propos. De fait, la croissance des métropoles est surtout tirée par cinq d'entre elles (+2,3 points) : Toulouse, Montpellier, Bordeaux, Nantes et Rennes. Pour les huit autres métropoles hors Paris, la dynamique de long terme est moins favorable :

- Lyon, Grenoble, Aix-Marseille et Strasbourg réalisent une croissance relative limitée ;
- Brest et Nice présentent une croissance relative proche de zéro ;
- Lille-Roubaix-Tourcoing et Rouen voient leur poids relatif diminuer.

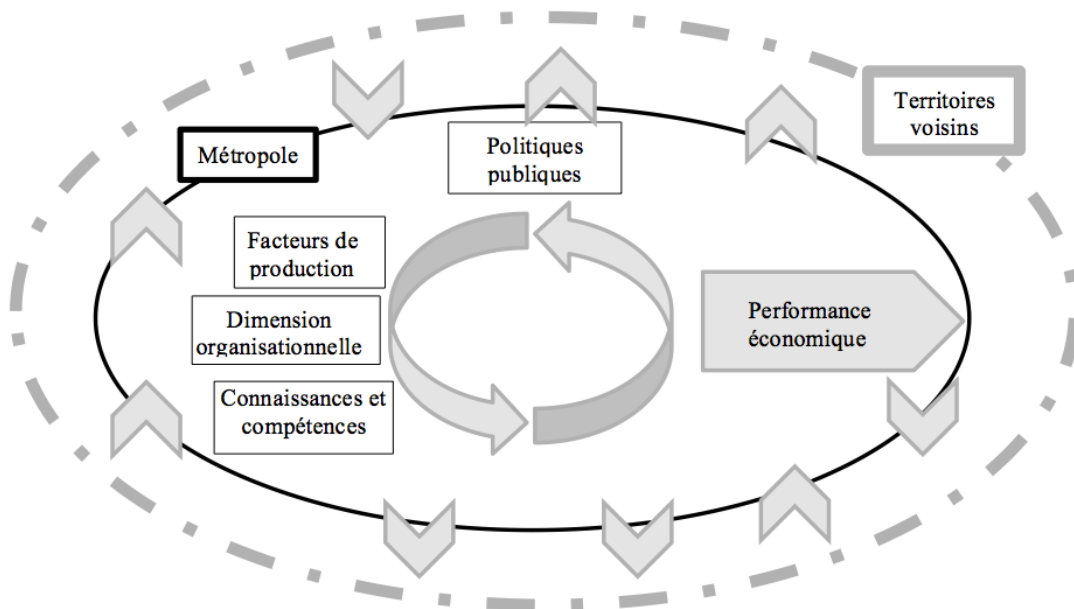
Ces écarts relatifs ont été confirmés par John Baude (2016) qui montre que l'avantage lié à la taille des métropoles n'est démontré qu'au cours de la première moitié des années 2000 mais que sur la seconde moitié de la décennie, « Les plus grands territoires économiques, dont les métropoles, sont alors les moins enclins, de par leur taille, à créer de l'emploi. » (Baude, 2016, p. 9).

La présente recherche complète les résultats précédents par l'attention particulière qu'elle accorde à la base compétitive (définie dans l'encadré 1). Elle regroupe les activités les plus fortement créatrices de valeur (industrie manufacturière, services aux entreprises, commerce de gros et transport de marchandises) par opposition à celles qui sont, au contraire, plutôt réceptrices de valeur ou qui répondent essentiellement à la présence de résidents ou d'activités et sont, à ce titre, quasi uniformément répartis sur l'ensemble du territoire national (commerce de détail, construction ou services aux particuliers). L'examen des données relatives à l'emploi de la base compétitive confirme les tendances générales précédemment présentées. En 2011, parmi les 13 métropoles régionales étudiées, six seulement ont une proportion des emplois compétitifs, dans le total des emplois, supérieure à la moyenne de la France métropolitaine : Lyon, Nantes, Toulouse, Rennes et Grenoble. Globalement, le poids relatif de l'emploi productif se situe à 35,1 % de l'emploi total dans les métropoles contre 34,1 % hors des métropoles. Les créations d'emplois y sont à plus de 90% assurées par les activités présentes. En proportion, les

métropoles, comme le reste du territoire, ont donc un emploi de moins en moins « productif » : 35,1 % en 2011 contre 43,4 % en 1975 (-8,4 points).

Ces constats contrastés appellent des analyses complémentaires. Tel est l'objectif de cette recherche qui questionne la contribution des métropoles à la croissance nationale et leur influence sur leurs territoires avoisinants<sup>1</sup>. L'analyse des relations entre les métropoles et les territoires avoisinants s'inscrit dans la lignée des travaux sur la formation et le fonctionnement d'écosystèmes entrepreneuriaux. Ces derniers sont ici appréciés à l'aide des outils de l'analyse économique spatiale qui permettent de repérer de probables effets de débordement d'un territoire sur un autre<sup>2</sup> et d'identifier dans quelle mesure l'existence d'agrégats territoriaux composés est le simple fait du hasard ou traduit au contraire une forme d'autocorrélation spatiale révélatrice du regroupement de territoires interdépendants du point de vue des deux indicateurs étudiés. L'analyse est complétée par la mise en œuvre de la méthode *shift-share* ou structurelle-résiduelle qui permet de déterminer si les relations passent par le portefeuille d'activités (effet structurel) ou par les caractéristiques locales (effet résiduel). La focale est principalement placée sur l'emploi et la création d'entreprises qui sont à la fois des domaines prioritaires de l'action publique et des indicateurs de santé économique des territoires. Elle débouche sur une mise en évidence des caractéristiques des territoires qui créent des emplois ou des entreprises. Aux caractéristiques propres de chaque territoire sont ajoutées celles des territoires situés soit au voisinage immédiat, soit à proximité de manière à rendre compte de la sensibilité des performances d'un territoire à celles de ses voisins. La figure 1 résume le cadre général de l'analyse. Elle rappelle les déterminants de la performance d'un territoire et fait apparaître les relations entre les différentes composantes des territoires étudiés.

Figure 1 – Schéma général de l'analyse de l'évolution de l'emploi dans les métropoles



<sup>1</sup> L'ensemble de la recherche est constitué de trois tomes. Le premier définit les effets métropolitains et expose la méthode de traitement des données ainsi que l'analyse exploratoire des données spatiales, le deuxième procède à l'analyse du *shift-share* au niveau des zones d'emploi et estime les déterminants de la variation de l'emploi à l'aide de modèles d'économétrie spatiale. Le troisième propose une analyse approfondie de cinq métropoles (Lille, Lyon, Rennes, Strasbourg, Toulouse) et présente les résultats de l'estimation des modèles spatiaux de création d'entreprises.

<sup>2</sup> Conformément à la littérature de langue française, nous utilisons ici l'expression « effet de débordement » pour décrire l'influence de la proximité spatiale d'un territoire sur un autre et les situations dans lesquelles l'environnement économique d'un territoire influence le potentiel de développement de ce territoire.

L'éventuelle capacité d'entraînement des métropoles de province<sup>3</sup> est étudiée à deux niveaux :

- Au sein des aires métropolitaines:
  - Est-il possible d'identifier une corrélation entre les mesures géographiquement voisines des phénomènes mesurés qui correspondrait à une forme de cohérence des territoires étudiés ? ;
  - Les autocorrélations observées au niveau des aires urbaines recourent-elles le périmètre institutionnel des métropoles ?
- A l'échelle régionale :
  - Existe-t-il une relation entre les métropoles considérées à partir de leur zone d'emploi et les territoires avoisinants de leur région d'appartenance (i.e. les ZE dites contigües et les ZE dites périphériques) ?
  - Cette relation est-elle stable ou des différences selon les métropoles peuvent-elles être identifiées ?

Nos résultats font apparaître des situations différenciées aux deux stades de l'analyse. Cette hétérogénéité nous conduit à chercher des pistes d'identification des déterminants de la capacité d'une métropole à diffuser sur les territoires avoisinants à travers des monographies de cinq métropoles représentatives de la diversité des situations mises en évidence. L'enjeu est alors d'envisager les déterminants de l'effet d'entraînement observé afin de documenter les politiques et dispositifs publics qui doivent permettre de le renforcer.. La question de la cohérence entre les périmètres des métropoles institutionnelles et le fonctionnement de ces territoires à partir des dynamiques économiques à l'oeuvre se pose (la gouvernance à cette échelle permettant d'intégrer certaines externalités d'agglomération et donc d'optimiser les éventuels effets d'agglomération).

#### Encadré 1 - Champ de la recherche

##### • Géographique

Selon l'article L5217-1 du code général des collectivités territoriales, une métropole est un établissement public de coopération intercommunale (EPCI) qui regroupe plusieurs communes "d'un seul tenant et sans enclave" qui s'associent au sein d'"un espace de solidarité pour élaborer et conduire ensemble un projet d'aménagement et de développement économique, écologique, éducatif, culturel et social de leur territoire afin d'en améliorer la compétitivité et la cohésion". Treize métropoles régionales sont retenues : Aix-Marseille-Provence, Bordeaux, Brest, Grenoble, Lille, Lyon, Montpellier, Nantes, Nice, Rennes, Rouen, Strasbourg et Toulouse.

Le premier niveau de l'analyse est constitué des communes qui composent les métropoles au 1<sup>er</sup> janvier 2016. Elles sont définies comme les métropoles institutionnelles.

Le deuxième niveau est constitué des aires urbaines considérées par l'INSEE<sup>4</sup> comme le meilleur proxy économique des métropoles institutionnelles. Une aire urbaine est un ensemble de communes, d'un seul tenant et sans enclave, constitué par une unité urbaine de plus de 10 000 emplois, et par des communes rurales ou unités urbaines (couronne périurbaine) dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle ou dans des communes attirées par celui-ci.

Le troisième niveau repose sur la zone d'emploi, définie comme un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts.

<sup>3</sup> Uniquement les métropoles qui ont acquis ce statut avant juillet 2016.

<sup>4</sup> Intervention de Michel David, département de l'action régionale à la Direction générale de l'INSEE, au forum "Dynamiques et inégalités territoriales" organisé par France Stratégie le 27 septembre 2016 à l'Auditorium du Muséum de Toulouse.

Le découpage régional retenu est celui des 22 régions qui existaient avant l'entrée en vigueur de la nouvelle carte des régions le 1<sup>er</sup> janvier 2016.

• **Sectoriel**

L'analyse spatiale est conduite sur l'emploi et les entreprises de la base dite compétitive, composée des secteurs 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)

Des focus sur la seule industrie manufacturière sont également proposés.

L'analyse shift-share est effectuée sur l'ensemble de l'économie à partir d'un découpage en 38 secteurs (Nomenclature Agrégée NA38). Un focus sur la base compétitive est également proposé

• **Indicateurs expliqués**

Deux indicateurs ont été privilégiés

- La variation de l'emploi salarié mesurée par la différence de la valeur logarithmique du nombre de salariés des secteurs couverts aux différentes mailles territoriales retenues d'une année sur l'autre.
- Le taux de création d'entreprises mesuré par le rapport entre le nombre d'entreprises créées au cours d'une année N dans les secteurs étudiés et le parc d'entreprises au 31 décembre de cette même année.

Les résultats obtenus sont convergents : il existe des différences marquées entre les métropoles qui ne tiennent pas uniquement à leur taille économique et démographique mais à la nature des moteurs de leur développement et aux formes d'effets métropolitains en jeu. Cette hétérogénéité des formes en présence, en soi peu surprenante, n'est pas sans influence sur les relations que les métropoles entretiennent avec les territoires des régions auxquelles elles appartiennent et sur les effets d'entraînement économiques qu'elles sont en mesure d'exercer. Les résultats obtenus conduisent à formuler des préconisations visant à améliorer la compétitivité des territoires et à favoriser le développement d'activités économiques créatrices d'emploi et de richesse.

Ce rapport de synthèse présente les sources et les données utilisées (section 2), décrit l'organisation spatiale des communes qui composent les métropoles (section 3), identifie et évalue les déterminants de la variation de l'emploi et de la création d'entreprises à différentes échelles territoriales (section 4) et, à partir d'une analyse des zones d'emplois, s'intéresse au lien entre les territoires métropolitains et le reste de la région. Ces analyses fondent des propositions en vue de renforcer la base compétitive française grâce à des politiques métropolitaines appropriées (section 6).



## 2 SOURCES, DONNEES ET NIVEAUX D'ANALYSE

Le choix de l'échelle de l'analyse est crucial et mérite d'être explicité. Suivant Lee et Gordon (2007), nous mesurons chaque dimension spatiale sur la base des parts relatives de l'emploi par type de localisation. Nous avons retenu la vision concentrique proposée par ces auteurs qui distinguent le cœur de la métropole, les villes secondaires du pourtour et les territoires peu denses.

### 2.1 LES METROPOLES ADMINISTRATIVES

Nous avons retenu la définition de la métropole, telle que modifiée par la loi du 27 janvier 2014, selon laquelle: « La métropole est un établissement public de coopération intercommunale à fiscalité propre regroupant plusieurs communes d'un seul tenant et sans enclave au sein d'un espace de solidarité pour élaborer et conduire ensemble un projet d'aménagement et de développement économique, écologique, éducatif, culturel et social de leur territoire afin d'en améliorer la cohésion et la compétitivité et de concourir à un développement durable et solidaire du territoire régional. Elle valorise les fonctions économiques métropolitaines, ses réseaux de transport et ses ressources universitaires, de recherche et d'innovation, dans un esprit de coopération régionale et interrégionale et avec le souci d'un développement territorial équilibré. » (Article L. 5217-1 I du Code général des collectivités territoriales).

La cartographie des métropoles (annexe 1) rend compte de la diversité des formes liées à la configuration géographique (zone côtière, zone de montagne, etc...) et aux spécificités institutionnelles. Trois groupes de métropoles définis par leur forme géographique et leur articulation avec leur aire urbaine et leur couronne peuvent être mis en lumière, à savoir :

- Groupe 1 : Le cas « normal » (Bordeaux, Toulouse, Lyon et Grenoble), une zone plate et très étendue, la couronne englobe l'aire urbaine qui englobe à son tour la métropole
- Groupe 2 : Le cas des métropoles de l'Est, Ouest et Nord (Strasbourg, Lille, Brest, Rennes, Nantes et Rouen) et Montpellier où la métropole couvre quasiment ou entièrement l'aire urbaine
- Groupe 3 : Le cas des métropoles de Marseille et Nice qui ont plutôt des formes exotiques, avec pour Nice une métropole allongée et pour Marseille une très grande métropole avec un petite couronne.

### 2.2 LES AIRES URBAINES ET LEUR COURONNE

Une aire urbaine est un ensemble de communes, d'un seul tenant et sans enclave, constitué par un pôle urbain (unité urbaine) de plus de 10 000 emplois, et par des communes rurales ou unités urbaines (couronne périurbaine) dont au moins 40 % de la population résidente ayant un emploi travaille dans le pôle ou dans des communes attirées par celui-ci.

Les tableaux 1 et 2 présentent les données utilisées pour l'analyse des taux de variation de l'emploi et de création d'entreprises. Les données présentées concernent la métropole au sens institutionnel (notée métropole pour des besoins de concision) et la couronne qui va de la métropole institutionnelles aux limites de l'aire urbaine, soit l'aire urbaine totale moins la métropole institutionnelle (notée couronne pour des besoins de concision).

**Tableau 1 – L'emploi dans les métropoles administratives\* et leur grande couronne\*\* en 2004 et 2010**

		Emploi total (ET)			Emploi Base Compétitive (EBC)			Rapport EBC / ET		
		2004	2010	Variation	2004	2010	Variation	2004	2010	Variation
Bordeaux	Métropole	317 959	347 549	9%	107 617	116 941	9%	34%	34%	-1%
	Couronne	31 604	38 698	22%	16 036	18 840	17%	51%	49%	-4%
Brest	Métropole	77 593	81 080	4%	24 820	23 804	-4%	32%	29%	-8%
	Couronne	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Grenoble	Métropole	188 322	201 708	7%	74 074	75 929	3%	39%	38%	-4%
	Couronne	34 080	35 251	3%	17 701	17 894	1%	52%	51%	-2%
Lille	Métropole	465 774	488 024	5%	162 763	162 789	0%	35%	33%	-5%
	Couronne	2 421	3 543	46%	1 788	2 880	61%	74%	81%	10%
Lyon	Métropole	582 004	634 449	9%	239 123	254 517	6%	41%	40%	-2%
	Couronne	88 705	94 161	6%	46 555	47 143	1%	52%	50%	-5%
Marseille	Métropole	633 216	674 865	7%	213 618	224 972	5%	34%	33%	-1%
	Couronne	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Montpellier	Métropole	170 845	189 030	11%	48 264	53 263	10%	28%	28%	0%
	Couronne	4 127	5 235	27%	963	991	3%	23%	19%	-19%
Nantes	Métropole	267 000	298 315	12%	100 266	109 060	9%	38%	37%	-3%
	Couronne	2 098	2 464	17%	659	961	46%	31%	39%	24%
Nice	Métropole	189 537	197 241	4%	47 672	49 204	3%	25%	25%	-1%
	Couronne	147 203	158 183	7%	51 517	57 271	11%	35%	36%	3%
Rennes	Métropole	195 234	213 098	9%	72 639	76 565	5%	37%	36%	-3%
	Couronne	1 615	1 990	23%	690	770	12%	43%	39%	-9%
Rouen	Métropole	205 783	211 425	3%	71 789	67 718	-6%	35%	32%	-8%
	Couronne	5 763	7 379	28%	3 044	3 721	22%	53%	50%	-5%
Strasbourg	Métropole	225 400	230 589	2%	82 897	78 922	-5%	37%	34%	-7%
	Couronne	455	451	-1%	202	209	3%	44%	46%	4%
Toulouse	Métropole	331 543	375 571	13%	134 674	153 137	14%	41%	41%	0%
	Couronne	54 097	63 431	17%	21 496	24 542	14%	40%	39%	-3%

\* Notée métropole

\*\* Grande couronne = Aire urbaine – métropole administrative ; notée couronne

Note : En vert les cas dans lesquels la croissance de la métropole administrative est supérieure à celle de la grande couronne; en rouge les configurations opposées.

Source : INSEE-CLAP. Calculs : EconomiX

**Tableau 2 - Statistiques descriptives de la création d'entreprises dans les métropoles administratives\* et leur grande couronne\*\***

		Nombre total d'entreprises			Nombre de création d'entreprises			Taux de création d'entreprises	
		2004	2010	Variation	2004	2010	Variation	2004	2010
Bordeaux	Métropole	48 159	67 321	40%	4 813	4 672	-3%	10%	7%
	Couronne	7 145	10 758	51%	608	668	10%	9%	6%
Brest	Métropole	10 224	13 546	32%	684	710	4%	7%	5%
	Couronne	-	-	-	-	-	-	-	-
Grenoble	Métropole	27 044	36 073	33%	2 205	2 358	7%	8%	7%
	Couronne	5 844	8 451	45%	531	555	5%	9%	7%
Lille	Métropole	55 777	80 619	45%	5 155	5 318	3%	9%	7%
	Couronne	200	267	34%	7	12	71%	4%	4%
Lyon	Métropole	87 376	122 014	40%	8 231	9 064	10%	9%	7%
	Couronne	17 064	23 980	41%	1 380	1 538	11%	8%	6%
Marseille	Métropole	122 728	177 490	45%	12 047	12 296	2%	10%	7%
	Couronne	-	-	-	-	-	-	-	-
Montpellier	Métropole	30 590	46 406	52%	3 336	3 456	4%	11%	7%
	Couronne	1 326	2 065	56%	152	112	-26%	11%	5%
Nantes	Métropole	33 877	48 036	42%	3 126	2 946	-6%	9%	6%
	Couronne	666	959	44%	50	55	10%	8%	6%
Nice	Métropole	50 038	69 921	40%	5 207	4 525	-13%	10%	6%
	Couronne	42 379	61 836	46%	4 575	4 076	-11%	11%	7%
Rennes	Métropole	23 901	33 293	39%	1 856	1 958	5%	8%	6%
	Couronne	390	510	31%	33	21	-36%	8%	4%
Rouen	Métropole	24 801	32 670	32%	1 857	1 776	-4%	7%	5%
	Couronne	973	1 288	32%	67	66	-1%	7%	5%
Strasbourg	Métropole	29 481	40 165	36%	2 506	2 519	1%	9%	6%
	Couronne	94	166	77%	9	8	-11%	10%	5%
Toulouse	Métropole	46 745	66 779	43%	4 649	4 740	2%	10%	7%

Couronne	9 989	14 498	45%	973	994	2%	10%	7%
----------	-------	--------	-----	-----	-----	----	-----	----

\* Notée métropole

\*\*Grande couronne = Aire urbaine – métropole administrative, notée couronne

Source : INSEE, Réseau Quetelet ; Calculs : EconomiX

### 2.3 LES ZONES D'EMPLOI

L'INSEE définit une zone d'emploi (ci-dessous note ZE) comme un espace géographique à l'intérieur duquel la plupart des actifs résident et travaillent, et dans lequel les établissements peuvent trouver l'essentiel de la main d'œuvre nécessaire pour occuper les emplois offerts.<sup>5</sup> Le découpage actualisé se fonde sur les flux de déplacement domicile-travail des actifs observés lors du recensement de 2006. La liste des communes est celle donnée par le Code Officiel Géographique (COG).

Le découpage en zones d'emploi constitue une partition du territoire adaptée aux études locales sur le marché du travail. Le zonage définit aussi des territoires pertinents pour les diagnostics locaux et peut guider la délimitation de territoires pour la mise en œuvre des politiques territoriales initiées par les pouvoirs publics ou les acteurs locaux. Ce zonage est défini à la fois pour la France métropolitaine et les DOM. Parmi les 304 ZE figurent les 13 ZE correspondant aux métropoles (tableau 3).

**Tableau 3 – Emplois salariés privés dans les zones d'emplois correspondant aux métropoles**

Code ZE INSEE	Nom de la zone d'emploi	Nombre d'emplois salariés en 2009	Nombre d'emplois salariés en 2014	2014/2009
61	Toulouse	414035	442717	6,93%
2307	Rouen	224089	217883	-2,77%
3111	Lille	280809	289142	2,97%
4205	Strasbourg	205938	206285	0,17%
5203	Nantes	314952	335112	6,40%
5306	Brest	102660	103510	0,83%
5312	Rennes	221741	229486	3,49%
7204	Bordeaux	349519	368156	5,33%
8210	Grenoble	234625	236037	0,60%
8214	Lyon	628571	661741	5,28%
9111	Montpellier	172048	178742	3,89%
9307	Nice	167735	162033	-3,40%
9310	Marseille	371207	379471	2,23%
	TOTAL	3687929	3810315	3,32%

Source : Acooss

Note 1 : Les différences constatées du nombre d'emploi selon les sources sont dues essentiellement à la nature des emplois : salarié et non salarié, public et privé. Considérons le cas de la ZE de Toulouse. Le recensement général comptabilisait 630708 emploi total (salarié et non salarié) au lieu de travail en 2013 soit 549977 salariés (87,2%). Si l'on fait l'hypothèse que l'emploi dans la fonction publique représente 20% (20,4% en 2011 au niveau national soit entre 17 et 25% selon les régions), on aboutit à un montant estimé de 439 981 salariés du secteur privé soit un écart inférieur à 3000 unités. Notons en outre un accroissement annuel moyen de 1,2% entre 2008 et 2013.

Note 2 : Nous avons considéré au niveau de l'analyse spatiale la seule ZE de Marseille. Les commentaires monographiques tenaient compte des 2 ZE de Marseille et Aix.

<sup>5</sup> Source : INSEE, Définitions et méthodes, <http://www.insee.fr/fr/methodes/default.asp?page=definitions/zone-emploi.htm>

### 3 ORGANISATION SPATIALE DES COMMUNES DES METROPOLES

La polarisation géographique de l'emploi dans la base compétitive traduit l'existence d'une éventuelle relation entre ce qui se passe en un point de l'espace et ce qui se passe ailleurs. En présence d'un tel schéma d'organisation des données, les méthodes habituelles d'analyse sont relativement inopérantes car elles supposent une normalité des résidus. Avant de mettre en œuvre une analyse économétrique pour expliquer un phénomène, ici le taux de variation de l'emploi ou de création d'entreprises, il est nécessaire de vérifier la nature des données et, si celles-ci sont géoréférencées, de tester l'éventuelle présence de polarisation. Cette dimension est importante à considérer dans l'analyse des effets de débordement des métropoles car, comme le souligne la première loi de la géographie de Tobler (1970) «*Everything is related to everything else, but closer things more so*». Cette relation fonctionnelle prend la forme d'une autocorrélation spatiale entre les données localisées.

Dès lors, le recours à un indicateur mesurant le degré de regroupement spatial de la distribution, c'est-à-dire le niveau de l'autocorrélation spatiale globale, devient indispensable pour rendre compte de façon correcte du processus d'agglomération. À cette fin, nous utilisons les outils de l'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS). L'AEDS constitue un ensemble de techniques visant à décrire et représenter des distributions spatiales, à identifier des localisations atypiques, à détecter des schémas de localisation d'association spatiale, des *clusters* ainsi qu'à suggérer des formes d'hétérogénéité spatiale sur une zone d'étude (Haining 1990; Bailey et Gatrell 1995; Anselin 1998a, 1998b). Ces techniques s'appuient sur les mesures locale et globale de l'autocorrélation spatiale (voir l'annexe 2 pour une présentation plus détaillée de ces outils et techniques).

#### 3.1 DES EMPLOIS POLARISES ET DES PHENOMENES DE RENFORCEMENT LIES A LA PROXIMITE

L'analyse des données de l'emploi de la base compétitive dans les communes constitutives des métropoles met en évidence un phénomène de concentration de l'emploi sur une partie du territoire des métropoles et de leur aire urbaine et une autocorrélation spatiale positive telle que les communes présentant un nombre d'emplois élevé (respectivement faible) tendent à être agglomérées.

L'ensemble des indicateurs traditionnellement mobilisés pour l'exploration spatiale des données convergent vers ce résultat.

##### 3.1.1 A L'INTERIEUR DES METROPOLES, QUI SE RESSEMBLE, S'ASSEMBLE

Les résultats de l'analyse exploratoire des données présentés concernent la matrice de contiguïté d'ordre 1. Les résultats pour les matrices de contiguïté d'ordre 2, de distance, des 5 et des 10 plus proches voisins sont présentés dans les fichiers annexés à ce rapport.

Notre choix s'est porté sur l'indice de Moran (I de Moran), qui semble globalement plus performant que les autres (c de Geary, par exemple). D'abord, l'indice de Moran, comme le coefficient de Geary, se base sur la moyenne et est donc peu sensible aux valeurs aberrantes. De plus, il est moins fragile que le second car il mesure les écarts à la moyenne et non pas les écarts entre voisins. D'un point de vue statistique, les deux indices sont « raisonnablement » robustes,

mais le I de Moran semble conserver un avantage sur le c de Geary (Cliff & Ord, 1981). Ensuite, sa construction permet de l'interpréter comme un coefficient de corrélation.

La statistique de Moran est une statistique globale permettant de déterminer la présence d'une autocorrélation spatiale des données. Sa valeur est comprise entre -1 et 1<sup>6</sup>. Si la valeur est positive alors il y a une autocorrélation spatiale positive, cela veut dire que les communes présentant une valeur élevée sont entourées de communes présentant une valeur élevée et vice et versa. Si la valeur est négative, l'autocorrélation spatiale est également négative et correspond à la situation dans laquelle les communes présentant une valeur élevée sont entourées de communes présentant une valeur faible et vice et versa. Lorsque l'autocorrélation spatiale est égale à 0, il y a absence d'autocorrélation spatiale et, dans ce cas, les communes sont positionnées de manière géographiquement aléatoire.

Les différentes composantes du tableau 4 présentent les indices de Moran calculés pour les aires urbaines<sup>7</sup> des différentes métropoles pour les sept années constitutives de la recherche. Ils mettent en évidence une autocorrélation spatiale positive pour l'ensemble des métropoles avec une valeur élevée robuste au cours de la période 2004-2010. Il y a donc une absence d'indépendance entre les communes de l'aire urbaine des métropoles. Cela correspond à des situations dans lesquelles existe une forte corrélation spatiale au sein des différents territoires. Cela signifie que les communes avec un nombre d'emplois élevé sont regroupées géographiquement.

**Tableau 4 – Valeur par année de l'indice de Moran pour les aires urbaines des treize métropoles calculé sur le nombre d'emplois des communes**

Année	Bordeaux		Brest		Grenoble	
	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran
2004	253	0,521421	52	0,482248	195	0,408006
2005	253	0,556010	52	0,449654	195	0,401690
2006	253	0,533751	52	0,446610	195	0,405484
2007	253	0,530299	52	0,476003	195	0,409592
2008	253	0,539839	52	0,496924	195	0,382847
2009	253	0,544589	52	0,513076	195	0,404421
2010	253	0,562244	52	0,498041	195	0,401371

Année	Lille		Lyon		Aix-Marseille	
	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran
2004	132	0,447618	517	0,462178	122	0,485282
2005	132	0,433204	517	0,470581	122	0,463376
2006	132	0,461880	517	0,467578	122	0,462742
2007	132	0,471460	517	0,465495	122	0,463938
2008	132	0,466973	517	0,474894	122	0,461695
2009	132	0,449380	517	0,475024	122	0,455121
2010	132	0,428409	517	0,478653	122	0,443662

<sup>6</sup> Le I de Moran est le rapport de la covariance sur la variance. Par conséquent, sa forme est proche de celle du coefficient de corrélation. Il s'interprète donc comme tel. La valeur de l'indice de Moran peut être interprétée comme la part de variance explicable par le voisinage (ce que propose Christophe Z. Guilmoto, 2004, p. 94). Un indice de Moran de 0,25 attribuerait ainsi 25 % de la variance aux valeurs dans le voisinage.

<sup>7</sup> Au sens de l'INSEE, soit unité urbaine (dont métropole institutionnelle et couronne péri urbaine).

Année	Montpellier		Nantes		Nice	
	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran
2004	116	0,456848	114	0,382878	133	0,634094
2005	116	0,498806	114	0,394109	133	0,626395
2006	116	0,464120	114	0,386137	133	0,632732
2007	116	0,484490	114	0,382119	133	0,634407
2008	116	0,494436	114	0,391641	133	0,647914
2009	116	0,505621	114	0,389934	133	0,640773
2010	116	0,527359	114	0,400258	133	0,650652

Année	Rennes		Rouen		Strasbourg	
	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran	N. d'observations	I de Moran
2004	190	0,312520	284	0,395224	265	0,378283
2005	190	0,313588	284	0,406027	265	0,389994
2006	190	0,319301	284	0,403064	265	0,387354
2007	190	0,312319	284	0,391015	265	0,401653
2008	190	0,304096	284	0,386406	265	0,377276
2009	190	0,279164	284	0,381969	265	0,381427
2010	190	0,291897	284	0,372255	265	0,413370

Année	Toulouse	
	N. d'observations	I de Moran
2004	442	0,485253
2005	442	0,495178
2006	442	0,505516
2007	442	0,498626
2008	442	0,490551
2009	442	0,498665
2010	442	0,498340

Les indices globaux peuvent cependant être incapables de détecter des phénomènes très fortement structurés, mais situés dans de petites zones au sein de grands espaces. La démarche permettant de dépasser cet état de fait consiste à inspecter pour chaque point son niveau de ressemblance avec ses voisins. On peut alors mettre en valeur des zones où le niveau de ressemblance local est fort, et utiliser cette information pour envisager une étude désagrégée de la structure spatiale des phénomènes. Il s'agit en quelque sorte d'une mesure locale de l'autocorrélation spatiale, par opposition aux mesures globales.

### 3.1.2 DES REGROUPEMENTS D'UNITES SPATIALES CLAIREMENT DIFFERENCIÉS

Les statistiques de Getis-Ord sont des statistiques locales mettant en évidence des associations locales de valeur. Ils permettent de repérer le regroupement spatial des individus dont les valeurs de la variable étudiée sont extrêmes. Les statistiques de Getis-Ord sont ici utilisées pour étudier la significativité des regroupements spatiaux autour d'une commune. Afin de faire une comparaison de l'évolution de ces statistiques au cours de la période étudiée, nous représentons les résultats pour l'année 2004 et 2010 sous forme cartographique.

Une valeur positive (couleur verte) indique un regroupement spatial de valeurs élevées autour de la commune alors qu'une valeur négative (couleur rouge) indique un regroupement spatial de valeurs faibles autour de la commune. De même que précédemment, nous appliquons ici la statistique de Getis-Ord sur les niveaux d'emploi de chaque commune appartenant à l'aire urbaine de la métropole<sup>8</sup>. La statistique de Getis-Ord (voir l'annexe 1) rend compte de la

<sup>8</sup> Certaines métropoles (Aix-Marseille Provence, Lille et Nice Côte d'Azur) débordant leur aire urbaine, nous avons reconstitué un ensemble territorial à partir de l'union des communes appartenant à l'aire urbaine ou à la métropole administrative.

répartition non harmonieuse de l'emploi et du caractère disjoint des agglomérats de communes constitutives des métropoles (figures 2 à 5). La partie correspondant à la ville centre et à ses satellites directs est systématiquement caractérisée par une autocorrélation spatiale positive, dans le sens où les communes à niveau d'emplois élevé sont entourées de communes à niveau d'emploi élevé dans le cœur de la métropole, correspondant à un effet de renforcement. Ces cœurs de métropoles sont des « points chauds » correspondant à une forte intensité de valeurs élevées. En périphérie dominent des « points froids » où se concentrent des valeurs faibles. Entre les deux, des zones tampons qui soient ne sont pas spatialement structurées (effet tâches de léopard), soit ne permettent pas de repérer de phénomènes d'agglomérations jouant suffisamment fort pour être considérés comme autrement que dus au hasard par les tests réalisés.

Figure 2 – Statistique de Getis-Ord sur le nombre de salariés de la base compétitive pour les aires urbaines des métropoles du sud-est

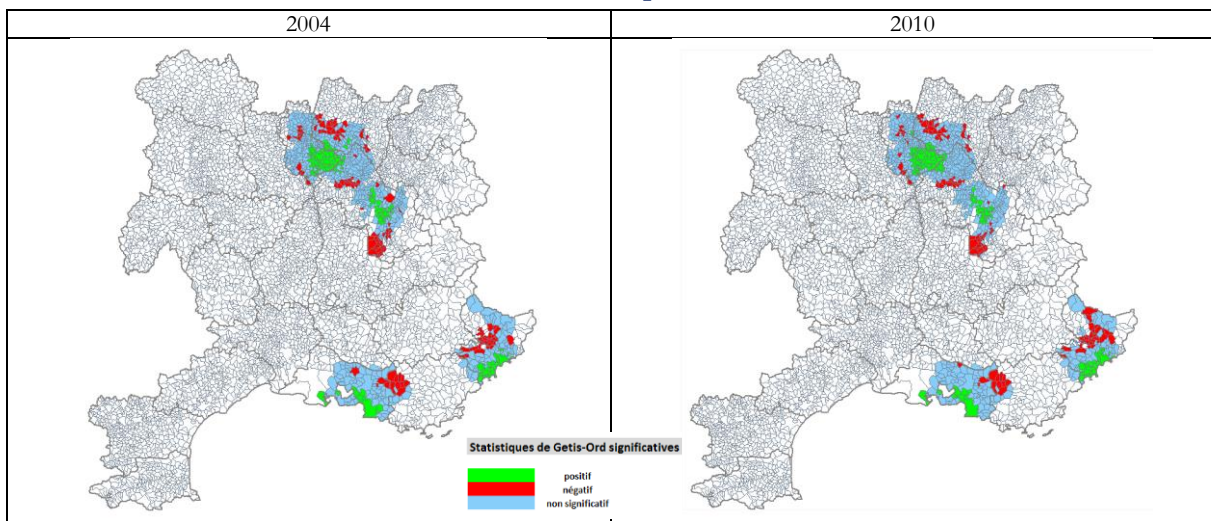


Figure 3 – Statistique de Getis-Ord sur le nombre de salariés de la base compétitive pour les métropoles du sud-ouest

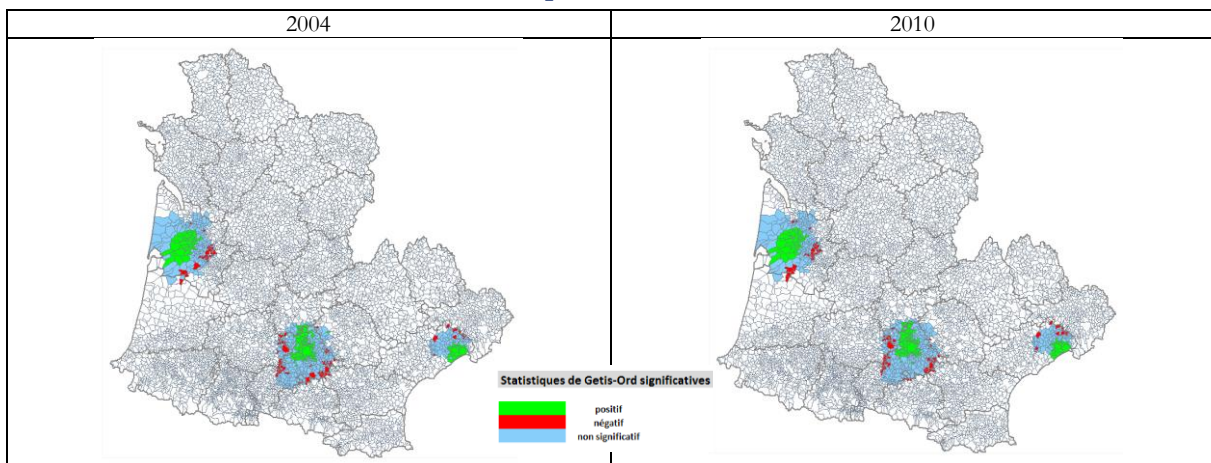


Figure 4 – Statistique de Getis-Ord sur le nombre de salariés de la base compétitive pour les métropoles de l'ouest

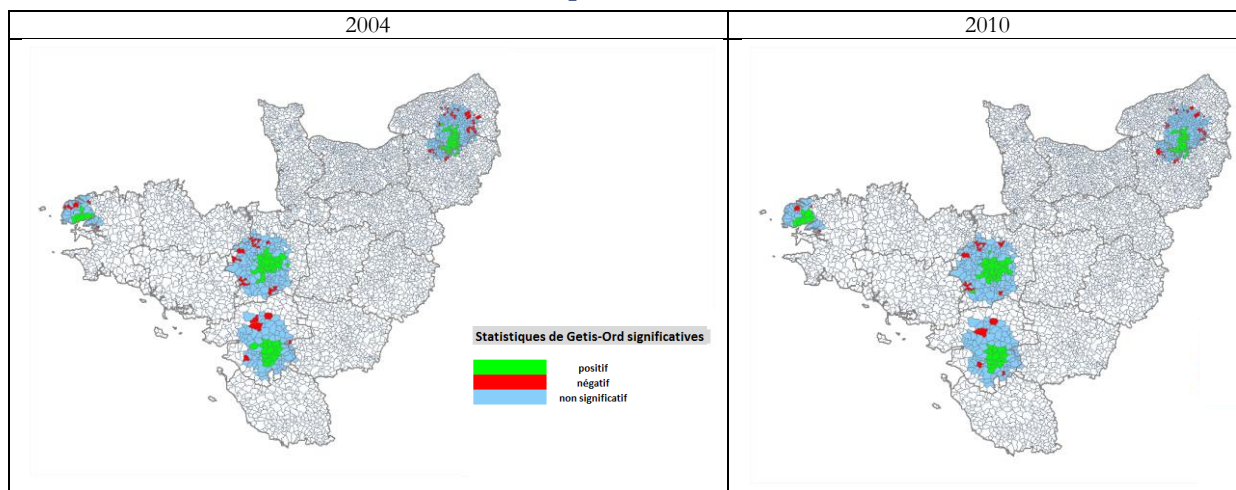
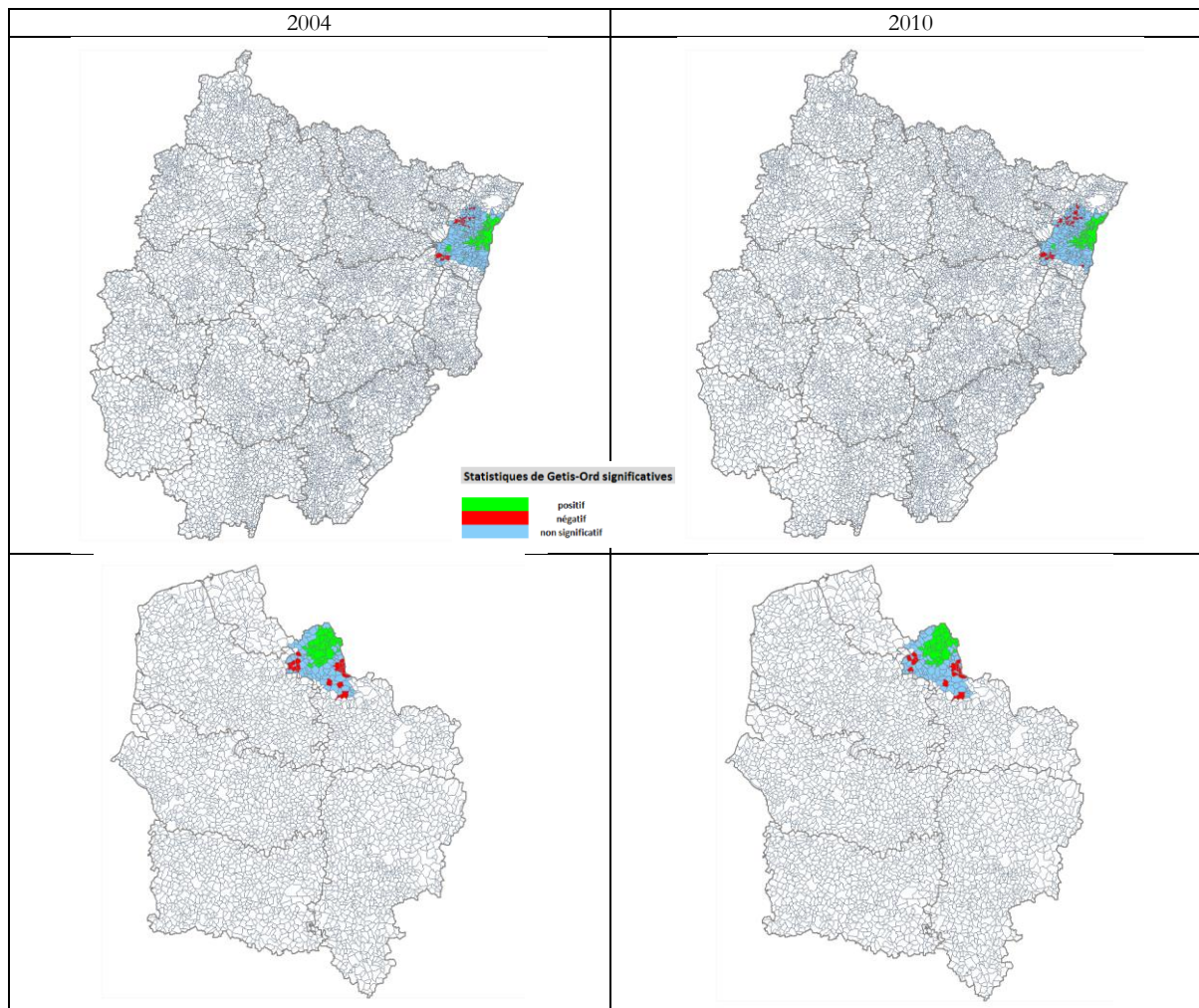


Figure 5 – Statistique de Getis-Ord sur le nombre de salariés de la base compétitive pour les métropoles de l'est et du nord



Sources : CLAP-Insee. Calculs des auteurs

La comparaison de l'année 2010 à l'année 2004 rend compte de l'évolution des regroupements spatiaux au sein des métropoles au cours de la période.



### 3.1.3 TYPOLOGIE DES REGIMES SPATIAUX INTRA-METROPOLITAINS

Les statistiques LISA proposées par Luc Anselain sont des statistiques locales qui complètent les précédentes. Il s'agit d'une désagrégation des indices globaux existants (I de Moran ou c de Geary par exemple). Il en existe deux interprétations :

- i) ce sont des indicateurs de regroupements spatiaux locaux au même titre que les statistiques de Getis-Ord ;
- ii) elles permettent de mettre en évidence les régimes spatiaux, les localisations atypiques et les observations extrêmes.

Afin de faire une comparaison de l'évolution de ces statistiques au cours de la période étudiée, les résultats sont présentés sous forme de cartographie. Le régime HH (couleur vert foncé) indique qu'une commune présentant une valeur élevée se trouve à proximité de communes présentant également une valeur élevée. Le régime BB (couleur rouge) indique qu'une commune présentant une valeur faible se trouve à proximité de communes présentant également une valeur faible. Enfin les régimes HB (couleur vert clair) et BH (couleur rose) représentent les localisations atypiques et extrêmes puisque ce sont des communes qui sont à proximité de communes présentant une valeur opposée.

#### Encadré 2 – Les indices locaux, guide de lecture

Les indices locaux mettent en évidence des associations locales de valeur. Le terme d'association locale apporte une légère nuance à celui d'autocorrélation spatiale locale. Quand l'autocorrélation spatiale mesure la plus grande similarité statistique entre les valeurs d'une variable associée à deux individus par rapport à la moyenne de l'échantillon, le terme d'association soulignerait plutôt le regroupement spatial des individus dont les valeurs de la variable étudiée sont extrêmes. Leur mode de construction aboutit à cinq classes d'individus :

- les individus où la variable étudiée présente une valeur forte dans un voisinage qui lui ressemble (autocorrélation spatiale positive et valeur de l'indice élevé), situation résumée en « plus-plus » (high-high) ;
- les individus où la variable étudiée présente une valeur faible dans un voisinage qui lui ressemble (autocorrélation spatiale positive et valeur de l'indice faible), situation résumée en « moins-moins » (low-low) ;
- les individus où la variable étudiée présente une valeur forte dans un voisinage qui ne lui ressemble pas (autocorrélation spatiale négative et valeur de l'indice élevé), situation résumée en « plus-moins » (high-low) ;
- les individus où la variable étudiée présente une valeur faible dans un voisinage qui ne lui ressemble pas (autocorrélation spatiale négative et valeur de l'indice faible). Situation résumée en « moins-plus » (low-high).
- les individus aux valeurs non significatives (concrètement il s'agit des individus dont les valeurs et les valeurs de leurs voisins sont proches de la moyenne de l'échantillon total ou aléatoirement plus forts et plus faibles).

Les regroupements d'individus « high-high » sont nommés « hot-spots ». Par opposition, on désigne par le terme de « cold-spots » les regroupements d'individus « low-low ». Les individus « high-low » et « low-high » sont appelés « spatial outliers » (valeurs spatialement atypiques).

Pour aller plus loin : Oliveau Sébastien, « Autocorrélation spatiale : leçons du changement d'échelle », L'Espace géographique, 1/2010 (Vol. 39), pp. 51-64.

Les résultats des statistiques LISA (figures 6 à 9) confirment la robustesse des résultats présentés en amont. En effet, ces statistiques confirment les statistiques de Getis-Ord et apportent des compléments d'information.

Au regard de ces statistiques descriptives, nous distinguons trois profils de territoires à partir de la comparaison de l'évolution des LISA entre 2004 et 2010 :

- Groupe 1 : les métropoles dont la zone présentant une auto-corrélation spatiale positive est plus large que la métropole administrative et a tendance à s'étendre. Les communes présentant le régime spatial BB sont situées en périphérie du territoire et regroupent des communes de la couronne périurbaine. Il s'agit de Bordeaux, Lyon, Toulouse et, dans une moindre mesure, Strasbourg.
- Groupe 2 : les métropoles dont la zone présentant une auto-corrélation spatiale positive est inférieure au périmètre de la métropole administrative et reste stable ou a tendance à diminuer.. Les communes présentant le régime spatial BB sont situées en périphérie du territoire et regroupent certaines communes de la couronne périurbaine. Il s'agit de Brest, Grenoble, Lille, Rennes, Rouen, Strasbourg.
- Groupe 3 : les métropoles fracturées au sens où le positionnement géographique des communes présentant le régime spatial HH est sensiblement différent de la métropole administrative; les communes présentant le régime spatial BB correspondent à des territoires ruraux déconnectés des principaux axes d'échanges économiques et de transport. Marseille et Nice sont typiques de cette situation qui correspond également, mais dans une bien moins large mesure, au cas de Montpellier et Nantes.

**Figure 6 – Statistique LISA sur le nombre de salariés de la base compétitive au sein des aires urbaines des métropoles du sud-est (maille = commune)**

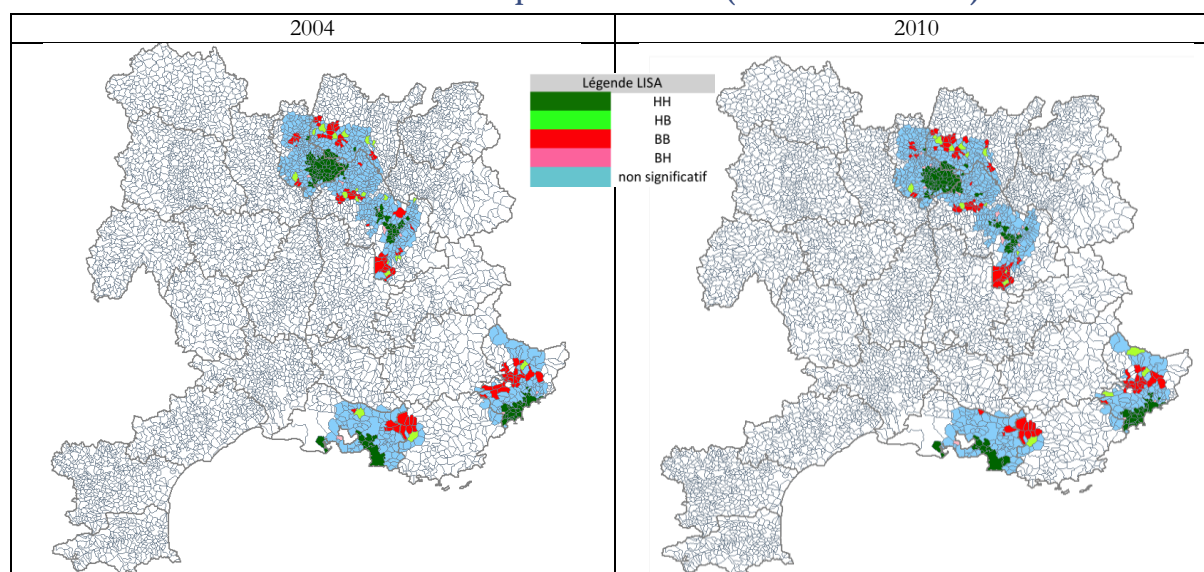


Figure 7 – Statistique LISA sur le nombre de salariés de la base compétitive au sein des aires urbaines des métropoles du sud-ouest (maille = commune)

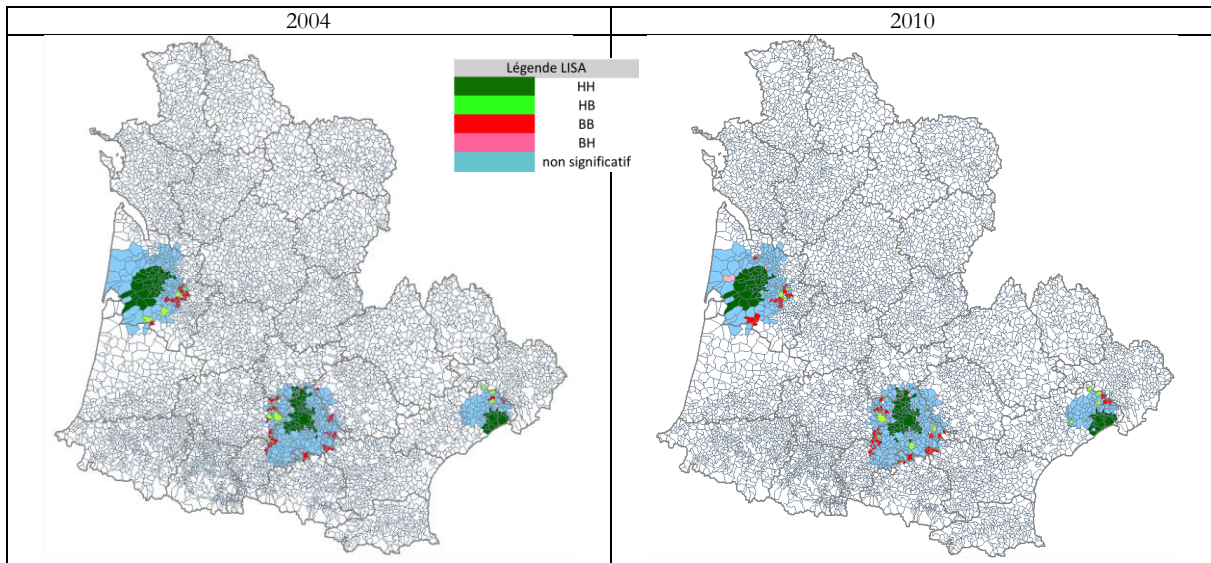


Figure 8 – Statistique LISA sur le nombre de salariés de la base compétitive au sein des aires urbaines des métropoles de l'ouest (maille = commune)

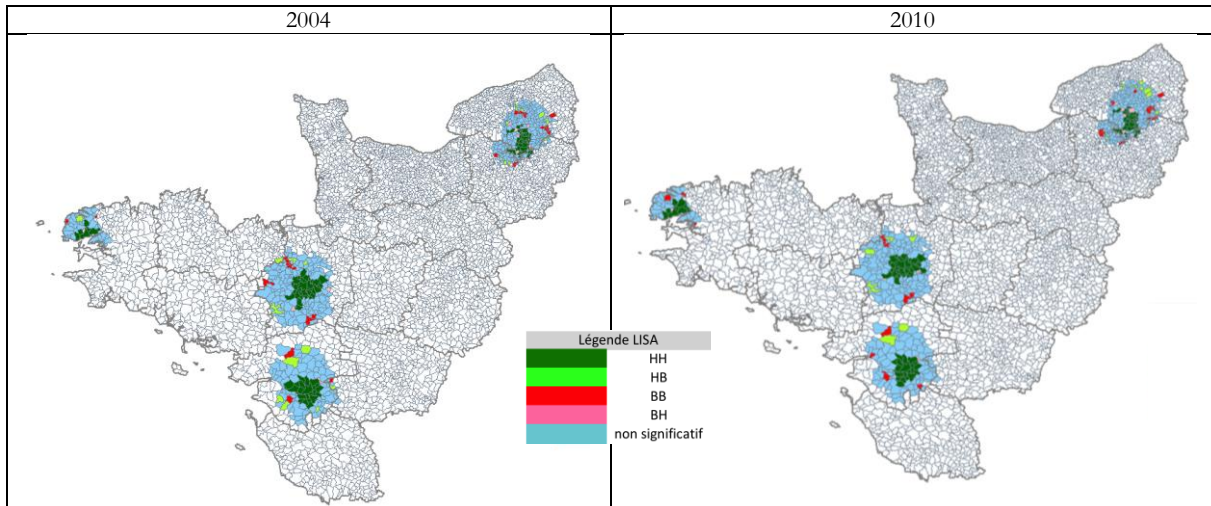
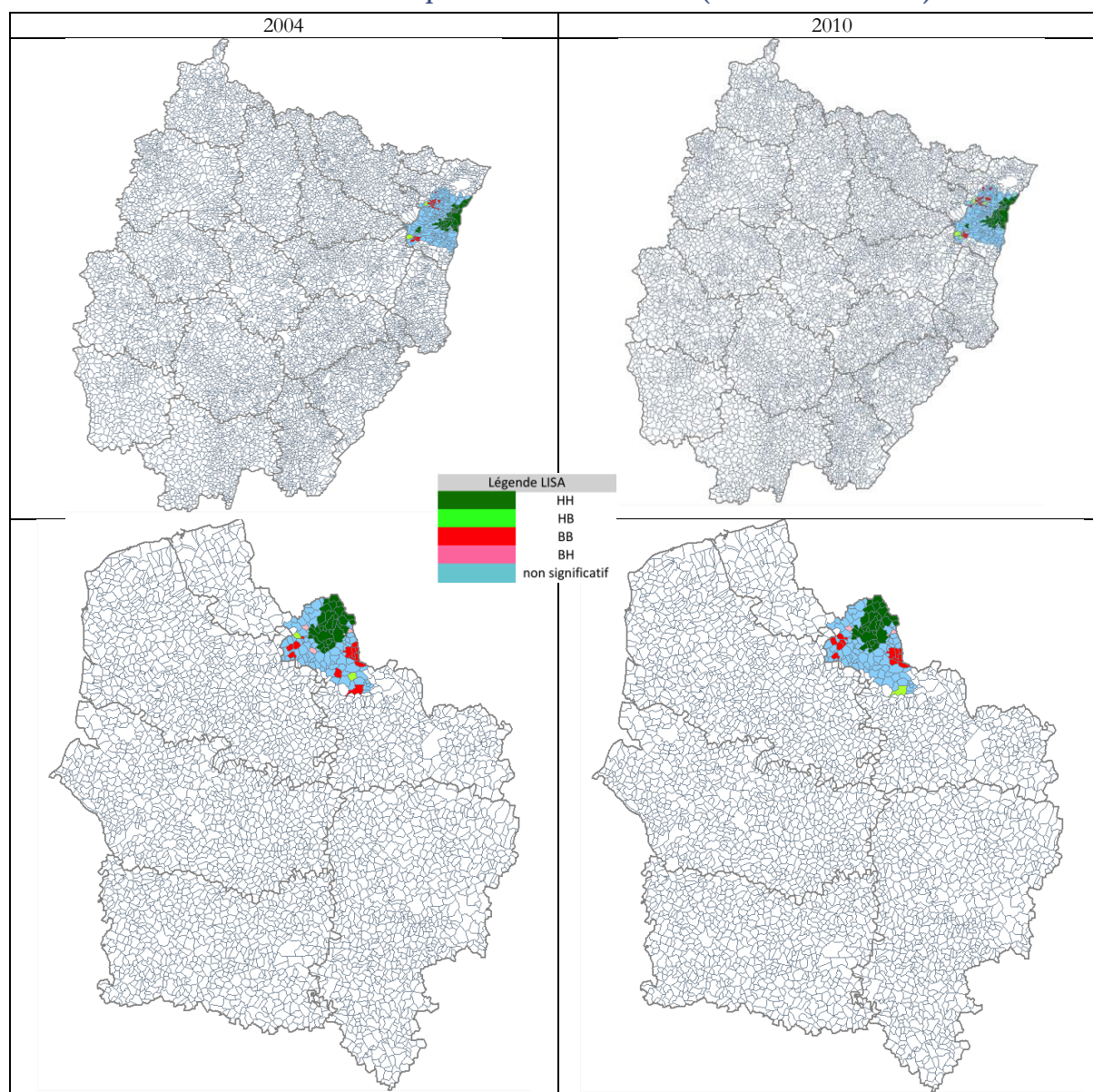


Figure 9 – Statistique LISA sur le nombre de salariés de la base compétitive au sein des aires urbaines des métropoles de l'est et du nord (maille = commune)



Sources : CLAP, 2010. Champ : base compétitive. Calculs et mise en carte des auteurs.

Si l'on fait abstraction de l'articulation entre la métropole administrative et l'autocorrélation spatiale, l'exploration spatiale du nombre d'emplois de la base compétitive en 2004 et 2010 rend compte de l'évolution relative des effets de débordement des métropoles couvertes par la recherche. Elle fait apparaître trois situations selon la variation du nombre de communes spatialement agglomérées entre les deux années. Le tableau 5 résume les résultats obtenus.

Tableau 5 – Evolution de l'autocorrélation spatiale entre les communes des aires urbaines des métropoles entre 2004 et 2010

Renforcement	Identique	Réduction
<ul style="list-style-type: none"> <li>• Bordeaux</li> <li>• Lyon</li> <li>• Marseille</li> <li>• Montpellier</li> <li>• Nice</li> <li>• Rennes</li> <li>• Toulouse</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Nantes</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>• Brest</li> <li>• Grenoble</li> <li>• Lille</li> <li>• Rouen</li> <li>• Strasbourg</li> </ul>

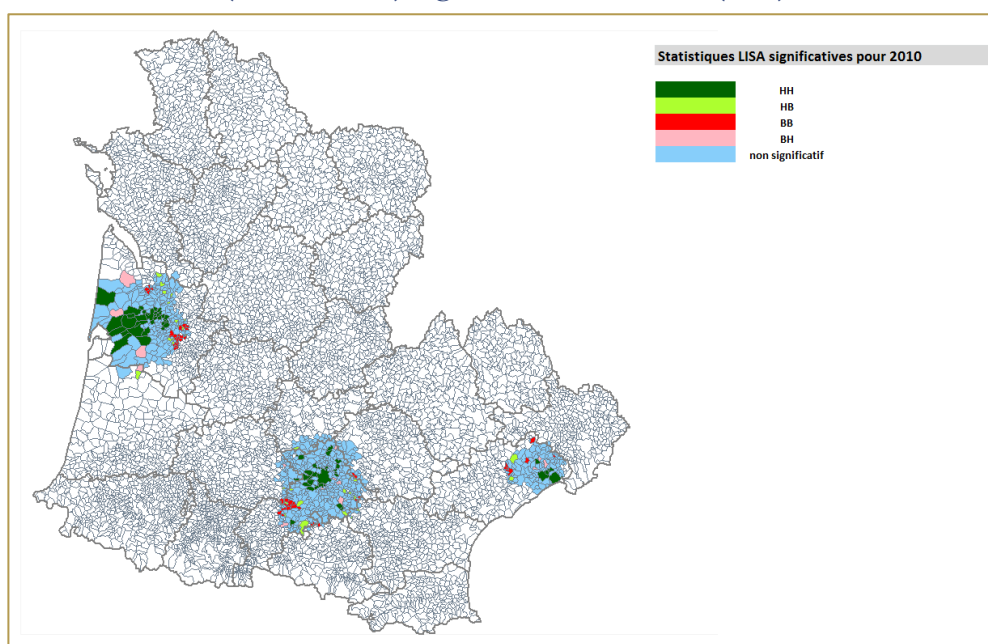
Sources : CLAP, 2010. Champ : base compétitive. Calculs et mise en carte des auteurs.

### 3.2 EXPLORATION SPATIALE DU TAUX DE CREATION D'ENTREPRISES

L'analyse spatiale du taux de création d'entreprises rend compte d'une autocorrélation spatiale variable selon les métropoles étudiées (pour une présentation complète, voir les documents fournis sur la clef USB annexée). L'indice I de Moran est positif pour Bordeaux, Grenoble, Lille, Lyon, Montpellier et Toulouse ; il est très faiblement positif pour Rennes, Rouen et Strasbourg. Il est négatif pour Brest et Marseille et enfin, aucune autocorrélation spatiale globale n'est identifiée à Nantes et Nice.

Les statistiques LISA qui testent l'hypothèse de distribution aléatoire en comparant les valeurs de chaque localisation spécifique avec les valeurs dans les localisations avoisinantes mettent en évidence des agglomérats au sein des métropoles. En général, un effet de débordement positif est identifié plutôt au cœur des aires urbaines métropolitaines. Les effets de débordements négatifs sont plutôt présents à la périphérie des aires urbaines métropolitaines. La figure 10 illustre ce type de configuration, à Toulouse notamment. On retrouve ce schéma spatial métropolitain typique avec un cœur de métropole qui se diffuse aux franges à Lyon.

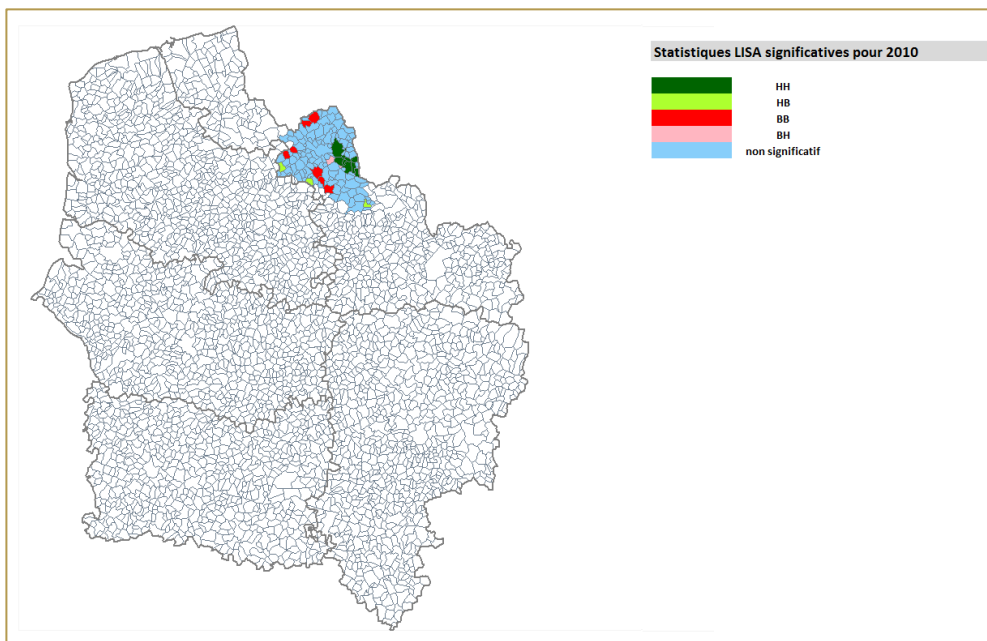
Figure 10 – Statistiques des LISA sur les taux de création d'entreprises dans quelques métropoles (aire urbaines) régionales du sud-ouest (2010)



Sources : INSEE, Réseau Quetelet

D'autres cas de figure s'éloignent de cette configuration. C'est le cas de Montpellier, Bordeaux (figure 10) et Lille (figure 11). Loin d'être structurées de manière aréolaire, ces métropoles voient le débordement de la création d'entreprises s'organiser vers le littoral (Bordeaux et Montpellier) ou la frontière (Lille).

Figure 11 – Statistiques des LISA pour le taux de création d'entreprises à Lille (2010)



Sources : INSEE, Réseau Quetelet

## 4 LES DETERMINANTS DE LA CROISSANCE DES COMPOSANTES DES METROPOLES

Après avoir mis en évidence les phénomènes de *clustering* au niveau des aires urbaines, cette partie analyse les déterminants de la variation du nombre d'emplois salariés et du taux de création d'entreprises dans les communes des aires urbaines contenant les 13 métropoles de province étudiées. On cherche ici à identifier les facteurs de la croissance de l'emploi propre à chaque commune composant une aire urbaine et tenant compte des éventuels phénomènes de proximité spatiale qui pourraient intervenir dans la détermination du phénomène que l'on cherche à expliquer. Compte tenu des phénomènes d'agglomération précédemment identifiés, il est nécessaire de corriger les estimations effectuées de l'effet de l'autocorrélation spatiale. Différentes sources d'autocorrélation spatiale ont été testées de manière à retenir la spécification correspondant au mieux à la situation rencontrée grâce à la mise en œuvre de tests. Il s'agit de repérer la source de l'autocorrélation spatiale qui peut être soit incorporée dans les variations de l'emploi dans les communes voisines, soit passer par des canaux non explicitement identifiés (variables omises), soit provenir d'une combinaison de ces deux sources.

### 4.1 METHODE

Tout d'abord, nous avons effectué une estimation des déterminants de la croissance de l'emploi pour le modèle classique (voir l'encadré 3 ci-dessous) qui ne prend pas en compte les effets spatiaux. Ensuite, afin de détecter l'autocorrélation spatiale et déterminer sa forme, cinq tests ont été effectués<sup>9</sup>. Les résultats de l'analyse économétrique des données spatiales présentés concernent la matrice de contiguïté d'ordre 1. Les résultats pour les matrices de contiguïté d'ordre 2, de distance, des 5 et des 10 plus proches voisins sont fournis en annexe.

L'application du test de Moran conduit à conclure que sur 13 métropoles de province étudiées, 12 présentent une forme d'autocorrélation spatiale associée à la variable endogène décalée<sup>10</sup>. Le modèle avec variable endogène décalée apparaît donc être la spécification la plus appropriée pour ces métropoles (il est surligné en vert dans les tableaux de résultats en annexe). Le territoire correspondant à la métropole d'Aix-Marseille Provence<sup>11</sup> augmentée de son aire urbaine fait exception à cette règle. L'autocorrélation spatiale passe en effet par le terme d'erreur, ce qui correspond à la présence de phénomènes non-mesurés et non-pris en compte dans la spécification du modèle. Le modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs apparaît donc être la spécification la plus appropriée pour cette métropole (également surligné en vert ci-dessous).

#### Encadré 3 – Méthodologie : les différentes spécifications des modèles spatiaux

Comme point de départ, considérons le modèle de régression linéaire classique :

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad [1]$$

<sup>9</sup> Le test I de Moran, les deux tests du multiplicateur de Lagrange ainsi que leurs versions robustes. Le test I de Moran permet de détecter s'il existe une autocorrélation spatiale de la croissance de l'emploi au sein des différentes métropoles. Le test LMLag permet de tester l'existence d'une variable endogène décalée, le test LMErr permet de tester l'existence d'une autocorrélation spatiale des erreurs, et leurs versions robustes est RLMEerr et RLMLag

<sup>10</sup> La source de l'autocorrélation spatiale est identifiée à partir des règles de décision définies par Anselin et Florax. Elles prennent la forme d'une série de tests statistiques. Pour les douze premières métropoles, le test LMLag est plus significatif que le test LMErr. C'est également le cas pour leurs versions robustes.

<sup>11</sup> Concernant la métropole de Marseille les différents tests indiquent la présence d'une autocorrélation spatiale des erreurs plutôt que la présence d'une variable endogène décalée. Le test LMErr est plus significatif que le test LMLag et c'est également le cas pour leurs versions robustes.

Dans le cadre de ce rapport, nous adopterons les conventions d'écriture suivantes :

Y représente la variable expliquée (taux de variation de l'emploi salarié ou taux de création d'entreprises), X représente les variables explicatives (densité, Cs3, Pop\_Act, Unempl, Indep, C5 et indice d'Herfindal),  $\beta$  est le vecteur des coefficients inconnus à estimer et  $\varepsilon$  est le vecteur des termes d'erreurs.

#### **Le modèle autorégressif spatial : variable endogène décalée (SAR)**

La première façon de prendre en compte l'autocorrélation spatiale peut se faire grâce au modèle autorégressif spatial : une « variable endogène décalée » est incluse dans le modèle [1]. Le modèle structurel s'écrit dans ce cas de la façon suivante :

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon \quad [2]$$

WY est la variable endogène décalée pour la matrice de poids W,  $\rho$  est le paramètre spatial autorégressif indiquant l'intensité de l'interaction existant entre les observations de Y.

Dans ce modèle, l'observation Y est, en partie, expliquée par les valeurs prises par Y dans les régions voisines. En effet, WY s'interprète comme la moyenne des valeurs de Y sur les observations voisines lorsque W est standardisée. Cette standardisation facilite aussi la comparaison de l'ampleur de  $\rho$  lorsque [2] est estimé pour plusieurs matrices de poids.

L'introduction de WY 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)**

Une deuxième façon d'incorporer l'autocorrélation spatiale dans un modèle de régression est de spécifier un processus spatial pour les erreurs. 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 :

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad \text{avec} \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad [3]$$

Le paramètre  $\lambda$  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 de Durbin spatial (SDM)**

Le modèle [3] peut se réécrire d'une façon qui fait apparaître à la fois une variable endogène décalée et l'ensemble des variables exogènes décalées. En effet, en déplaçant le terme autorégressif, on obtient le modèle de Durbin spatial contraint :

$$Y = \rho WY + X\beta + \lambda WX\beta + u \quad [4]$$

WX représente les variables exogènes décalées pour la matrice de poids W. L'équivalence entre [3] et [4] impose un ensemble de contraintes non-linéaires sur les coefficients. Ces contraintes non-linéaires font l'objet d'un test : le test du facteur commun.

La détection de l'autocorrélation spatiale des erreurs s'interprète souvent comme un problème dans la spécification du modèle, comme l'omission de variables pertinentes : l'effet qui n'est pas capté dans les variables explicatives se retrouve dans les erreurs sous la forme d'une autocorrélation spatiale. Dans cette perspective, elle est un instrument permettant de repérer l'existence de variables significatives, mais non prises en compte dans le modèle. Si d'autres variables explicatives pertinentes ne peuvent être trouvées, elle est un substitut à ces variables omises.

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

Le modèle classique (a-spatial) souffre d'une mauvaise spécification due à l'omission de l'autocorrélation spatiale des erreurs et d'une variable endogène décalée. En réalité, les communes ne sont pas indépendantes les unes des autres, nous devons donc utiliser des modèles spatiaux pour prendre en compte cette autocorrélation spatiale. Les modèles estimés retiennent pour variables expliquées : la variation des effectifs salariés de la base compétitive mesurée en taux de variation annuel d'une part, le taux de création d'entreprises d'autre part. Le tableau 6 donne une



définition de ces variables expliquées et précise les variables explicatives introduites dans les modèles. Le rapport intermédiaire 1 présente le détail des variables et la justification de leur présence dans les modèles à partir d'une revue de la littérature.

**Tableau 6 : Variables explicatives de la variation de l'emploi et du taux de création d'entreprises dans la base compétitive au niveau des communes constitutives des métropoles et de leur aire urbaine**

Nom de la variable	Définition	Source
<b>Variables expliquées</b>		
VAR-EMPL	Taux de variation de l'emploi salarié dans la base compétitive = différence de la valeur logarithmique du nombre de salariés des secteurs couverts aux différentes mailles territoriales retenues d'une année sur l'autre	INSEE CLAP
CREA	Taux de création d'entreprises dans la base compétitive = nombre de nouvelles entreprises de la base compétitive au cours d'une année rapporté au nombre d'entreprises actives dans la base compétitive à la fin de l'année	INSEE-Réseau Quetelet
<b>Variables explicatives</b>		
Dens	Nombre d'emplois salariés (ensemble des secteurs) par km <sup>2</sup>	INSEE CLAP
CS3	Nombre de cadres et des professions intellectuelles supérieures rapporté à l'emploi total (ensemble des secteurs) de la commune	INSEE CLAP
Unempl	Taux de chômage	INSEE
Indep	Nombre de salariés travaillant dans des établissements d'entreprises indépendantes <sup>12</sup> (ensemble des secteurs) rapporté au nombre total de salariés (ensemble des secteurs)	INSEE CLAP
BC	Nombre de salariés travaillant dans les secteurs de la base compétitive rapporté au nombre total de salariés	INSEE CLAP
Herfindahl	Indice d'Herfindahl utilisé pour mesurer la concentration de la production au sein de quelques grands établissements. Pour chaque commune, cet indice est égal à la somme des carrés des parts dans l'emploi de tous les établissements de la commune telle que : <i>Part dans l'emploi de chaque établissement = Effectif de l'établissement / nombre d'emploi total de la commune (ensemble des secteurs)</i>	INSEE CLAP

#### 4.2 LES MODELES DE VARIATION DE L'EMPLOI

Les résultats présentent les estimations pour les treize métropoles de province étudiées pour le modèle SAR avec variable endogène décalée, le modèle SEM autocorrélation spatiale des erreurs et également le modèle Durbin Spatial qui prend en compte la variable décalée et l'ensemble des variables explicatives décalées. Les résultats pour le Durbin spatial sont proches des résultats du modèle SAR, ce qui confirme que l'auto-corrélation spatiale n'est pas significative pour les variables explicatives décalées. Le paramètre autorégressif est significatif pour les treize métropoles étudiées, sa valeur permet de mesurer l'intensité de la diffusion spatiale de la croissance de l'emploi qu'elle soit élevée ou faible. Le détail des résultats sont présentés en annexe.

Etonnamment, la part des cadres et des professions intellectuelles supérieures exerce toujours un effet significatif négatif (sauf pour Rennes où il est non significatif) qui suggère que la croissance est plus faible dans les territoires caractérisés par un fort taux d'employés très qualifiés. Cette relation paraît de prime abord en contradiction avec les travaux conduits à d'autres échelles, régionales notamment. Elle s'explique par la structure particulière de la main d'œuvre dans l'industrie qui représente une part importante de la base compétitive. Ces résultats sont conformes à ceux de Levratto et Garsaa (2015 et 2017) qui ont testé un modèle proche sur

<sup>12</sup> Une entreprise indépendante est composée sur le plan juridique d'une seule unité légale, c'est-à-dire qu'elle correspond à une société ou une entreprise individuelle, indépendante d'un groupe. Par commodité, on les appelle dans cette étude « entreprises indépendantes ».

l'ensemble des établissements localisés à l'échelle des zones d'emplois de France métropolitaine sur la même période. Le signe obtenu trouve également une explication par la composition du tissu productif considéré, largement dominé par les petites entreprises dont la contribution à la croissance de l'emploi est la plus importante et qui sont également celles qui emploient le moins de cadres (Baldwin, 1998 and Duhautois et al., 2014 ; Garsaa et Levratto, 2015). Ces effets de composition de la base peuvent expliquer le signe négatif associé à la variable CS3.

Le taux de chômage (*Unempl*) est souvent utilisé comme un proxy de la capacité à générer de la richesse et du revenu au niveau local et, par conséquent, comme un indicateur de la demande. La corrélation négative entre le taux de chômage et le revenu médian et entre le taux de chômage et le niveau de la demande a déjà été analysée et validée dans le cas français (Herpin, 1992). De plus, un taux de chômage croissant tend à favoriser l'entrepreneuriat au détriment du salariat (Creedy and Johnson 1983; Evans and Leighton 1990). Cette variable capte donc à la fois un effet demande et un effet d'opportunité. Elle exerce un effet différent selon les métropoles. Il est négatif et significatif pour Lyon, Marseille, Nantes et Toulouse ; positif et significatif pour Brest ; et non-significatif pour Bordeaux, Grenoble, Lille, Montpellier, Nice et Strasbourg. Les résultats obtenus confirment la relation keynésienne entre l'emploi et la demande de biens de consommation. Une moindre demande résultant d'une dégradation du marché du travail entraîne un ajustement à la baisse du niveau de production du territoire et provoque une baisse de la croissance de l'emploi. L'exception brestoise à cette relation négative nécessite une investigation spécifique non réalisée à ce stade.

La densité de salariés joue souvent, mais pas systématiquement, un rôle positif significatif. Montpellier et Rennes font exception. La taille décalée apparaît donc jouer un rôle qui affecte positivement le taux de variation de l'emploi. Cela peut provenir de la demande dans la mesure où les besoins et les achats sont supérieurs dans les territoires les plus peuplés. Au contraire, les entreprises et établissements localisés dans des petites communes ne bénéficient pas de ces effets externes et, en conséquence, contribuent à une moindre croissance de l'emploi dans la commune. Cela rappelle les résultats de Martin et al. (2011) qui, dans un article portant sur les effets d'agglomération sur la croissance des entreprises, soulignent que "agglomeration externalities in France take the form of localisation economies in the short-run" (ibid, p. 192).

La part de l'emploi salarié dans les établissements indépendants d'une commune donnée est partout, sauf à Montpellier, négativement corrélée à la croissance de l'emploi. Cela signifie que lorsque la part de l'emploi dans des établissements relevant d'entreprises indépendantes (non contrôlées par des groupes) augmente, la croissance de l'emploi diminue. La localisation et les stratégies des groupes d'entreprises peuvent expliquer cette corrélation. En effet, les têtes des groupes et les fonctions centrales sont localisées en métropoles ou à leur périphérie immédiate. Bien qu'en recul sur la période, ce sont ces entreprises qui déterminent la tendance en matière d'emploi (Duhautois et al., 2014). Cette spécificité française (Picart, 2004) justifie la relation négative estimée.

Les deux indicateurs de concentration (C5 et Indice d'Herfindahl) rendent compte de la relativement faible importance de la structure du tissu productif sur l'évolution de l'emploi sur un territoire (ici une commune d'une métropole) donné. En règle générale, la croissance de l'emploi dans les communes des métropoles n'est pas corrélée à la concentration dans les cinq plus grands établissements. Cela indique que des communes dominées par quelques grandes unités ne sont pas plus dynamiques que les autres. Cependant, lorsqu'on examine l'indice de Hirschman Herfindahl qui permet une représentation plus précise de la concentration du marché, différents

cas de figure se présentent. Un premier ensemble, qui regroupe le plus de métropoles, présente un signe négatif significatif : plus l'emploi est concentré au sein d'un nombre réduit d'entités, plus la dynamique de l'emploi sur la commune est positive. Cela va dans le sens de l'idée qui tient la présence de grandes entreprises ou établissements pour une entrave à la croissance des autres entreprises et établissements (de plus petites tailles) ou comme un facteur qui décourage l'implantation de nouvelles unités de production. Ce n'est pas le cas dans les métropoles de Grenoble, Lille et Lyon dont les communes bénéficient d'un effet positif de la concentration sur la croissance de l'emploi. Leurs spécificités sectorielles et la part relativement importante qu'occupe l'industrie dans leur économie au regard de celle que les activités manufacturières occupent dans les autres métropoles peuvent expliquer ce lien. Enfin, pour Nantes, Strasbourg et Toulouse qui forment un troisième ensemble de métropoles, aucune relation significative ne se dégage, montrant ainsi que les dynamiques de l'emploi au niveau local peuvent être décorréliées de la place des grandes entreprises sur le territoire.

En conclusion de cette partie, à l'aide des résultats de l'analyse exploratoire des données spatiales et de l'analyse économétrique des données spatiales, nous observons trois phénomènes :

1. une hétérogénéité de la situation des 13 métropoles étudiées ;
2. une hétérogénéité au sein des communes composant chaque métropole étudiée ;
3. un fractionnement spatial

L'estimation des modèles avec différentes matrices permet de caractériser la « distance de l'effet de débordement ». Pour ce faire, nous avons focalisé le signe et la valeur associés à l'indice de Moran obtenus en estimant le modèle avec des matrices de contiguïté spatiale d'ordre 1 et d'ordre 2. Ces informations ont été comparées au signe et à la valeur associés à l'indice de Moran obtenu en estimant le modèle avec la matrice de distance inverse. Cet exercice permet de déterminer si l'effet de débordement de la métropole « joue » plus ou moins loin du cœur métropolitain. Le tableau 7 résume les conclusions de cette comparaison des valeurs contenues dans les tableaux de résultats détaillés pour les différentes métropoles.

**Tableau 7 : Profondeur de l'effet de débordement**

	Contiguïté d'ordre 1	Contiguïté d'ordre 2
Bordeaux		Coefficient supérieur
Brest		Coefficient supérieur
Grenoble		Coefficient supérieur
Lille	Coefficient supérieur	
Lyon	Coefficient supérieur	
Marseille	Coefficient supérieur	
Montpellier	Coefficient supérieur	
Nantes		Coefficient supérieur
Nice		Coefficient supérieur
Rennes		Coefficient supérieur
Rouen	Coefficient supérieur	
Strasbourg		Coefficient supérieur
Toulouse	Coefficient supérieur	

De l'examen des coefficients associés à l'indice de Moran ressortent deux groupes de métropoles qui se différencient par la distance à laquelle s'exerce l'effet de débordement.

Le premier ensemble est composé de métropoles dont l'effet de débordement s'exerce plus fortement sur les communes mitoyennes que sur les communes plus éloignées. C'est le cas de Lille, Lyon, Marseille, Montpellier, Rouen et Toulouse. Le second groupe de métropoles se caractérise par un effet de débordement se faisant davantage sentir sur les communes du 2<sup>ème</sup> cercle que sur les communes mitoyennes. C'est le cas de Bordeaux, Brest, Grenoble, Nantes, Nice, Rennes et Strasbourg dont l'autocorrélation spatiale est moins marquée avec les communes les plus proches.

#### 4.3 EFFETS DE DEBORDEMENT ET CONDITIONS LOCALES DE LA CREATION D'ENTREPRISES

Cette partie analyse les déterminants de la création d'entreprises dans les métropoles en corrigeant l'effet de l'autocorrélation spatiale. Comme pour l'analyse des déterminants de la variation du nombre d'emplois, nous avons procédé à l'exploration spatiale des données, métropole par métropole et estimé différents modèles économétriques spatiaux permettant de prendre en considération différentes sources d'autocorrélation spatiale et de retenir la spécification correspondant au mieux à la situation rencontrée grâce à la mise en œuvre de tests.

L'intensité ou le potentiel entrepreneurial d'un territoire est mesuré par le taux de création d'entreprises. Il est d'usage de le définir par le rapport entre le nombre d'entreprises créées au cours d'une année donnée, rapporté au stock d'entreprises mesuré à la fin de cette même année<sup>13</sup>. Cette définition privilégie le rythme de croissance ou de renouvellement du parc plus que l'intensité d'un entrepreneuriat local dont rendrait compte le rapport des créations d'entreprises à la population (Moati *et al.*, 2000). Le rapport entre entreprises créées et entreprises actives est utilisé de façon standard dans la littérature pour mesurer le taux d'entrée ou taux de création d'entreprises. La référence dans le domaine est l'article de David Audretsch et Michael Fritsch « On the measurement of entry rate » publié en 1994 dans la revue *Empirica*. L'article distingue l'approche dite « écologique » qui rapporte le nombre de nouvelles entreprises au cours d'une année au nombre d'entreprises actives en fin d'année de l'approche dite « approche par le marché du travail » qui rapporte le nombre de nouvelles entreprises au cours d'une année à la population active au cours de la même année. La première définition correspond au domaine de l'*industrial organization* et doit être adoptée dans les recherches qui cherchent à expliquer les différences de taux de création selon les secteurs, les pays, les régions, etc.<sup>14</sup> La seconde doit être privilégiée lorsqu'il s'agit d'expliquer les arbitrages entre salariat et entrepreneuriat (théorie du choix des individus de Evans et Jovanovic, 1989). Il est à noter que de forts taux de création ne signifient pas nécessairement une consolidation du tissu local d'entreprises ou des créations nettes d'emplois qui dépendent aussi de la cessation des entreprises (Mazars *et al.*, 2004).

Les données du nombre de créations d'entreprises par commune utilisées pour ces analyses ont été fournies par le réseau Quetelet<sup>15</sup>. Elles contiennent une information annuelle sur le

<sup>13</sup> Ce taux est utilisé par l'OCDE. L'Organisation le distingue du taux de remplacement qui rapporte les créations moins les cessations au parc d'entreprises. Voir « Mesurer l'innovation: Un nouveau regard - Entrée et sortie », point 3.1., p. 64 DOI:10.1787/9789264084421-29-fr (document consulté le 7 avril 2017). La définition est rappelée dans la STI Policy note de Juin 2016 (figure 3, page 3), disponible en ligne : <https://www.oecd.org/sti/ind/Policy-Note-No-Country-For-Young-Firms.pdf> (document consulté le 7 avril 2017).

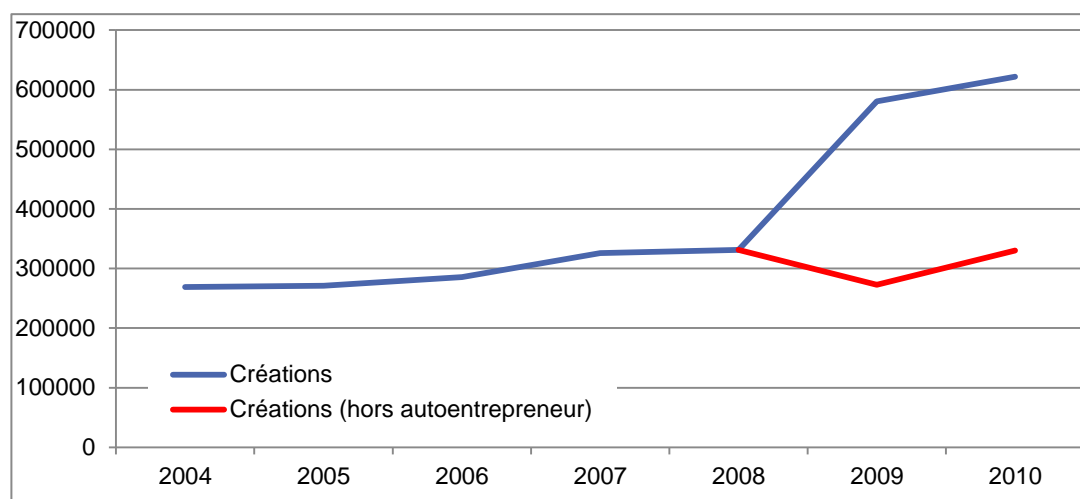
<sup>14</sup> Sur le sujet, voir également Geroski (1995). Les articles récents suivants utilisent cette définition : García-Posada et Mora-Sanguinetti (2014) ; Bripi (2016).

<sup>15</sup> Le Réseau Quetelet en coopération avec ses partenaires permet aux chercheurs français et étrangers d'obtenir des bases de données nécessaires à leurs traitements dans les domaines suivants : Grandes enquêtes, recensements et

nombre d'entreprises (hors auto-entrepreneurs) créées par secteur. Les bases ont été reconstituées de manière à ne conserver que les secteurs de la base compétitive, à savoir l'industrie manufacturière et les services aux entreprises auxquels ont été ajoutés le transport de marchandises et le commerce de gros. Ces données ont été complétées par le nombre d'entreprises par communes disponible dans le Répertoire des entreprises et des établissements de façon à calculer un taux de création d'entreprises défini comme le nombre de nouvelles entreprises au cours de l'année N rapporté au nombre de créations d'entreprises actives au cours de la même année.

Les retraitements réalisés ont permis de calculer le nombre d'entreprises par commune en début et fin de période. La mise en place du régime de l'autoentrepreneur en 2009 provoque une rupture de série dont les dommages sur l'analyse de la démographie d'entreprises ont été maintes fois soulignés par l'INSEE et la Banque de France. En effet, au plan national, l'entrée en vigueur de l'auto-entrepreneur au 1<sup>er</sup> janvier 2009 et l'élargissement des activités pouvant en bénéficier au cours des neuf premiers mois de l'année a modifié le trend de créations en hausse constante depuis 2003<sup>16</sup>. Après avoir diminué en 2009, le nombre annuel de créations hors autoentrepreneurs (figure 12) a retrouvé son niveau antérieur l'année suivante. La suite de l'étude exclut les auto-entrepreneurs du champ de l'analyse.

Figure 12 - Nombre annuel de créations d'entreprises - France



Sources : INSEE, REE

Dans l'ensemble, le nombre d'entreprises hors auto-entrepreneurs est en croissance au cours de la période 2004-2010 (tableau 2 ci-dessus). Cette extension du parc d'entreprises qui fait écho à la *PMIisation* de l'économie française depuis le début des années 2000 est reflétée par le développement du tissu entrepreneurial dans les métropoles. Au cours de cette même période, le nombre de créations d'entreprise dans les métropoles subit l'influence du changement institutionnel. Toutefois, l'analyse métropole par métropole met en évidence deux principaux cas de figure et une situation médiane plus exceptionnelle. Le nombre de créations d'entreprises augmente à Grenoble, Lille, Lyon, Montpellier et Rennes. Il diminue à Bordeaux, Nantes, Nice et Rouen. Aucun changement véritablement perceptible n'est en revanche observé à Marseille,

autres bases de données issues de la statistique publique française ; Grandes enquêtes françaises provenant de la recherche ; Accès privilégié à des enquêtes internationales.

<sup>16</sup> L'année 2003 correspond à l'entrée en vigueur de la loi Dutreil qui a supprimé le seuil minimum de capital requis pour la création d'une SARL, instaurant la SARL à capital libre.

Strasbourg et Toulouse. Le résultat de ce double mouvement, moins de créations ou plus d'entreprises, est la baisse quasi généralisée du taux de création d'entreprises (tableau 2, colonne 3). Il affiche une baisse dans toutes les métropoles et aires urbaines avec, cependant une amplitude variable. Les baisses les plus importantes (supérieures à 2 points de pourcentage) sont observées à Bordeaux (métropole et aire urbaine hors métropole), Marseille, Montpellier (métropole et aire urbaine hors métropole), Nantes (métropole seulement), Nice (métropole et aire urbaine au sens large hors métropole), Rennes (aire urbaine hors métropole seulement), Strasbourg (aire urbaine hors métropole seulement) et Toulouse (métropole et aire urbaine hors métropole).

Les principaux déterminants territoriaux de la création d'entreprises ont été identifiés par Keeble et Walker (1994) qui, dans leur étude sur les *counties* anglais mettent en évidence leur grande variété. Une forte croissance démographique, un système bancaire développé garant d'une bonne disponibilité du crédit, un marché de l'emploi spécialisé drainant une main d'œuvre qualifiée et des agglomérations propices à une demande plus dynamique sont autant de facteurs favorables à la création de nouvelles entreprises. Si l'impact de la taille des entreprises déjà présentes sur le marché local intervient également, son rôle se révèle toutefois différent selon les secteurs : les créations dans l'industrie des biens de consommation augmentent avec le nombre de petites entreprises (effet *seedbed*), alors que les créations d'entreprises dans le secteur des services sont positivement liées à la présence de grandes entreprises.

L'idée que les caractéristiques du milieu influencent la création d'entreprise a été popularisée par l'OCDE (1998). L'organisation souligne que les regroupements ou « pôles » d'entreprises offrent des attraits particuliers aux yeux des entrepreneurs. La forte spécialisation de ces regroupements permet à l'entrepreneur individuel de lancer une entreprise sur un aspect bien délimité d'un secteur d'activité donné, réduisant ainsi les risques liés à l'entrée sur un marché. De plus, comme les regroupements comptent souvent des acheteurs et des vendeurs à différents points de la chaîne de production, l'incitation à innover s'en trouve accentuée.

Le modèle avec variable endogène décalée présente les meilleurs résultats ce qui signifie que le taux de création d'entreprises dans une commune d'une aire urbaine donnée est influencé par le taux de création des communes avoisinantes dont le nombre est dépendant de la matrice de poids utilisée (soit les communes limitrophes, soit les communes limitrophes et leurs voisines, soit les 5 plus proches communes, soit les 10 plus proches communes, soit la matrice de distance inverse). Les résultats de l'analyse économétrique des données spatiales présentés concernent la matrice de contiguïté d'ordre 1 et la matrice de distance inverse. Les résultats sont présentés dans les tableaux de l'annexe 3.

L'effet du taux de chômage n'est pas significatif, venant ainsi confirmer l'ambivalence possible de cette variable soulignée par les travaux antérieurs sur le sujet. Le taux de chômage peut théoriquement être affecté d'un signe positif (effet dynamisant du chômage conforme à la théorie du revenu) ou négatif (frein à la création conforme aux théories des *capabilités* et de l'attitude face au risque des entrepreneurs). Aucun des deux effets ne domine clairement comme le montre le caractère non significatif du coefficient associé à cette variable à l'exception de Lille où elle exerce une influence significativement positive sur le taux de création d'entreprises. Ce résultat va à l'encontre des politiques qui voient dans la création d'entreprises un remède contre le chômage. Il confirme en revanche les conclusions de Baptista et Thurik (2007) qui montrent la faible significativité de cette variable comme explication de la création de nouvelles entreprises au Portugal et celles de Lasch *et al.* (2005) qui mettent l'accent sur la primauté des compétences et

non de la disponibilité de temps en ce qui concerne la création d'entreprises dans le secteur des technologies de l'information et de la communication.

La part des cadres et des professions intellectuelles supérieures joue très majoritairement un effet négatif. Ces catégories de main d'œuvre ne sont en effet pas les plus orientées vers l'entrepreneuriat en raison de leur taux d'occupation élevés. En effet, comme le montre le dispositif SINE mis en place par l'INSEE, la création d'entreprises est essentiellement le fait d'anciens chômeurs et de personnes préalablement inoccupées à la recherche d'une activité.

Le taux de création d'entreprises est d'autant plus élevé que la population active dans la commune est importante. Ce résultat va dans le sens de l'existence d'effets d'agglomération avec deux exceptions notables, Toulouse et Marseille où cette variable n'est pas significative. Cela semble indiquer que dans la majorité des métropoles, les entreprises nouvellement créées sont déterminées par l'appréciation d'une demande locale par les porteurs de projets.

La part de l'emploi dans les établissements indépendants est très largement non significative sauf à Grenoble, Lyon, Nantes et Toulouse où elle joue un rôle négatif. L'absence de corrélation traduit une forme de stabilité relative de l'emploi dans les établissements qui sont soit indépendants, soit intégrés dans des micro-groupes, souvent à caractère familial. En revanche, les quatre métropoles dans lesquelles cette variable exerce une influence négative sur le taux de création d'entreprises se distinguent par la place des grands groupes dans le tissu productif et par les importants mouvements de l'emploi que ces entreprises ont générés au cours de la période étudiée (Duhautois et *al.*, 2014).

On peut enfin noter que les deux indicateurs de concentration (non corrélés) soit exercent une influence négative, soit ne sont pas significatifs. L'influence négative exercée par la présence de grands établissements concentrant une part importante de l'emploi va dans le sens de la thèse du « rentier encombrant » que Richard Shearmur et Mario Polèse (2002, 2005) ont mis en évidence dans l'analyse de la création d'entreprises au Québec. Selon ces auteurs, la présence de grandes entreprises fortement capitalisées se traduit en général par des marchés locaux de travail caractérisés par des salaires élevés, ce qui à son tour a pour effet de décourager la création ou l'implantation de PME.

#### 4.4 SYNTHÈSE DES RESULTATS

Les modèles économétriques estimés pour rendre compte de la variation de l'emploi et du taux de création d'entreprises, des territoires constitutifs des métropoles mettent en évidence trois grandes familles de résultats (tableaux 8 et 9).

Le premier ensemble de résultats porte sur l'impact de la localisation et le rôle des effets de débordement dans et autour des métropoles. Les tests effectués rendent compte d'une autocorrélation spatiale significative telle que les taux de variation d'emploi et de création d'entreprises observés sur une commune donnée sont influencés non seulement par ses propres caractéristiques mais également par celles de son voisinage. Cette influence concerne non seulement les territoires contigus mais aussi ceux de la deuxième couronne avec des intensités et des portées variables selon les métropoles. Ainsi, Lille, Lyon, Marseille, Montpellier, Rouen et Toulouse voient leur influence diminuer avec la distance à la métropole, alors que l'autocorrélation spatiale observée autour de Bordeaux, Brest, Grenoble, Nantes, Nice, Rennes et Strasbourg est plus forte sur les communes du second cercle que sur les communes limitrophes.

Tableau 8 – Synthèse du résultat des estimations économétriques avec modèle spatial

Croissance de l'emploi	Part des cadres et profession intellectuel	Population active	Taux de chômage	Part des indépendant	Part de l'emploi salarié dans les 5 plus grands établissements	Concentration de l'emploi (HHI)
<b>Bordeaux</b>	-	+	NS	-	NS	-
<b>Brest</b>	-	NS	+	-	+	-
<b>Grenoble</b>	-	NS	NS	-	NS	+
<b>Lille</b>	-	+	NS	-	-	+
<b>Lyon</b>	-	+	-	-	NS	+
<b>Marseille</b>	-	+	-	-	NS	-
<b>Montpellier</b>	-	+	NS	NS	NS	-
<b>Nantes</b>	-	+	-	-	NS	NS
<b>Nice</b>	-	NS	NS	-	+	-
<b>Rennes</b>	-	+	NS	-	NS	-
<b>Rouen</b>	-	+	NS	-	+	-
<b>Strasbourg</b>	-	+	NS	-	-	NS
<b>Toulouse</b>	-	NS	-	-	NS	NS

Source : INSEE CLAP. Calculs des auteurs.

Tableau 9 – Présentation synthétique des résultats des estimations

Taux de création d'entreprises	Part des cadres et profession intellectuelles supérieures	Population active	Taux de chômage	Part de l'emploi dans des établissements indépendants	Part de l'emploi salarié dans les 5 plus grands établissements	Indice d'Herfindahl
<b>Bordeaux</b>	+	+	NS	NS	NS	-
<b>Brest</b>	NS	+	NS	NS	NS	NS
<b>Grenoble</b>	-	+	NS	-	NS	-
<b>Lille</b>	-	+	+	NS	NS	-
<b>Lyon</b>	-	+	NS	-	NS	NS
<b>Marseille</b>	-	NS	NS	NS	NS	-
<b>Montpellier</b>	-	+	NS	NS	-	NS
<b>Nantes</b>	-	+	NS	-	NS	NS
<b>Nice</b>	NS	+	NS	NS	-	NS
<b>Rennes</b>	-	+	NS	NS	-	NS
<b>Rouen</b>	NS	+	NS	NS	-	NS
<b>Strasbourg</b>	-	+	NS	NS	-	NS
<b>Toulouse</b>	-	NS	NS	-	NS	NS

Source : INSEE CLAP et Réseau Quetelet. Calculs des auteurs.

La deuxième famille de résultats confirme la diversité des moteurs de la dynamique des métropoles. En effet, l'analyse des déterminants locaux de la variation du nombre d'emplois et de la création d'entreprises corrigées de l'autocorrélation spatiale rend compte de la variété des combinaisons de facteurs explicatifs de ces phénomènes. Elle se traduit par la présence de combinaisons différentes de déterminants selon les métropoles et par les différences de signes associés aux variables explicatives prises en compte dans l'analyse. Les tableaux 9 et 10 précisent les combinaisons de ces variables dans les treize métropoles régionales.

Le troisième groupe de résultats est que les facteurs objectifs et mesurables utilisés dans les modèles économétriques expliquent seulement une partie de la variation de l'emploi observée.



## 5 RELATION ENTRE LES ZONES D'EMPLOI METROPOLITAINES ET LES ZONES D'EMPLOI DE LEUR REGION D'APPARTENANCE

### 5.1 RELATION ENTRE LES METROPOLES ET LEUR REGION D'APPARTENANCE : ELEMENTS DE CADRAGE

Il n'existe pas de définition unique de l'effet métropolitain dans la littérature. La cause de cette non-unanimité provient de la diversité des manières d'appréhender le lien entre la géographie et le développement local. Un premier groupe d'auteurs considère que le développement local résulte de l'existence de certaines conditions<sup>17</sup> telles que de la diversité des activités (Jacobs, 1969), la concentration sectorielle (Porter, 2003), l'accessibilité (Apparicio et al., 2007), ou des conditions de structure industrielle (Combes, 2000). D'autres recherches mettent l'accent sur les comportements, les stratégies et des éléments invisibles, voire informels, comme la gouvernance, les acteurs locaux, les réseaux locaux et leurs liens avec les réseaux externes (Cooke et al., 2004 ; Angeon, 2008 ; Itcaïnia et al., 2007 ; Pecqueur, 2009) pour expliquer le succès ou l'échec des territoires.

Les gains de performance procurés par les économies externes d'agglomération ont été mis en évidence dans de nombreux articles (pour une revue de la littérature, cf. Moomaw 1988). Le niveau supérieur de productivité caractéristique des entreprises localisées dans des grandes villes résulterait des coûts de production inférieurs dont elles bénéficient ou d'une plus forte propension à innover directement liée à des économies externe de connaissance (Glaeser, 1999). Shearmur et Polèse (2007) et Apparicio et al. (2007) ont confirmé que la proximité aux métropoles exercerait une influence significative sur la croissance de l'emploi au Canada entre 1971 et 2001. L'estimation d'un modèle similaire sur des données françaises, couvrant la période 1982-2006 (Shearmur et al., 2007), ne confirme que partiellement les résultats américains. En effet, si sur l'ensemble de la période, les petites villes à proximité des métropoles croissent le plus rapidement, alors que les régions rurales périphériques périssent. Le découpage en deux sous-périodes, conduit cependant à nuancer ce résultat. En effet, si toutes les zones, urbaines et rurales, à proximité de métropoles importantes sont en forte croissance entre 1982 et 1999, cet avantage lié à la proximité à une « métropole » n'est plus vérifié entre 1999 et 2006, période au cours de laquelle toutes les villes bénéficient d'une croissance plus rapide que les zones rurales périphériques et que les métropoles.

Selon cette recherche, les effets géo-structurels à l'œuvre en France reflètent surtout une scission entre l'urbain et le rural, le côtier et l'intérieur du pays, et le nord et le sud. A ces grands découpages géographiques, Garsaa et Levratto (2016) ajoutent une dichotomie entre les régimes de croissance caractéristiques des territoires dominés par les activités présentes et ceux où les activités productives sont majoritaires.

La question du différentiel de croissance des territoires est donc loin d'être résolue. Deux grands types d'approches sont disponibles.

#### i) L'approche par le territoire

<sup>17</sup> Aux États-Unis, on a souvent évoqué l'attrait de la « Sun Belt » – des zones ensoleillées du Sud – comme un facteur explicatif de la croissance (Glaeser et Tobio, 2007), et bien que la causalité sous-jacente à cette tendance ne soit pas toujours très claire et facilement théorisable (Storper et Scott, 2009), il n'en demeure pas moins qu'on évoque souvent le rôle du climat et des « aménités » locales pour expliquer la croissance locale (Florida, 2002 ; McGranahan *et al.*, 2011)

Elle consiste à étudier en profondeur les dynamiques propres d'un territoire donné dont la trajectoire est guidée par ses actions, ses imaginaires partagés et son rapport au paysage (Pecqueur, 2009). En étudiant les dynamiques culturelles, les traditions économiques, le jeu des acteurs, et les divers réseaux dont ils font partie, et en comparant ainsi plusieurs territoires, il est possible de comprendre les différences de développement d'un espace à l'autre. Cette démarche a été récemment mise en œuvre par Carré et Levratto (2016) pour éclairer les différences de potentiel de création d'emploi des établissements localisés dans six zones d'emploi correspondant à des villes moyennes. Si les résultats obtenus par les recherches inscrites dans cette catégorie sont situés et, par ce fait, peu propices à une généralisation, ils permettent de mettre l'accent sur la manière dont les territoires environnants (la région par exemple) peuvent exercer une influence sur les performances observées au niveau micro-local. Le cadre institutionnel (Proulx, 2008) et les différentes formes de proximité (Boschma, 2005) sont souvent mis en avant pour justifier cette forme de dépendance. D'autres formes, tenant aux effets de débordement, interviennent également. En effet, les territoires ne constituent pas des économies isolées. Au contraire, ils interagissent entre eux de multiples façons : liens amont-aval, effets de débordements technologiques (Coe et Helpman, 1995 ; Keller, 2002 ; Ertur et Koch, 2007), etc.

## ii) L'économie géographique

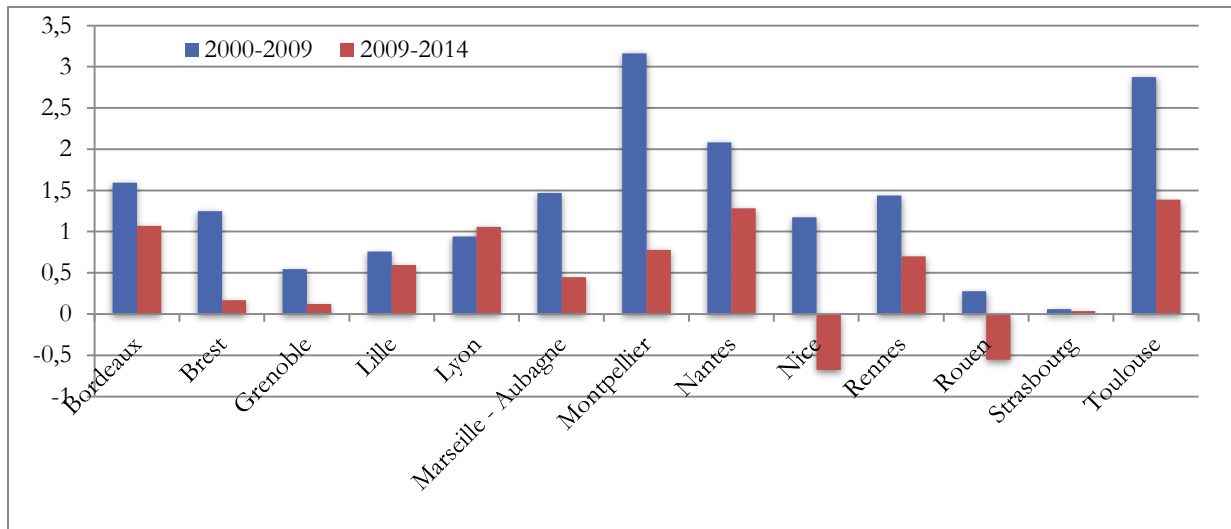
Plus systématique, cette démarche vise à identifier les ressorts de la croissance des territoires à partir de modèles mettant en évidence les facteurs qui expliquent, de manière systématique, le développement privilégié de certains territoires. Interviennent essentiellement le coût des distances à franchir et les économies d'agglomération, ainsi que le développement endogène (Martin et Sunley, 1998). Visant à identifier des facteurs généralisables, ce champ de la recherche a été exploré par nombre d'études empiriques, la plupart quantitatives visant à tester la validité des différents facteurs de développement identifiés par la théorie (ex. Partridge, 2005 ; Cheshire et Magrini, 2009).

## 5.2 LES METROPOLES N'ENTRAINENT PAS SYSTEMATIQUEMENT DANS LEUR SILLAGE LE RESTE DE LA REGION

L'appréciation globalement positive portée sur l'évolution de l'emploi dans les métropoles au cours des dernières années est une vision moyenne derrière laquelle apparaissent d'importantes différences suivant le territoire considéré. La figure 13 compare les taux de croissance annuels moyens entre 2000 et 2009 et entre 2009 et 2014. Elle confirme l'effet de ralentissement généralisé de la crise de 2008 avec un taux global de variation de l'emploi qui passe de 12,2 à 2,46%. Elle rend également compte d'un resserrement des écarts avec des taux annuels de variation de l'emploi par métropole qui se sont effondrés. Au cours de la première décennie des années 2000, ces taux variaient entre 0,06% à Strasbourg et 3,16% à Toulouse. A partir de 2009, ils s'érodent, allant de -0,68% à Nice à 1,39% à Toulouse.

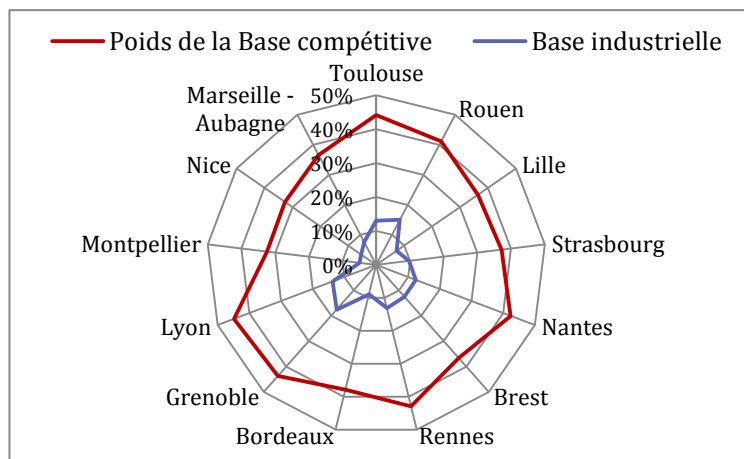
L'évolution du nombre total d'emplois salariés n'est pas le seul point de différence. La qualité intervient également. La figure 14 illustre les différences entre métropoles du point de vue de la nature des emplois qui y sont localisés. Au cours des 25 dernières années, le profil de l'emploi en France s'est largement modifié au détriment des emplois de la base compétitive. Parmi les principaux secteurs « compétitifs », l'industrie ne représente plus aujourd'hui que 39 % du total des emplois alors qu'elle avoisinait les 55% en 1975. Les services aux entreprises se sont fortement développés dans les métropoles alors qu'ils ont eu tendance à diminuer sur le reste du territoire.

Figure 13 : Taux de variation annuel moyen du nombre d'emplois salariés dans les 13 zones d'emploi métropolitaines (comparaison 2000-2009 et 2009-2014)



Source : Acooss 2009 et 2014, Pôle Emploi-Unistatis 2000, 2009

Figure 14 - Nombre d'emplois salariés dans la base compétitive et dans l'industrie par rapport au nombre total d'emplois salariés en 2009 (maille = zone d'emploi)



Sources : Acooss  
Calculs : EconomiX

Parmi les métropoles, les profils diffèrent. On trouve d'un côté des métropoles très présentes telles que Nice et Montpellier où la part de l'emploi compétitif est la plus faible et dans lesquelles l'emploi dans l'industrie est très bas alors qu'à l'autre extrémité Toulouse, Lyon, Grenoble et, dans une moindre mesure Rennes et Nantes se distinguent par un emploi dans la base compétitive relativement élevé même si la part de l'industrie au sens strict s'y révèle différente. A des profils très industriels (Grenoble, Rouen, Toulouse) s'opposent des profils davantage orientés vers les services aux entreprises (Nantes, Rennes).

En définitive, si les métropoles ont dans l'ensemble créé plus d'emploi sur la longue période et au cours des dernières années, d'importants écarts existent au sein de ces territoires. Ils apparaissent à travers les importants écarts de taux de variation de l'emploi et ressortent aussi de l'analyse de ses sources révélées par l'analyse *shift share* qui permet d'isoler les particularités locales au-delà de la dynamique sectorielle et de la dynamique nationale.

L'analyse *shift-share* est de longue date utilisée « pour analyser dans quelle mesure ces différences de croissance s'expliquent par la structure sectorielle (favorable ou défavorable) de l'économie de la région en début de période ou par la tendance spécifique (dynamisme ou absence de dynamisme) de la région en cours de période » (Beaud, 1966, p. 57). Elle permet de décomposer l'évolution d'une variable observée en trois composantes :

- Le taux de croissance national qui correspond au nombre d'emplois créés ou détruits si le territoire donné s'était comporté comme un modèle réduit du pays. Il est obtenu en appliquant le taux de croissance national à l'emploi total du territoire.
- le taux de croissance structurel ou taux de croissance hypothétique qu'aurait connu un territoire donné si chaque secteur avait connu le rythme de croissance observé dans l'ensemble du pays pour le secteur correspondant. Il est obtenu par application, à la valeur en début de période de chaque élément sectoriel de la grandeur étudiée dans le territoire, du taux de croissance effectivement réalisé au cours de la période pour ce secteur dans l'ensemble du pays,
- la composante de localisation, appelée effet local, qui compare le comportement des secteurs d'activité en un lieu et durant la période *considérée* avec celui de ces secteurs au niveau régional. Il s'agit d'un résidu, considéré comme l'expression de la dynamique propre de la région. L'effet local est positif si l'accroissement du territoire considéré est plus rapide que sa structure en début de période n'aurait normalement dû le permettre ; il est négatif dans le cas contraire et nul si les deux croissances, observée et hypothétique, sont analogues (Carré et Levratto, 2011).

#### Encadré 2 – L'effet local et l'analyse shift-share

L'effet local dont bénéficie un secteur  $s$  dans une zone d'emploi  $z$  (noté  $EG_{s,z}$ ) reflète tous les facteurs autres que le portefeuille d'activités ayant influé sur la croissance du territoire pour l'accélérer ou la freiner (situation géographique dans l'espace économique national, mesures prises en faveur ou au détriment de la région, dynamisme propre du territoire, etc.). Il est égal à la différence entre le taux d'accroissement de l'emploi observé pour un secteur  $s$  dans une zone d'emploi  $j$  ( $ET_{s,z}$ ) et le taux d'accroissement structurel hypothétique ( $ES_{s,z}$ ) de ce même secteur dans la zone d'emploi considérée. On écrit alors :

$$EG_{s,z} = ET_{s,z} - ES_{s,z} \quad (1)$$

L'effet local à l'échelle de la zone d'emploi est alors égal à la somme de l'effet géographique des différents secteurs qu'elle accueille, soit :

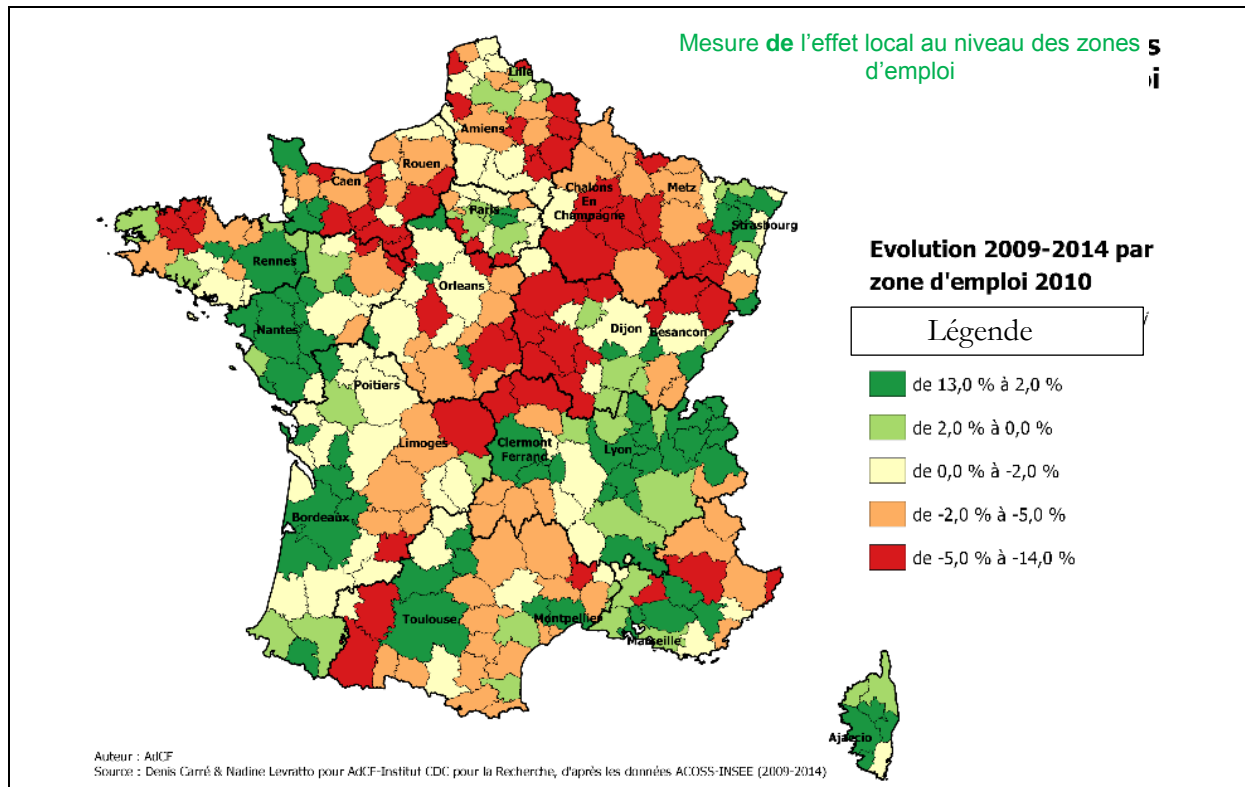
$$EG_z = \sum_s EG_{s,z} \quad (2)$$

L'effet local est positif si l'accroissement du territoire considéré est plus rapide que sa structure en début de période n'aurait normalement dû le permettre ; il est négatif dans le cas contraire et nul si les deux croissances, observée et hypothétique, sont analogues (Carré et Levratto, 2011). Par sa construction même, l'effet local mesure donc la dynamique propre au territoire et traduit une situation dominée par des avantages comparatifs naturels (géographie), et/ou institutionnels et culturels (organisation, coopération, esprit d'entreprise, capacité d'innovation, etc.).

Pour aller plus loin : Carré D. et N. Levratto (2013), La croissance des établissements industriels : une question de localisation, *Région et Développement*, n°38, pp. 93–120.

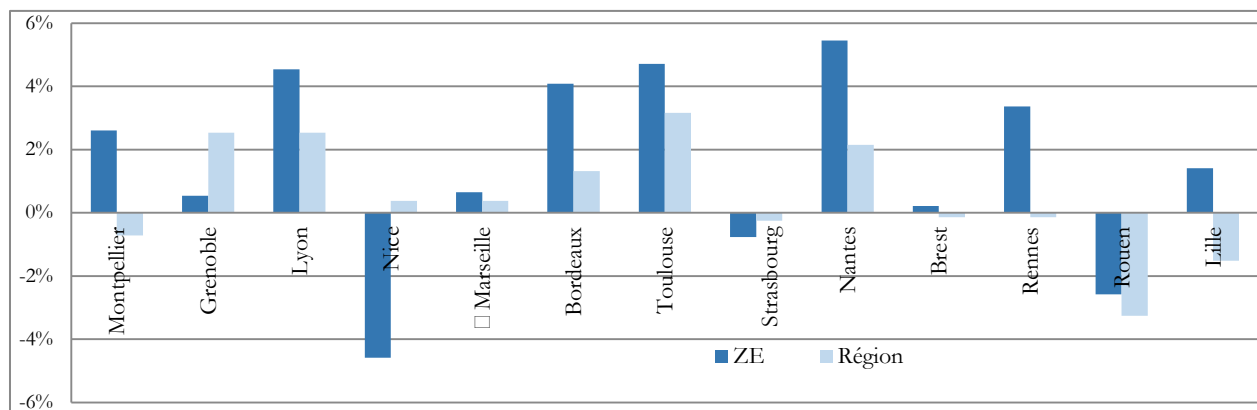
La carte de la figure 15 présente la part de la variation de la variation de l'emploi total imputable à un effet local calculé sur la période 2009-2014 à partir d'une nomenclature en 38 secteurs. Elle montre que l'effet local ne joue pas de la même façon pour les différentes métropoles.

Figure 15 - Mesure de l'effet local au niveau des zones d'emploi (sur la croissance de l'emploi total)



Ce constat trouve un complément dans la comparaison de l'effet local des zones d'emploi des métropoles et de celui de leur région d'appartenance calculé pour les seuls secteurs de la base compétitive définie par l'encadré 1 ci-dessus (figure 16).

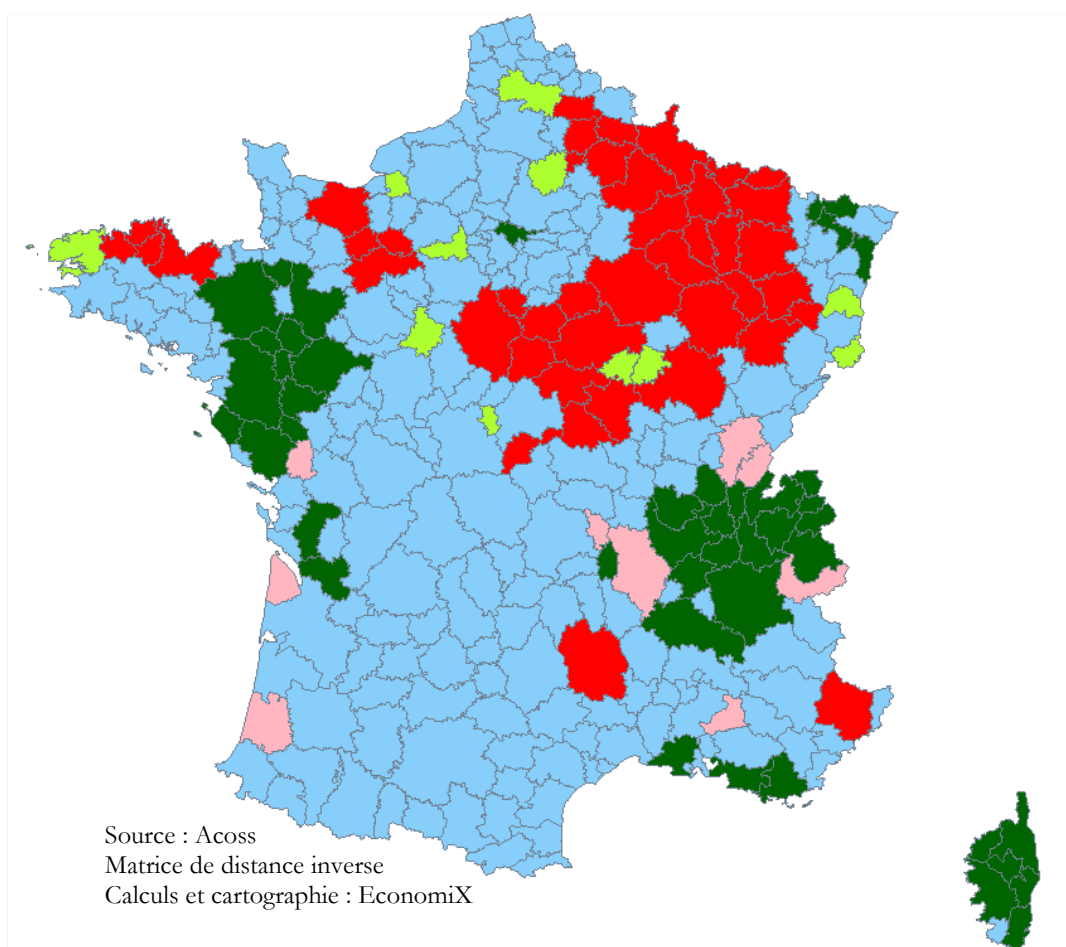
Figure 16 - Comparaison de l'effet local sur la croissance de l'emploi de la base compétitive des zones d'emploi métropolitaines et de leur région d'appartenance au cours de la période 2009-2014



Source : Acoss, Pôle Emploi

La figure 16 rend compte de situations variées allant de cas dans lesquels l'effet local de la ZE métropolitaine est largement supérieur à celui de la région (Lille, Lyon, Montpellier, Rennes) à des situations où l'effet local de la ZE métropolitaine est plus faible que celui de la région (Grenoble, Nice) en passant par des cas, plus rares, de situations équilibrées (Marseille, Strasbourg).

Figure 17 – Statistique LISA de l'effet local (croissance de l'emploi total 2009-2014)



L'analyse spatiale de l'effet local permet de préciser les modalités de l'insertion des métropoles dans leurs contextes régionaux respectifs. La carte 17 précise tout d'abord la tendance de l'effet local (positif, vert sombre et clair, rouge et rose), les teintes claires correspondant aux situations frontières entre les 2 tendances, vert clair, territoires isolés. Elle montre ainsi que les métropoles n'entretiennent pas toutes les mêmes relations à leur environnement. Les unes sont plutôt en situation de connexion (Nantes, Rennes, Lyon, Grenoble, Strasbourg et Marseille, pour les territoires en croissance, et Nice comme cas de territoire en repli). Alternativement, Montpellier, Bordeaux, Toulouse et Lille se situent au sein de territoires témoignant de dynamiques non homogènes. Ceci est également vrai pour la métropole du Grand Paris.

Cette carte permet également de tirer un certain nombre d'enseignements sur l'ampleur des mécanismes « d'entraînement » éventuels entre les territoires. On peut ainsi déduire de la position de la ZE de Bordeaux, que sa dynamique paraît insuffisante pour induire des effets positifs suffisants pour faire basculer l'ensemble des territoires contigus dans des dynamiques suffisamment proches pour construire un espace suffisamment homogène (degré de pertinence statistique). Pour la Métropole lilloise, la situation est plus évidente dans la mesure où, elle apparaît quasiment seule au milieu de ZE à effet local négatif.

Cette situation peut recouvrir différents phénomènes ou correspondre à différentes interprétations. La première considère que le développement de la métropole lilloise a été possible par des politiques visant à favoriser des mutations sectorielles, le développement

d'infrastructures, etc. Mais, on ne peut ici écarter l'hypothèse de pratiques visant à favoriser la captation de ressources des territoires à proximité. Sans doute, et ceci sera repris dans la démarche monographique, la dynamique lilloise est le double résultat de la « modernisation » de son système productif et corrélativement de l'attractivité qu'il a induit (en termes d'emploi) sur ZE proches.

Cette carte ne rend toutefois pas compte du fait de savoir si une zone d'emploi donnée, celle de la ZE métropolitaine de Nantes par exemple, bénéficie d'un surplus de croissance du fait de cette localisation au sein de territoires en convergence dynamique ou au contraire si elle « redistribue » une partie de cette croissance. Si cette analyse permet de valider l'existence de phénomènes de dépendance entre le territoire métropolitain, mesuré au niveau des ZE, et les territoires contigus et/ou à proximité, il n'est à ce stade pas possible d'établir de corrélation entre les évolutions observées et les « liens socio-économiques ».

### 5.3 ANALYSE APPROFONDIE DE CINQ METROPOLES

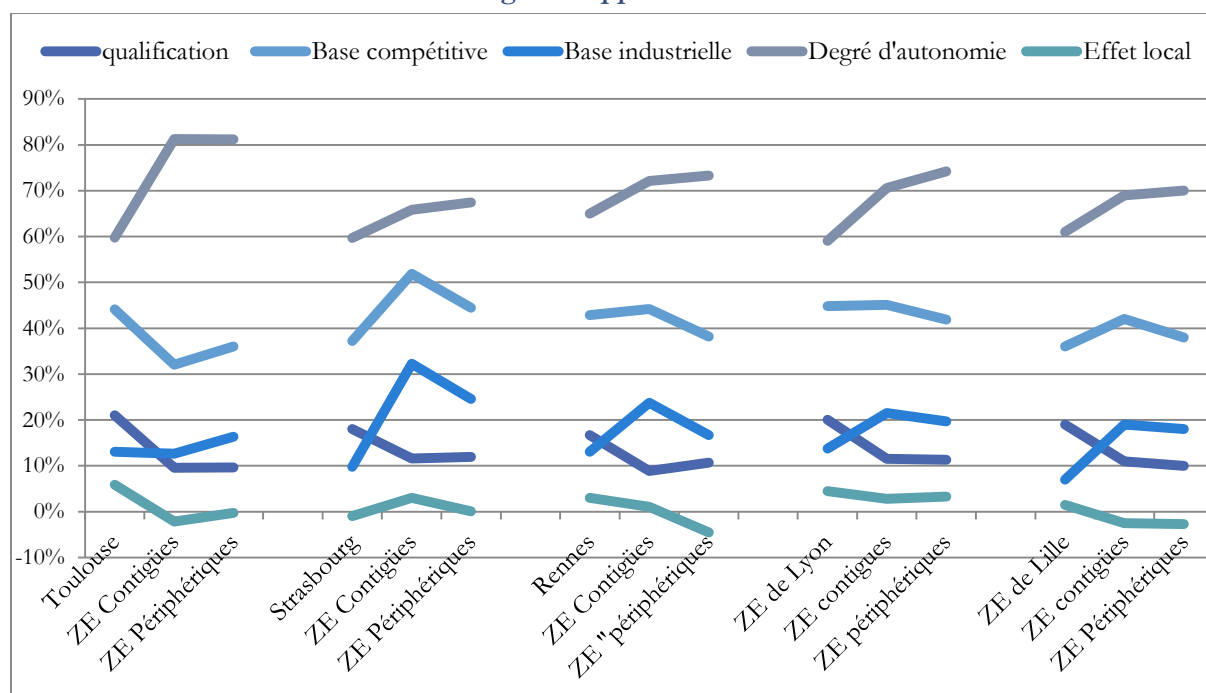
Cette section vise à établir des éléments comparatifs entre les cinq métropoles retenues pour cette analyse monographique. Il s'agit de repérer les similitudes et différences entre ces cinq territoires du point de vue de leurs caractéristiques de base, leur profil productif et leurs performances en tenant compte de leur situation vis-à-vis de leurs ZE contigües et périphériques respectives.

Schématiquement, il s'agit d'essayer de voir en quoi l'hypothèse de développement associé ou de débordement peut être vérifiée. Nous cherchons donc à apprécier dans quelle mesure les métropoles affectent le développement des territoires voisins. Nous mettons en évidence ce qui, dans la dynamique des ZE non métropolitaines peut provenir de leur proximité à une métropole. A priori, ces phénomènes devraient plus particulièrement concerner les ZE contigües pour des motifs de diffusion spatiale, de contagion, etc. Mais il est également possible de concevoir des interrelations entre territoires disjoints à travers des flux marchands ou des transferts entre établissements constitutifs d'une même entreprise. La démarche comparative va permettre, d'une part, de montrer la diversité des situations et, d'autre part, de fournir des éléments d'interprétations de ces situations contrastées.

Les analyses qualitatives corroborent les résultats quantitatifs. L'hypothèse d'un effet de débordement des métropoles est en partie validée par les relations observées entre les ZE métropolitaines et les autres ZE de leur région d'appartenance mais, l'intensité de ces effets et la nature des canaux de transmission diffèrent d'une métropole à l'autre.

La figure suivante reprend les données comparatives de chaque métropole, à savoir le degré de qualification, la part de la base compétitive et de la base industrielle dans l'emploi salarié total, le degré d'autonomie des établissements et finalement l'effet local. Pour chacune de ces variables, la figure 18 situe les valeurs correspondant à la Métropole, aux ZE contigües et aux ZE périphériques. Chaque caractéristique fait donc l'objet d'une analyse intrinsèque puis est mise en relation avec l'effet local. De cette démarche comparative résultent des schémas interprétatifs de la réalité de la relation entre l'effet local des métropoles et celui qui est calculé pour les zones d'emploi mitoyennes et les autres zones d'emploi constitutives de la région d'appartenance.

Figure 18 - Comparaisons des caractéristiques des ZE de cinq métropoles et des ZE de leur région d'appartenance



Sources : Acoos, Insee. Calculs des auteurs.

Note : le périmètre de la métropole est défini ici par sa zone d'emploi ; les ZE périphériques sont toutes les ZE de la région d'appartenance de la métropole hors ZE contigüe

La suite s'organise en trois temps :

- i) repérage de l'éventuelle existence de régularités dans la distribution des données structurelles (bases industrielle et compétitive, densité, qualification, degré d'indépendance)
- ii) comparaison de l'effet local
- iii) articulation des caractéristiques structurelles aux performances des territoires mesurées par l'effet local.

### 5.3.1 DES REGULARITES SPATIALES DES CARACTERISTIQUES STRUCTURELLES ?

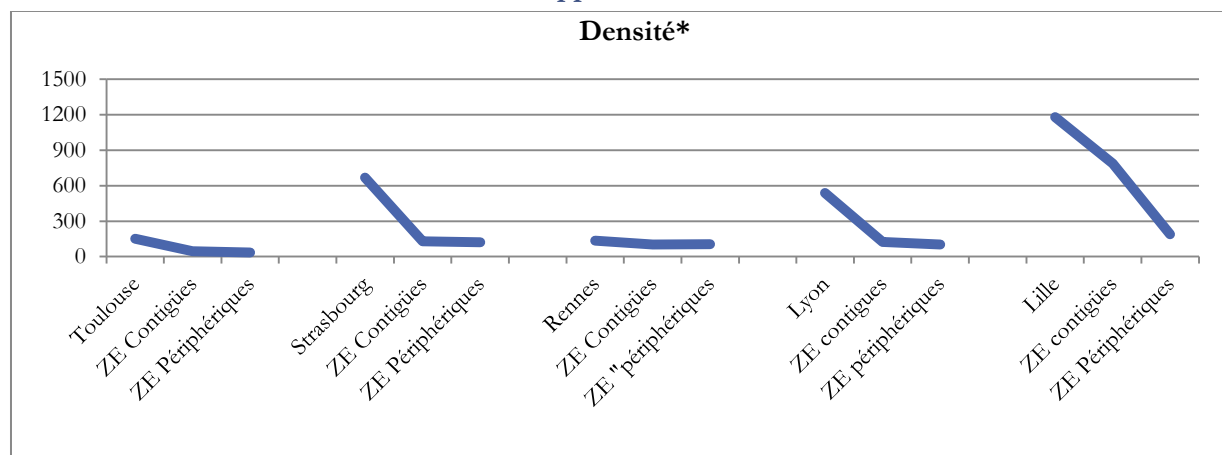
Sur la figure 19, les zones d'emploi métropolitaines, les territoires contigus et le reste du territoire des régions d'appartenance sont comparés sur la base des différents indicateurs suivants :

- Le degré d'autonomie mesuré par la part de l'emploi dans des établissements appartenant à des entreprises indépendantes est systématiquement plus faible dans les métropoles que dans les autres ZE et la valeur de cet indicateur pour ZE contigües est plus faible que celle des ZE périphériques. Plus on s'éloigne de la métropole, plus les territoires sont autonomes. Toutefois les écarts entre ZE s'avèrent sensiblement différents selon les métropoles. La rupture la plus forte est observée à Toulouse alors que Strasbourg ne respecte pas la règle commune. Avec une part des groupes plus faible que dans les autres territoires, Rennes et Lille se distinguent également des autres métropoles tout en respectant la règle de croissance de l'autonomie avec la distance.



- La base compétitive est élevée et supérieure à 40% à Toulouse, Rennes et Lyon mais, bien que pour des raisons différentes, Lille et Strasbourg ne s'inscrivent pas dans ce schéma. Les ZE contiguës se caractérisent partout, sauf à Toulouse, par un taux d'emplois dans la base compétitive supérieur à celui de la métropole et des ZE périphériques. Enfin, les écarts sont plus importants à Toulouse et Strasbourg.
- La base industrielle est systématiquement plus faible au sein de la Métropole avec toutefois des nuances. Si Lyon et Toulouse sont très semblables sur ce point (Toulouse avec une forte spécialisation, Lyon avec une plus grande diversification de l'activité), Lille et Strasbourg présentent des bases industrielles très en retrait par rapport aux autres ZE. On peut noter un certain parallèle entre base industrielle et base compétitive.
- La part des cadres et des professions intellectuelles supérieures est plus élevée dans les métropoles, relativement identique pour l'ensemble des autres zones avec, ici encore, des écarts d'amplitude variable entre la métropole et les autres ZE. Elle est faible à Rennes et Strasbourg et élevée à Toulouse.
- Si la densité (Cf. figure 19) est systématiquement supérieure dans l'espace métropolitain, les différences entre les densités au sein des régions concernées sont extrêmement contrastées. A une certaine égalité caractéristique de Toulouse et Rennes et de leurs ZE avoisinantes s'opposent des situations nettement plus contrastées comme à Lyon et surtout Strasbourg et Lille. La densité semble associée au développement sur la longue période : les zones de vieille tradition industrielle sont plus denses que celles dont le développement est plus récent.

**Figure 19 - Comparaisons de la densité en emploi des 5 métropoles et des ZE de leur région d'appartenance**



\* Nombre d'emplois au km<sup>2</sup> en 2008

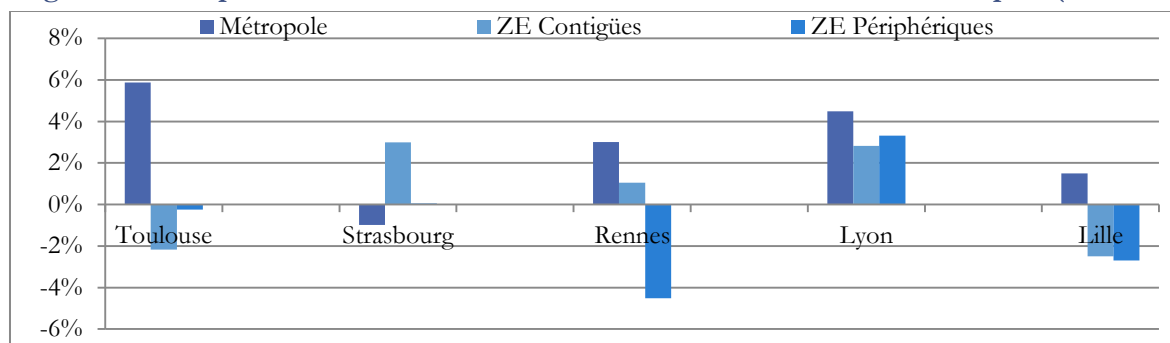
Sources : Acooss, Insee. Calculs des auteurs.

Note : le périmètre de la métropole est défini ici par sa zone d'emploi; les ZE périphériques sont toutes les ZE de la région d'appartenance de la métropole hors ZE contiguë

### 5.3.2 LA DISTRIBUTION COMPAREE DE L'EFFET LOCAL 2009 – 2014

La figure 20 rend compte des différences entre métropoles de l'effet local entre 2009 et 2014. Les écarts sont les plus importants à Toulouse puis, dans une moindre mesure, à Lyon, Rennes et Lille. Strasbourg se distingue des quatre autres métropoles par son effet local négatif.

Figure 20 - Comparaison des effets locaux en fonction de la distance à la métropole (2009 – 2014)



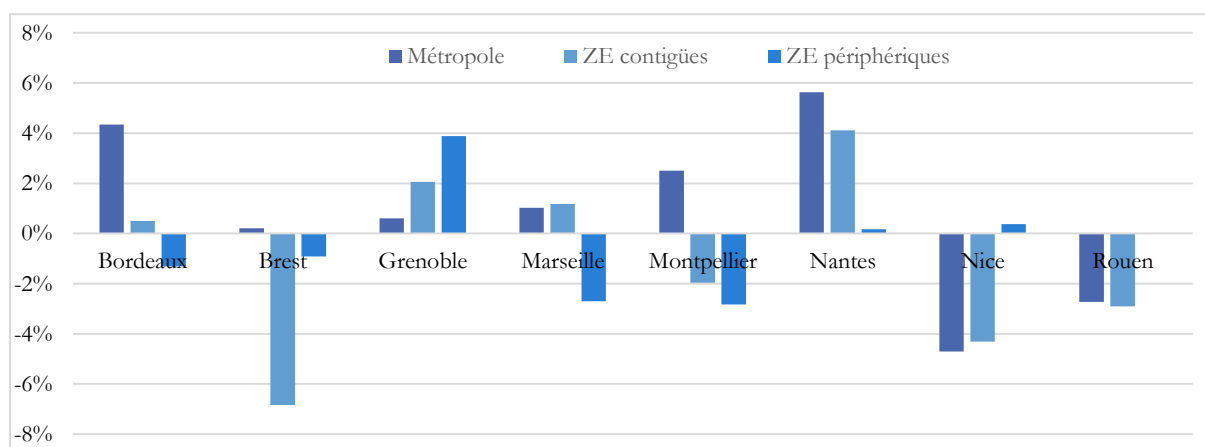
Sources : Acoiss, 2009, 2014. Calculs des auteurs.

Note : le périmètre de la métropole est défini ici par sa zone d'emploi; les ZE périphériques sont toutes les ZE de la région d'appartenance de la métropole hors ZE contigüe

Ce graphique fait apparaître des profils opposés tant du point de vue des écarts entre l'effet local de la ZE de la métropole et celui des territoires avoisinants que de leur hiérarchie. Les ZE métropolitaines de Toulouse, Rennes et Lille se caractérisent par des écarts relativement élevés avec les territoires voisins; en revanche Lyon et Strasbourg ressemblent davantage aux ZE du reste de la région. Par ailleurs, les hiérarchies entre ZE contigües et périphériques sont également différentes : la proximité est favorable aux ZE contigües à Rennes, Lille et Strasbourg, par contre les ZE plus éloignées font mieux et à Toulouse et à Lyon. Contrairement à la région Occitanie, la région Rhône-Alpes est en outre caractérisée par une très forte homogénéité.

La typologie obtenue par l'analyse approfondie des cinq métropoles précédentes (Cf. le rapport intermédiaire 3) a été appliquée au huit autres métropoles. La figure 21 rend compte du résultat.

Figure 21 - Comparaison des effets locaux en fonction de la distance à la métropole (2009 – 2014)



Source : Acoiss, 2009 et 2014. Calculs des auteurs.

Note : le périmètre de la métropole est défini ici par sa zone d'emploi; les ZE périphériques sont toutes les ZE de la région d'appartenance de la métropole hors ZE contigües

### 5.3.3 ELEMENTS D'APPRECIATION DE L'EFFET METROPOLITAIN

L'option retenue consiste à distinguer les systèmes régionaux métropolitains, composés de la zone d'emploi correspondant à la Métropole éponyme, des ZE contigües et des ZE

périphériques, selon que l'effet local est plutôt identique entre les territoires concernés, ou hiérarchisé en faveur de la métropole. On suppose que la métropole exerce un effet de débordement si les performances des territoires se rapprochent de celles de la métropole. Trois catégories de systèmes métropolitains nous paraissent pouvoir alors être distinguées. Les deux premières présentent des dynamiques économiques favorables à des degrés divers tandis que la troisième révèle la possibilité de sous-performance de ce type de territoire.

#### 5.3.3.1 LES METROPOLES AUTO-CENTREES

Le premier cas observé est celui de métropoles obtenant des performances positives et largement supérieures à celles des autres ZE de leur région d'appartenance, en particulier les ZE « contigües ». Malgré leurs différences, Lille et Toulouse relèvent de cette catégorie :

- Lille s'inscrit dans une logique de reconversion qui l'a conduite à réviser un modèle essentiellement fondé sur les industries traditionnelles. La très forte contraction de sa base industrielle n'a été que partiellement compensée par le développement des services aux entreprises, ce qui explique le faible niveau de sa base compétitive. De fait, Lille apparaît largement déconnectée des territoires de tradition industrielle traditionnelle (textile à Roubaix) ou récente (transports à Douai et Valenciennes). On pourrait dans ce cas parler d'une métropole hors sol régional.
- Le développement de Toulouse est au contraire fondé sur la filière aéronautique, composée de différents secteurs industriels, de services à haute valeur ajoutée et de services plus banalisés. Toutefois, si certaines ZE paraissent tirées par cette dynamique industrielle, des écarts très marqués tant au niveau de l'effet local que des structures (degré d'indépendance) peuvent être observés. Dans le meilleur des cas, cette situation pourrait refléter une dynamique collective en construction. Nous pensons plutôt qu'elle est révélatrice d'un modèle essentiellement basé sur des relations économiques inscrites dans la filière aéronautique, cette dépendance du territoire à un secteur particulier conférant une certaine fragilité au système économique local toulousain.
- Enfin, il est envisageable de rapprocher ici le cas de Montpellier même si la période récente a mis en évidence une fragilité relative de la dynamique d'emploi au sein de cette métropole.

#### 5.3.3.2 DES METROPOLES A DYNAMIQUE PARTAGEE

Lyon et Rennes, de par leur tradition, leur poids socio-économique ou leur position au sein de leur territoire, sont assez difficilement comparables. Elles s'inscrivent néanmoins dans une logique de co-développement assurant en particulier à leurs ZE contigües, le partage d'une dynamique de croissance de l'emploi.

- Rennes semble associer ses territoires proches à sa dynamique mesurée par l'effet local par l'intermédiaire de secteurs d'activités économiques particuliers (les industries agroalimentaires) et de fonctions ou services associés. Toutefois, la position géographique excentrée réduit l'influence de la croissance de la métropole sur le reste de la région, une partie de son influence diffusant sur la région Pays de la Loire n'étant pas prise en compte ici.

- En plus de la place centrale qu'elle occupe dans la région Rhône-Alpes, Lyon entretient également nombre de coopération avec des ZE Rhône-alpines contiguës ou périphériques. En effet, bases industrielle et compétitive sont également partagées autour de spécialisations industrielles, de services dédiés et de coopérations de fait plus aisées à mettre en œuvre et plus traditionnellement activées. Ceci nous conduit à positionner Lyon dans une trajectoire métropolitaine d'équilibre et de coopération, constituant ainsi une forme de modèle métropolitain par excellence dans le contexte des attentes des politiques mises en œuvre au niveau national.
- Bordeaux, Marseille et Nantes peuvent également être intégrées à cette catégorie. Le cas de Nantes dont l'influence sur les territoires contigus est positive et significative peut être considéré comme emblématique de ce type de zones d'emplois métropolitaines. L'effet dynamisant, quoique visible, est cependant moins marqué pour Bordeaux et Marseille.

### 5.3.3.3 DES METROPOLES A DYNAMIQUE INVERSEE

Cette dernière catégorie est composée de métropoles dont la dynamique économique est moins favorable que celle des territoires qui les entourent, contredisant ainsi l'idée de la métropole comme moteur régional. Ces territoires posent des questions touchant à l'adéquation entre la structure et les stratégies industrielles retenues.

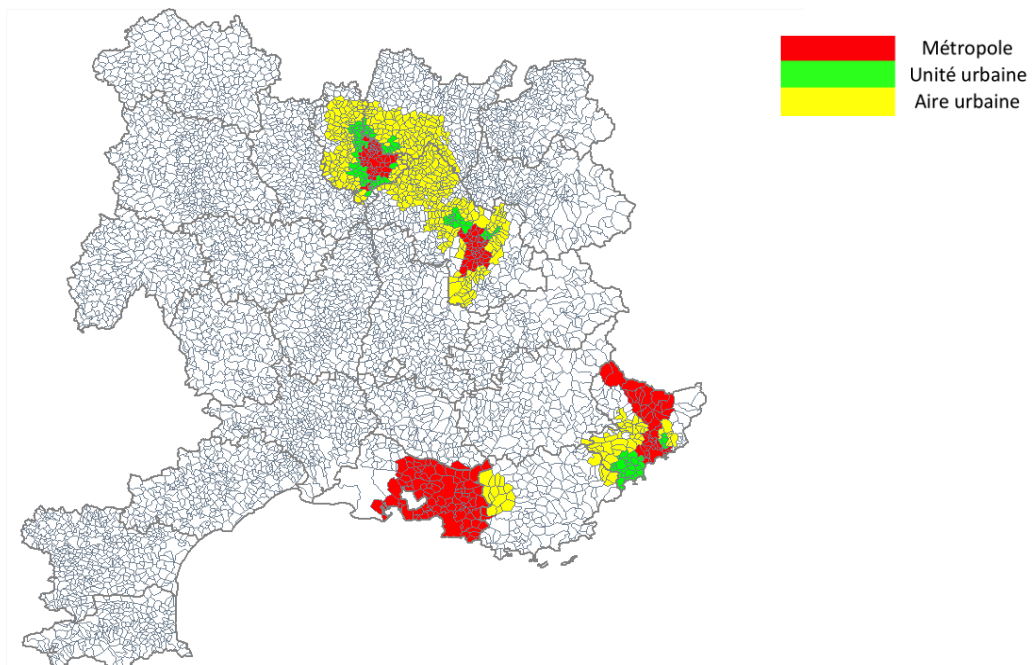
Le cas de la moindre performance de Strasbourg peut s'expliquer par des tensions entre deux orientations entre lesquelles un arbitrage net est difficile à déceler. Cette métropole est-elle à la recherche d'un modèle industrialo-productif à la rhénane ou va-t-elle s'engager dans une trajectoire faisant des activités métropolitaines un moteur complémentaire efficace ? L'effet local réduit observé à Grenoble au regard des territoires contigus pose également la question de son orientation vers une spécialisation renforcée en matière d'activités technologiques ou d'activités métropolitaines (tertiaire supérieur) susceptibles de favoriser la création d'emploi et d'affirmer son caractère de métropole (Ambrosino, Linossier, Talandier, 2016) ?

Malgré des contextes géographiques éminemment différents, les métropoles de Nice et Rouen partagent un profil identique : un repli relatif de l'emploi qui concerne également leurs territoires contigus.

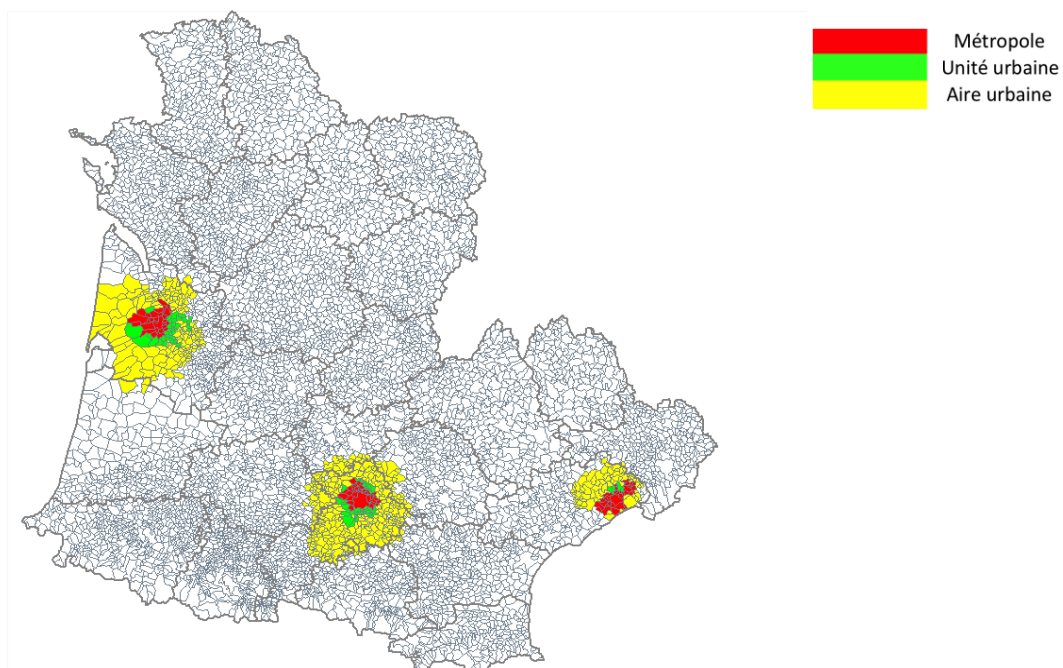
## ANNEXES

### ANNEXE 1 : CARTOGRAPHIE DES METROPOLES, DE LEUR AIRE URBAINE ET DE LA COURONNE PERI URBAINE

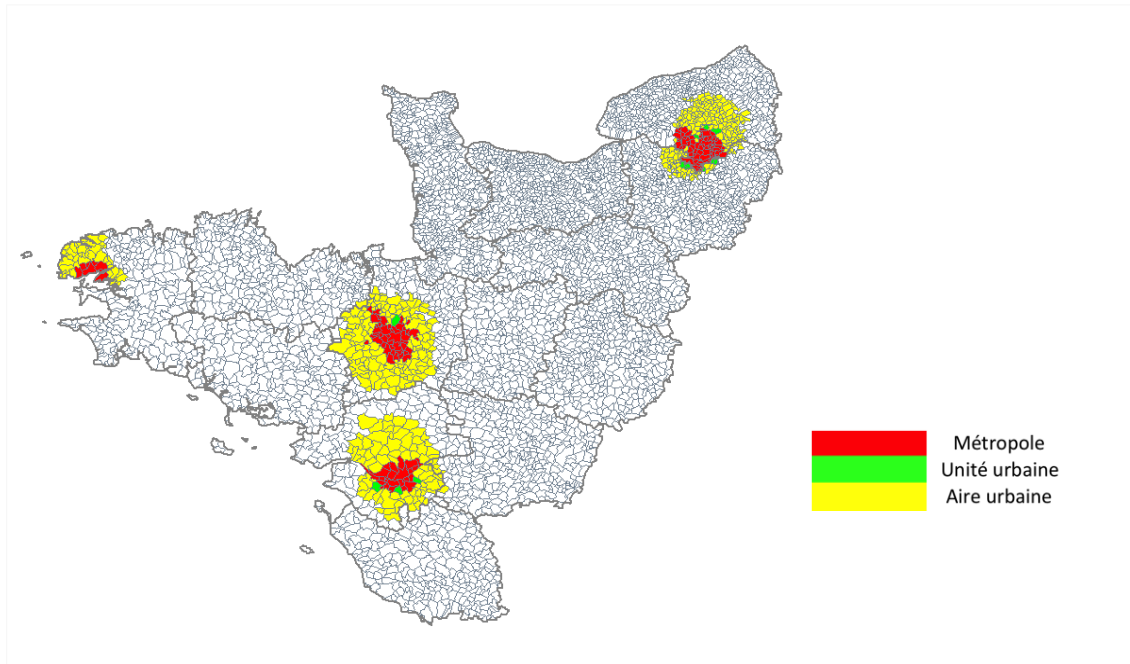
- Aix-Marseille, Grenoble, Lyon et Nice



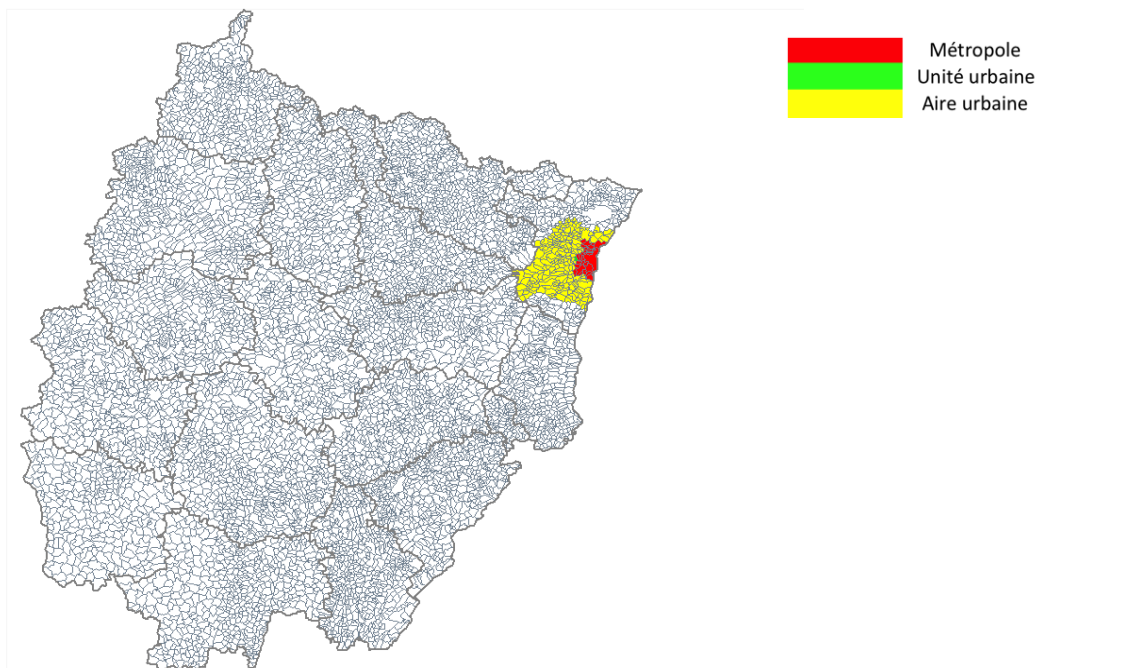
- Bordeaux, Montpellier, Toulouse



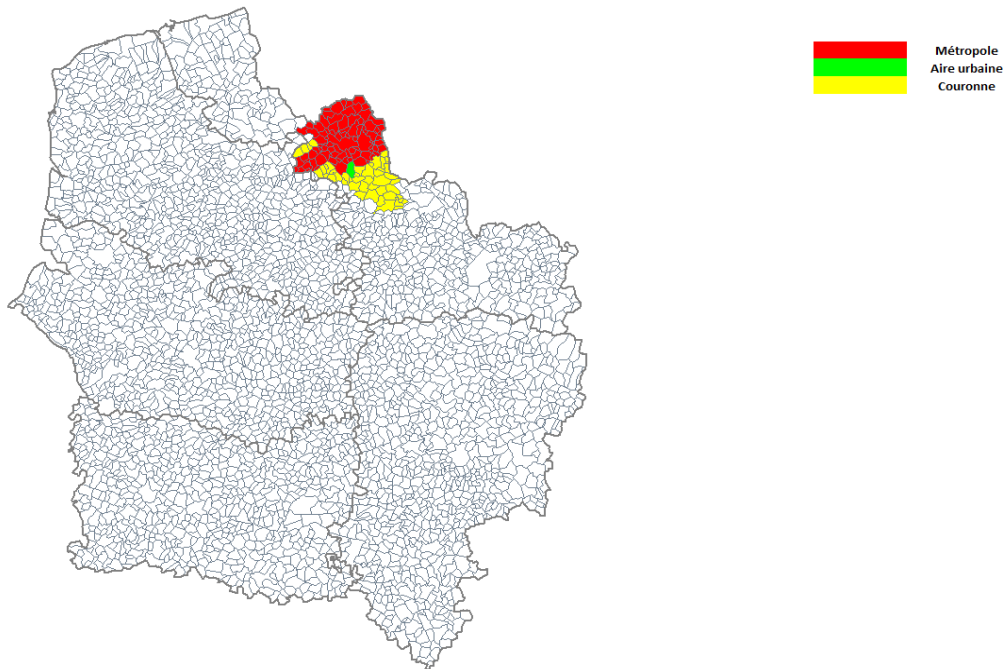
- Brest, Nantes, Rennes, Rouen



- Strasbourg



- Lille



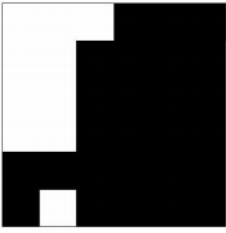
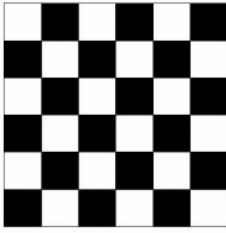
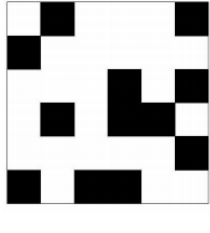
## ANNEXE 2 : ANALYSE EXPLORATOIRE ET ECONOMETRIE SPATIALE

### AUTOCORRELATION SPATIALE GLOBALE

L'autocorrélation spatiale peut être définie de façon intuitive comme la ressemblance des valeurs en fonction de leur localisation géographique, en d'autres termes par l'absence d'indépendance entre les observations géographiques. Le terme autocorrélation spatiale est classiquement utilisé comme synonyme de dépendance spatiale (Cliff et Ord, 1981). L'autocorrélation traduit le degré de structuration spatiale d'une variable régionalisée, autrement dit une forme de complexité spatiale. La première étape du traitement statistique d'une variable régionalisée consiste à décrire sa structure d'autocorrélation spatiale.

Sa présence est manifeste lorsque, sur un espace donné, les valeurs prises par une variable aléatoire continue ou discrète se répartissent de façon semblable pour deux entités géographiques voisines et non de manière aléatoire (figure 22). L'autocorrélation spatiale est positive lorsque les valeurs mesurées dans des stations voisines se ressemblent davantage qu'elles ne ressemblent aux autres valeurs. Elle traduit une tendance à la concentration dans l'espace de valeurs élevées ou faibles d'une variable aléatoire. Inversement, l'autocorrélation spatiale négative correspond à la situation où chaque unité géographique est entourée par des localisations voisines dont la variable aléatoire prend des valeurs différentes. Une autocorrélation spatiale nulle correspond à une répartition aléatoire des valeurs dans l'espace.

Figure 22 – Représentation simplifiée des différents types d'autocorrélation spatiale

		
Autocorrélation spatiale positive	Autocorrélation spatiale négative	Autocorrélation spatiale nulle
Note: Ces figures représentent un champ dichotomique à valeurs 0 ou 1 représentées respectivement par les couleurs blanche et noire et constant sur les carrés d'une grille régulière.		

La statistique I de Moran est la statistique la plus couramment utilisée pour mesurer l'autocorrélation spatiale (Cliff et Ord, 1973 ; 1981 ; Upton, Fingleton, 1985 ; Haining, 1990). Elle représente pour chaque variable  $x$  le degré d'association linéaire entre sa valeur à une certaine localisation et la moyenne pondérée spatialement de ses voisins. Cette statistique s'écrit de la façon suivante :

$$I_i = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

Avec  $x_i$  l'observation sur l'unité spatiale  $i$ ,  $\bar{x}$  est la moyenne des observations des unités spatiales,  $w_{ij}$  est un élément de la matrice de poids spatial  $W$  qui indique la façon dont l'unité spatiale  $i$  est spatialement connectée à l'unité spatiale  $j$ . Il est habituellement représenté par un diagramme, le "Moran scatterplot" qui prend la forme d'un nuage de points de  $WX$  contre  $X$ , où  $X$  est centrée et  $W$  normalisée. Les deux propriétés  $X$  centrée et  $W$  normalisée impliquent que la moyenne empirique de  $WX$  est égale à  $\bar{X}$  et donc à 0. On peut superposer au nuage la droite de régression qui passe donc par l'origine. La pente de celle-ci est égale à l'indice de Moran. Ce diagramme permet de détecter des points aberrants et à apprécier le degré d'autocorrélation.

Le choix de définition de la matrice de poids utilisée est une étape cruciale dans l'analyse de l'autocorrélation spatiale. En effet, pour capter l'interdépendance entre unités spatiales, il faut considérer leurs positions relatives. Pour cela, on doit spécifier de manière exogène la topologie du système spatial en construisant une matrice de poids. Cette matrice est une matrice carrée, ayant autant de lignes et de colonnes qu'il y a de zones géographiques (on note  $N$  le nombre d'unités spatiales), où chaque terme  $w_{ij}$  représente la façon dont la région  $i$  et la région  $j$  sont connectées spatialement.

Les matrices les plus utilisées sont les matrices de contiguïté. La contiguïté entre deux régions se définit par le fait qu'elles ont une frontière commune et chaque terme de cette matrice est égal à 1 si les régions sont voisines et 0 sinon (par convention, une région n'est pas contiguë avec elle-même et donc  $w_{ii} = 0$ ). C'est la forme la plus simple d'interactions spatiales, souvent suffisante pour déterminer les niveaux d'autocorrélation spatiales d'une variable. Cette notion de contiguïté peut être généralisée : deux régions  $i$  et  $j$  sont contiguës à l'ordre  $k$  si  $k$  est le nombre minimal de frontières à traverser pour aller de  $i$  à  $j$ . Ces matrices de contiguïté sont souvent utilisées en raison de leur simplicité mais apparaissent restrictives pour ce qui est de leur définition de la connexion spatiale entre territoires.



Une autre possibilité consiste à utiliser des matrices de distance. La matrice des distances est une mesure d'intensité spatiale qui peut être utilisée quand les données sont spatialisées sous forme de points. Lorsqu'on étudie des unités spatiales, la distance prise en compte est généralement la distance entre leurs centroïdes. Cette distance peut être intégrée sous différentes formes : linéaire, quadratique ou logarithmique. Plusieurs indicateurs peuvent être utilisés selon la définition de la distance : distance à vol d'oiseau, distance par routes ou généralisation aux temps de transport ou à des indices d'accessibilité. Diverses spécifications sont également disponibles, les plus utilisées étant la fonction exponentielle négative (1) ou une fonction de l'inverse de la distance (2). Si  $d_{ij}$  désigne la distance entre la région  $i$  et la région  $j$ , les éléments de la matrice de distance pour ces deux cas sont définis par :

$$(1) \quad w_{ij} = e^{-\alpha d_{ij}}$$

$$(2) \quad w_{ij} = \begin{cases} d_{ij}^{-\beta} & \text{si } d_{ij} < \bar{d} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

$\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres déterminés a priori,  $\bar{d}$  est la valeur seuil au-delà de laquelle on suppose que les régions  $i$  et  $j$  ne sont pas connectées.

D'autres spécifications possibles de la matrice de poids sont présentées dans Upton et Fingleton (1985) ou Anselin (1988a).

Dans le but de permettre la comparaison des paramètres spatiaux  $j$  entre les modèles, les matrices de poids sont standardisées : chaque élément  $w$  de la matrice est divisé par la somme totale de la ligne  $\sum_j w_{ij}$ . Les poids sont alors compris entre 0 et 1 et cette opération rend les paramètres spatiaux comparables entre les modèles économétriques. L'interprétation des poids est également modifiée. Par exemple, dans le cas d'une matrice de distance, standardiser la matrice de poids signifie qu'on suppose que la connexion entre deux régions dépend de la distance relative entre elles et non plus de la distance absolue.

## AUTOCORRELATION SPATIALE LOCALE

La statistique  $I$  de Moran préalablement présentée constitue une mesure globale de l'autocorrélation spatiale mais ne permet pas d'analyser la structure locale de cette autocorrélation. Dans une analyse du territoire, il est pourtant important d'identifier les unités spatiales qui contribuent majoritairement à l'autocorrélation spatiale globale mais aussi de détecter de détecter quels groupes d'unités spatiales contiguës dévient du schéma global d'autocorrélation spatiale.

Deux outils permettent de réaliser l'analyse de l'autocorrélation spatiale locale : le graphique de Moran (Anselin, 1996) et les indicateurs locaux d'association spatiale ou LISA. (Anselin, 1995).

### ➤ Le diagramme de Moran

Il se structure autour de quatre différents quadrants correspondant à quatre schémas différents d'association spatiale entre un canton et ses voisins.

Les deux premiers quadrants indiquent un regroupement spatial de valeurs similaires et, de ce fait, signalent une autocorrélation spatiale positive:

- le quadrant HH contient les unités spatiales associées à une valeur élevée entourées d'unités spatiales elles-mêmes associées à des valeurs élevées ;

- le quadrant LL contient les unités spatiales associées à une valeur faible entourées d'unités spatiales elles-mêmes associées à des valeurs faibles.

Les deux autres quadrants indiquent un regroupement spatial de valeurs dissemblables et sont par conséquent associés à une autocorrélation spatiale négative.

- le quadrant HL contient les unités spatiales associées à une valeur élevée entourées d'unités spatiales elles-mêmes associées à des valeurs faibles ;

- le quadrant LH contient les unités spatiales associées à une valeur faible entourées d'unités spatiales elles-mêmes associées à des valeurs élevées.

Le diagramme de Moran est ainsi utilisé pour visualiser les localisations atypiques. Il ne fournit cependant aucune information sur la significativité des regroupements spatiaux. C'est pourquoi les LISA sont utilisées conjointement.

#### ➤ Les LISA

Ces derniers sont destinés à tester l'hypothèse de distribution aléatoire en comparant les valeurs de chaque localisation spécifique avec les valeurs dans les localisations avoisinantes. Pour Anselin (1995), une statistique LISA doit satisfaire deux propriétés. D'une part, pour chaque unité, elle fournit une indication sur le regroupement spatial significatif de valeurs similaires autour de cette unité. Et d'autre part, la somme des LISA associées à toutes les observations est proportionnelle à un indicateur global d'association spatiale.

ANNEXE 3 : RESULTATS DE L'ESTIMATION DU TAUX DE CREATION D'ENTREPRISES



## Brest

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
Estimation	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
Cs3	-0.002 (-0.500)	0.003 (0.483)	-0.008 (-1.751)	-0.006 (-1.155)	-0.002 (-0.430)	-0.009 (-1.832)	-0.006 (-1.004)	-0.002 (-0.500)	0.003 (0.483)	-0.007 (-1.608)	-0.004 (-0.746)	-0.002 (-0.516)	-0.006 (-1.287)	-0.002 (-0.268)		
Pop_Act	-0.063 (-0.801)	0.848*** (25.482)	0.143* (2.321)	0.444*** (6.009)	0.122 (1.736)	0.120 (1.707)	0.866*** (22.659)	-0.063 (-0.801)	0.848*** (25.482)	0.068 (1.115)	0.429*** (4.737)	-0.032 (-0.430)	-0.023 (-0.317)	0.867*** (22.449)		
Unempl	0.017 (1.265)	0.010 (0.610)	0.003 (0.237)	0.001 (0.090)	-0.003 (-0.232)	0.002 (0.152)	-0.011 (-0.642)	0.017 (1.265)	0.010 (0.610)	0.008 (0.652)	0.006 (0.416)	0.014 (1.121)	0.011 (0.871)	0.002 (0.090)		
Indep	-0.097 (-1.128)	-0.144 (-1.543)	-0.154 (-1.879)	-0.131 (-1.375)	-0.090 (-1.088)	-0.133 (-1.592)	-0.132 (-1.360)	-0.097 (-1.128)	-0.144 (-1.543)	-0.155 (-1.919)	-0.158 (-1.692)	-0.139 (-1.812)	-0.085 (-1.012)	-0.158 (-1.651)		
C5	-0.023 (-0.300)	-0.314*** (-3.418)	-0.074 (-0.982)	-0.154 (-1.742)	-0.074 (-1.061)	-0.108 (-1.401)	-0.396*** (-4.109)	-0.023 (-0.300)	-0.314*** (-3.418)	-0.055 (-0.737)	-0.154 (-1.741)	-0.049 (-0.672)	0.004 (0.057)	-0.308** (-3.183)		
Herfindal	0.011 (0.346)	0.057 (1.549)	0.034 (1.159)	0.039 (1.129)	0.042 (1.559)	0.035 (1.150)	0.079* (2.100)	0.011 (0.346)	0.057 (1.549)	0.023 (0.807)	0.036 (1.057)	0.018 (0.625)	-0.005 (-0.173)	0.045 (1.170)		
2005	-0.187*** (-14.132)	-0.198*** (-12.966)	-	-	-	-	-	-0.187*** (-14.132)	-0.198*** (-12.966)	-	-	-	-	-		
2006	-0.158*** (-12.168)	-0.174*** (-11.465)	-	-	-	-	-	-0.158*** (-12.168)	-0.174*** (-11.465)	-	-	-	-	-		
2007	0.000 (0.015)	-0.018 (-1.163)	-	-	-	-	-	0.000 (0.015)	-0.018 (-1.163)	-	-	-	-	-		
2008	-0.074*** (-6.262)	-0.158*** (-10.488)	-	-	-	-	-	-0.074*** (-6.262)	-0.158*** (-10.488)	-	-	-	-	-		
2009	-0.089*** (-5.498)	-0.077*** (-5.276)	-	-	-	-	-	-0.089*** (-5.498)	-0.077*** (-5.276)	-	-	-	-	-		
2010	0.074*** (6.463)	0.085*** (5.895)	-	-	-	-	-	0.074*** (6.463)	0.085*** (5.895)	-	-	-	-	-		
$\alpha$	5.402*** (9.744)	-1.004*** (-4.464)	-	-1.667*** (-3.751)	-	-	-0.250 (-0.652)	5.402*** (9.744)	-1.004*** (-4.464)	-	-2.008*** (-3.591)	-	-	-0.384 (-0.592)		
$\varrho$	-	-	0.773*** (25.432)	0.677*** (15.823)	-	0.740*** (21.775)	0.634*** (14.148)	-	-	0.871*** (29.151)	0.790*** (18.280)	-	0.807*** (20.398)	0.710*** (13.032)		
$\lambda$	-	-	-	-	0.798*** (27.574)	-	-	-	-	-	-	0.893*** (33.363)	-	-		
LIK	478.087	-	417.078	217.034	412.607	425.764	243.594	478.087	-	439.134	231.167	437.191	447.440	250.144		
BIC	-887.259	-	-684.837	-273.263	-779.269	-667.751	-291.926	-887.259	-	-728.950	-301.529	-828.438	-711.104	-305.026		
AIC	-932.175	-	-782.155	-378.067	-809.214	-787.527	-419.188	-932.175	-	-826.268	-406.333	-858.382	-830.880	-432.288		
<b>Tests</b>																
I de Moran	8.520*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	11.580*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>FERR</sub>	0.050*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	3.250*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>FERR</sub>	0.001 (0.980)	-	-	-	-	-	-	0.134 (0.714)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	12.600*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	29.350*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	0.251 (0.616)	-	-	-	-	-	-	0.656 (0.418)	-	-	-	-	-	-		

## Grenoble

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
Cs3	-0.017*** (-4.146)	-0.017*** (-3.886)	-0.018*** (-4.645)	-0.020*** (-4.472)	-0.016*** (-4.108)	-0.019*** (-4.745)	-0.019*** (-4.214)	-0.017*** (-4.146)	-0.017*** (-3.886)	-0.016*** (-4.369)	-0.018*** (-4.225)	-0.013*** (-3.541)	-0.016*** (-4.250)	-0.015*** (-3.434)		
Pop_Act	0.213*** (3.868)	0.773*** (36.107)	0.284*** (6.014)	0.485*** (14.936)	0.259*** (4.818)	0.260*** (4.869)	0.780*** (27.579)	0.213*** (3.868)	0.773*** (36.107)	0.234*** (5.246)	0.469*** (14.208)	0.258*** (5.139)	0.253*** (5.021)	0.794*** (29.936)		
Unempl	0.010 (1.961)	0.015** (2.988)	0.007 (1.455)	0.008 (1.549)	0.009* (1.985)	0.008 (1.657)	0.011* (2.095)	0.010 (1.961)	0.015** (2.988)	0.005 (1.111)	0.006 (1.277)	0.006 (1.339)	0.005 (1.100)	0.009 (1.655)		
Indep	-0.036 (-1.464)	-0.082** (-3.234)	-0.054* (-2.279)	-0.067* (-2.540)	-0.070** (-3.070)	-0.058* (-2.443)	-0.089*** (-3.351)	-0.036 (-1.464)	-0.082** (-3.234)	-0.031 (-1.376)	-0.049* (-1.984)	-0.032 (-1.500)	-0.030 (-1.335)	-0.069** (-2.767)		
C5	-0.098 (-1.671)	-0.277*** (-4.633)	-0.061 (-1.075)	-0.135* (-2.136)	-0.058 (-1.062)	-0.072 (-1.279)	-0.228*** (-3.581)	-0.098 (-1.671)	-0.277*** (-4.633)	-0.067 (-1.252)	-0.136* (-2.293)	-0.048 (-0.937)	-0.072 (-1.351)	-0.234*** (-3.903)		
Herfindal	-0.019 (-0.956)	-0.015 (-0.743)	-0.055** (-2.882)	-0.054* (-2.519)	-0.052** (-2.898)	-0.050** (-2.647)	-0.048* (-2.248)	-0.019 (-0.956)	-0.015 (-0.743)	-0.031 (-1.730)	-0.033 (-1.623)	-0.031 (-1.777)	-0.031 (-1.723)	-0.031 (-1.506)		
2005	-0.498*** (-27.495)	-0.275*** (-29.025)	-	-	-	-	-	-0.498*** (-27.495)	-0.275*** (-29.025)	-	-	-	-	-		
2006	0.034*** (3.927)	-0.241*** (-25.474)	-	-	-	-	-	0.034*** (3.927)	-0.241*** (-25.474)	-	-	-	-	-		
2007	0.269*** (30.762)	-0.005 (-0.579)	-	-	-	-	-	0.269*** (30.762)	-0.005 (-0.579)	-	-	-	-	-		
2008	0.103*** (11.186)	-0.202*** (-21.601)	-	-	-	-	-	0.103*** (11.186)	-0.202*** (-21.601)	-	-	-	-	-		
2009	0.212*** (23.070)	-0.095*** (-10.208)	-	-	-	-	-	0.212*** (23.070)	-0.095*** (-10.208)	-	-	-	-	-		
2010	0.308*** (33.276)	0.546*** (32.615)	-	-	-	-	-	0.308*** (33.276)	0.546*** (32.615)	-	-	-	-	-		
$\alpha$	2.793*** (7.997)	-0.538*** (-4.045)	-	-1.911*** (-9.843)	-	-	-0.328 (-1.537)	2.793*** (7.997)	-0.538*** (-4.045)	-	-2.210*** (-11.043)	-	-	0.033 (0.136)		
$\rho$	-	-	0.763*** (45.260)	0.675*** (32.221)	-	0.759*** (42.534)	0.717*** (35.164)	-	-	0.851*** (52.806)	0.777*** (38.784)	-	0.843*** (46.335)	0.819*** (39.920)		
$\lambda$	-	-	-	-	0.784*** (46.948)	-	-	-	-	-	-	0.874*** (56.410)	-	-		
LIK	1327.731	-	1157.775	498.067	1148.945	1163.419	570.828	1327.731	-	1260.771	574.349	1254.305	1264.743	660.129		
BIC	-2570.684	-	-2131.866	-798.321	-2241.371	-2100.766	-901.453	-2570.684	-	-2337.859	-950.885	-2452.091	-2303.414	-1080.057		
AIC	-2631.461	-	-2263.550	-940.135	-2281.889	-2262.838	-1073.655	-2631.461	-	-2469.543	-1092.698	-2492.609	-2465.486	-1252.259		
<b>Tests</b>																
I de Moran	8.760*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	4.560*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>ERR</sub>	76.300*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	376.200*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>ERR</sub>	0.563 (0.453)	-	-	-	-	-	-	5.556** (0.018)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	327.650*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	242.350*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	5.589** (0.018)	-	-	-	-	-	-	2.879* (0.090)	-	-	-	-	-	-		

## Lille

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
Estimation	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
Cs3	0.009 (1.384)	0.011 (1.544)	-0.014* (-2.307)	-0.019** (-2.693)	-0.005 (-0.838)	-0.009 (-1.403)	-0.012 (-1.541)	0.009 (1.384)	0.011 (1.544)	-0.000 (-0.046)	-0.004 (-0.531)	0.008 (1.290)	0.004 (0.570)	0.001 (0.087)		
Pop_Act	0.185** (2.669)	0.849*** (39.475)	0.286*** (4.633)	0.493*** (11.603)	0.210** (2.996)	0.187** (2.656)	0.823*** (29.703)	0.185** (2.669)	0.849*** (39.475)	0.194** (3.196)	0.514*** (13.346)	0.073 (1.154)	0.101 (1.577)	0.774*** (26.232)		
Unempl	0.018* (2.402)	0.021* (2.478)	0.016* (2.208)	0.014 (1.751)	0.020** (2.873)	0.020** (2.773)	0.015 (1.794)	0.018* (2.402)	0.021* (2.478)	0.016* (2.326)	0.016 (1.958)	0.021** (2.954)	0.019** (2.701)	0.016 (1.951)		
Indep	0.001 (0.020)	-0.067* (-2.504)	0.007 (0.284)	0.005 (0.185)	0.015 (0.625)	0.007 (0.289)	-0.042 (-1.422)	0.001 (0.020)	-0.067* (-2.504)	0.007 (0.262)	0.002 (0.054)	0.021 (0.886)	0.004 (0.173)	-0.039 (-1.332)		
C5	-0.010 (-0.174)	-0.162* (-2.563)	-0.010 (-0.165)	-0.050 (-0.755)	-0.033 (-0.619)	-0.000 (-0.008)	-0.158* (-2.282)	-0.010 (-0.174)	-0.162* (-2.563)	0.005 (0.082)	-0.041 (-0.629)	0.007 (0.134)	0.003 (0.051)	-0.147* (-2.146)		
Herfindal	-0.077** (-2.972)	-0.063* (-2.239)	-0.076** (-2.975)	-0.081** (-2.798)	-0.055* (-2.349)	-0.080** (-3.078)	-0.069* (-2.285)	-0.077** (-2.972)	-0.063* (-2.239)	-0.094*** (-3.737)	-0.095*** (-3.337)	-0.088*** (-3.744)	-0.090*** (-3.577)	-0.073* (-2.439)		
2005	-0.035*** (-4.363)	-0.324*** (-34.936)	-	-	-	-	-	-0.035*** (-4.363)	-0.324*** (-34.936)	-	-	-	-	-		
2006	-0.465*** (-27.486)	-0.289*** (-31.249)	-	-	-	-	-	-0.465*** (-27.486)	-0.289*** (-31.249)	-	-	-	-	-		
2007	0.184*** (22.749)	-0.107*** (-11.526)	-	-	-	-	-	0.184*** (22.749)	-0.107*** (-11.526)	-	-	-	-	-		
2008	0.090*** (10.481)	-0.230*** (-24.645)	-	-	-	-	-	0.090*** (10.481)	-0.230*** (-24.645)	-	-	-	-	-		
2009	0.223*** (25.635)	-0.095*** (-10.759)	-	-	-	-	-	0.223*** (25.635)	-0.095*** (-10.759)	-	-	-	-	-		
2010	0.320*** (36.408)	0.486*** (31.498)	-	-	-	-	-	0.320*** (36.408)	0.486*** (31.498)	-	-	-	-	-		
$\alpha$	3.504*** (6.884)	-1.161*** (-7.450)	-	-2.725*** (-9.343)	-	-	-0.517 (-1.796)	3.504*** (6.884)	-1.161*** (-7.450)	-	-3.030*** (-11.526)	-	-	-0.796* (-2.262)		
$\varrho$	-	-	0.818*** (48.851)	0.739*** (34.663)	-	0.780*** (37.742)	0.740*** (30.895)	-	-	0.884*** (53.024)	0.809*** (38.484)	-	0.832*** (37.203)	0.782*** (29.282)		
$\lambda$	-	-	-	-	0.850*** (55.063)	-	-	-	-	-	-	0.908*** (61.826)	-	-		
LIK	1126.098	-	975.358	480.008	964.177	985.089	561.356	1126.098	-	1021.265	540.246	1017.540	1034.669	591.273		
BIC	-2172.102	-	-1777.177	-773.129	-1874.957	-1756.592	-895.777	-2172.102	-	-1868.992	-893.604	-1981.684	-1855.751	-955.610		
AIC	-2228.196	-	-1898.716	-904.016	-1912.354	-1906.178	-1054.712	-2228.196	-	-1990.531	-1024.492	-2019.081	-2005.337	-1114.545		
<b>Tests</b>																
I de Moran	11.920*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	6.260*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>FERR</sub>	133.350*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	240.850*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>FERR</sub>	1.672 (0.196)	-	-	-	-	-	-	3.165* (0.075)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	265.400*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	399.800*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	4.313** (0.038)	-	-	-	-	-	-	6.344** (0.012)	-	-	-	-	-	-		

## Lyon

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
Estimation	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
Cs3	-0.003 (-0.457)	-0.008 (-1.063)	-0.019*** (-3.406)	-0.022*** (-3.491)	-0.014* (-2.320)	-0.016** (-2.729)	-0.020** (-2.591)	-0.003 (-0.457)	-0.008 (-1.063)	-0.004 (-0.669)	-0.007 (-1.067)	0.005 (1.014)	-0.011 (-1.864)	-0.017* (-2.499)		
Pop_Act	0.109* (2.072)	0.880*** (40.724)	0.213*** (5.496)	0.373*** (10.696)	0.132** (2.918)	0.158*** (3.473)	0.801*** (19.334)	0.109* (2.072)	0.880*** (40.724)	0.144*** (3.797)	0.323*** (9.262)	0.131** (2.949)	0.106* (2.364)	0.738*** (15.161)		
Unempl	0.003 (0.211)	0.035* (2.261)	0.009 (1.003)	0.010 (1.034)	0.014 (1.160)	0.010 (0.872)	0.040** (2.702)	0.003 (0.211)	0.035* (2.261)	0.005 (0.585)	0.006 (0.680)	0.008 (0.632)	0.005 (0.424)	0.038** (2.595)		
Indep	-0.087*** (-3.785)	-0.130*** (-5.125)	-0.086*** (-4.043)	-0.090*** (-3.769)	-0.078*** (-3.921)	-0.074*** (-3.441)	-0.115*** (-4.411)	-0.087*** (-3.785)	-0.130*** (-5.125)	-0.081*** (-3.922)	-0.086*** (-3.701)	-0.077*** (-3.682)	-0.094*** (-4.443)	-0.126*** (-5.034)		
C5	0.007** (2.673)	0.009** (2.934)	0.001 (0.571)	0.001 (0.486)	0.007 (1.669)	0.009* (2.208)	0.011* (2.087)	0.007** (2.673)	0.009** (2.934)	0.003 (1.079)	0.003 (1.052)	0.006 (1.720)	0.007 (1.903)	0.009* (1.977)		
Herfindal	-0.020 (-1.712)	-0.067*** (-5.310)	-0.017 (-1.597)	-0.030* (-2.454)	-0.001 (-0.103)	-0.016 (-1.479)	-0.058*** (-4.229)	-0.020 (-1.712)	-0.067*** (-5.310)	-0.022* (-2.094)	-0.035** (-2.997)	-0.021 (-1.956)	-0.023* (-2.102)	-0.059*** (-4.507)		
2005	-0.395*** (-35.491)	-0.284*** (-40.729)	-	-	-	-	-	-0.395*** (-35.491)	-0.284*** (-40.729)	-	-	-	-	-		
2006	0.027*** (4.457)	-0.253*** (-34.040)	-	-	-	-	-	0.027*** (4.457)	-0.253*** (-34.040)	-	-	-	-	-		
2007	0.191*** (26.886)	-0.086*** (-9.989)	-	-	-	-	-	0.191*** (26.886)	-0.086*** (-9.989)	-	-	-	-	-		
2008	0.125*** (17.426)	-0.202*** (-25.304)	-	-	-	-	-	0.125*** (17.426)	-0.202*** (-25.304)	-	-	-	-	-		
2009	0.243*** (36.121)	-0.092*** (-13.869)	-	-	-	-	-	0.243*** (36.121)	-0.092*** (-13.869)	-	-	-	-	-		
2010	0.335*** (49.110)	0.231*** (45.656)	-	-	-	-	-	0.335*** (49.110)	0.231*** (45.656)	-	-	-	-	-		
$\alpha$	4.725*** (11.758)	-0.976*** (-5.823)	-	-2.068*** (-8.488)	-	-	-0.690** (-2.954)	4.725*** (11.758)	-0.976*** (-5.823)	-	-1.831*** (-7.526)	-	-	-0.717** (-2.788)		
$\varrho$	-	-	0.870*** (67.310)	0.818*** (51.615)	-	0.838*** (51.889)	0.796*** (41.040)	-	-	0.902*** (71.429)	0.857*** (56.094)	-	0.846*** (45.572)	0.824*** (37.969)		
$\lambda$	-	-	-	-	0.907*** (83.286)	-	-	-	-	-	-	0.927*** (88.525)	-	-		
LIK	1471.868	-	1342.808	772.454	1326.446	1356.349	808.227	1471.868	-	1416.919	841.551	1412.930	1436.514	883.412		
BIC	-2862.765	-	-2510.178	-1355.975	-2598.912	-2496.775	-1387.036	-2862.765	-	-2658.400	-1494.170	-2771.879	-2657.104	-1537.407		
AIC	-2919.736	-	-2633.615	-1488.907	-2636.893	-2648.698	-1548.454	-2919.736	-	-2781.837	-1627.102	-2809.860	-2809.027	-1698.825		
<b>Tests</b>																
I de Moran	12.120*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	8.400*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>FERR</sub>	84.200*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	525.400*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>FERR</sub>	0.560 (0.454)	-	-	-	-	-	-	10.614** (0.001)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	809.050*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	0.100*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	15.056*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	0.108 (0.742)	-	-	-	-	-	-		







## Nantes

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
Estimation	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
Cs3	0.003 (0.669)	0.007 (1.237)	-0.014*** (-3.497)	-0.012** (-2.801)	-0.008 (-1.840)	-0.009* (-2.182)	-0.016** (-2.936)	0.003 (0.669)	0.007 (1.237)	-0.009* (-2.186)	-0.005 (-1.085)	-0.008 (-1.927)	-0.008 (-1.905)	-0.009 (-1.776)		
Pop_Act	0.000 (0.004)	0.875*** (35.356)	0.119** (3.270)	0.302*** (7.329)	0.175** (3.266)	0.117* (2.171)	0.898*** (23.354)	0.000 (0.004)	0.875*** (35.356)	0.072* (1.999)	0.297*** (6.679)	0.206*** (3.577)	0.085 (1.541)	0.850*** (21.156)		
Unempl	-0.017 (-1.076)	0.027 (1.467)	-0.014 (-1.319)	-0.009 (-0.754)	-0.017 (-1.269)	-0.025 (-1.793)	0.008 (0.444)	-0.017 (-1.076)	0.027 (1.467)	-0.014 (-1.346)	-0.007 (-0.594)	-0.016 (-1.114)	-0.019 (-1.405)	0.020 (1.171)		
Indep	-0.130*** (-4.337)	-0.192*** (-5.949)	-0.167*** (-6.123)	-0.173*** (-5.633)	-0.138*** (-5.380)	-0.177*** (-6.476)	-0.219*** (-6.828)	-0.130*** (-4.337)	-0.192*** (-5.949)	-0.140*** (-5.162)	-0.149*** (-4.871)	-0.155*** (-5.628)	-0.151*** (-5.477)	-0.200*** (-6.250)		
C5	-0.041 (-0.733)	-0.112 (-1.751)	-0.055 (-1.072)	-0.083 (-1.413)	-0.056 (-1.179)	-0.057 (-1.112)	-0.133* (-2.065)	-0.041 (-0.733)	-0.112 (-1.751)	-0.064 (-1.250)	-0.097 (-1.670)	-0.075 (-1.436)	-0.056 (-1.098)	-0.146* (-2.317)		
Herfindal	-0.029 (-1.116)	-0.048 (-1.649)	-0.030 (-1.262)	-0.034 (-1.273)	-0.005 (-0.240)	-0.024 (-1.014)	-0.039 (-1.331)	-0.029 (-1.116)	-0.048 (-1.649)	-0.023 (-0.983)	-0.026 (-0.971)	-0.014 (-0.601)	-0.029 (-1.210)	-0.034 (-1.171)		
2005	-0.102*** (-11.120)	-0.210*** (-24.598)	-	-	-	-	-	-0.102*** (-11.120)	-0.210*** (-24.598)	-	-	-	-	-		
2006	-0.082*** (-9.606)	-0.186*** (-21.445)	-	-	-	-	-	-0.082*** (-9.606)	-0.186*** (-21.445)	-	-	-	-	-		
2007	0.068*** (8.068)	-0.032*** (-3.402)	-	-	-	-	-	0.068*** (8.068)	-0.032*** (-3.402)	-	-	-	-	-		
2008	-0.325*** (-12.685)	-0.180*** (-19.290)	-	-	-	-	-	-0.325*** (-12.685)	-0.180*** (-19.290)	-	-	-	-	-		
2009	0.120*** (15.189)	-0.070*** (-9.642)	-	-	-	-	-	0.120*** (15.189)	-0.070*** (-9.642)	-	-	-	-	-		
2010	0.191*** (23.818)	0.165*** (22.446)	-	-	-	-	-	0.191*** (23.818)	0.165*** (22.446)	-	-	-	-	-		
$\alpha$	5.088*** (11.065)	-1.272*** (-6.698)	-	-1.283*** (-4.801)	-	-	0.085 (0.325)	5.088*** (11.065)	-1.272*** (-6.698)	-	-1.478*** (-5.122)	-	-	0.032 (0.098)		
$\varrho$	-	-	0.815*** (46.941)	0.751*** (34.540)	-	0.764*** (33.109)	0.703*** (25.303)	-	-	0.874*** (49.512)	0.813*** (36.523)	-	0.805*** (28.328)	0.771*** (23.513)		
$\lambda$	-	-	-	-	0.879*** (61.719)	-	-	-	-	-	-	1.183*** (301.044)	-	-		
LIK	1188.923	-	1108.712	657.364	1092.219	1124.514	711.631	1188.923	-	1143.547	688.596	1037.266	1153.777	735.021		
BIC	-2299.510	-	-2047.696	-1131.945	-2132.214	-2040.133	-1201.311	-2299.510	-	-2117.368	-1194.408	-2022.308	-2098.659	-1248.092		
AIC	-2353.845	-	-2165.423	-1258.728	-2168.438	-2185.028	-1355.262	-2353.845	-	-2235.095	-1321.191	-2058.532	-2243.554	-1402.042		
<b>Tests</b>																
I de Moran	7.480*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	7.220*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>FERR</sub>	17.650*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	82.000*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>FERR</sub>	0.027 (0.870)	-	-	-	-	-	-	1.455 (0.228)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	524.750*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	16.000*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	10.169** (0.001)	-	-	-	-	-	-	0.135 (0.713)	-	-	-	-	-	-		





## Rouen

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
Estimation	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
Cs3	-0.006 (-1.910)	-0.009* (-2.571)	-0.002 (-0.567)	-0.003 (-0.983)	-0.001 (-0.483)	-0.002 (-0.551)	-0.004 (-1.032)	-0.006 (-1.910)	-0.009* (-2.571)	-0.003 (-1.033)	-0.005 (-1.388)	-0.003 (-0.936)	-0.003 (-1.001)	-0.004 (-1.050)		
Pop_Act	0.094* (2.036)	0.767*** (42.946)	0.208*** (5.229)	0.473*** (16.993)	0.170*** (3.564)	0.137** (2.877)	0.765*** (30.717)	0.094* (2.036)	0.767*** (42.946)	0.178*** (4.589)	0.451*** (16.448)	0.160*** (3.397)	0.153** (3.249)	0.767*** (31.507)		
Unempl	0.005 (1.286)	0.011** (2.902)	0.002 (0.629)	0.004 (0.980)	0.002 (0.521)	0.002 (0.552)	0.006 (1.560)	0.005 (1.286)	0.011** (2.902)	0.003 (1.027)	0.005 (1.327)	0.004 (1.347)	0.004 (1.042)	0.008 (1.960)		
Indep	-0.011 (-0.478)	-0.054* (-2.251)	-0.023 (-1.017)	-0.033 (-1.278)	-0.022 (-1.009)	-0.024 (-1.037)	-0.054* (-2.162)	-0.011 (-0.478)	-0.054* (-2.251)	-0.016 (-0.726)	-0.026 (-1.048)	-0.004 (-0.171)	-0.016 (-0.709)	-0.045 (-1.872)		
C5	-0.176*** (-3.419)	-0.449*** (-8.658)	-0.246*** (-4.949)	-0.367*** (-6.547)	-0.218*** (-4.582)	-0.238*** (-4.753)	-0.475*** (-8.561)	-0.176*** (-3.419)	-0.449*** (-8.658)	-0.247*** (-5.079)	-0.366*** (-6.778)	-0.229*** (-4.792)	-0.248*** (-5.079)	-0.473*** (-8.778)		
Herfindal	0.003 (0.195)	0.009 (0.564)	-0.004 (-0.240)	-0.007 (-0.391)	-0.000 (-0.009)	-0.003 (-0.233)	0.001 (0.057)	0.003 (0.195)	0.009 (0.564)	0.002 (0.131)	0.000 (0.002)	0.004 (0.308)	0.005 (0.324)	0.004 (0.263)		
2005	-0.270*** (-33.188)	-0.220*** (-26.178)	-	-	-	-	-	-0.270*** (-33.188)	-0.220*** (-26.178)	-	-	-	-	-		
2006	-0.258*** (-32.103)	-0.212*** (-25.392)	-	-	-	-	-	-0.258*** (-32.103)	-0.212*** (-25.392)	-	-	-	-	-		
2007	-0.076*** (-9.454)	-0.035*** (-4.118)	-	-	-	-	-	-0.076*** (-9.454)	-0.035*** (-4.118)	-	-	-	-	-		
2008	-0.179*** (-23.783)	-0.180*** (-21.691)	-	-	-	-	-	-0.179*** (-23.783)	-0.180*** (-21.691)	-	-	-	-	-		
2009	-0.074*** (-9.909)	-0.073*** (-8.834)	-	-	-	-	-	-0.074*** (-9.909)	-0.073*** (-8.834)	-	-	-	-	-		
2010	-0.075*** (-7.645)	-0.065*** (-3.895)	-	-	-	-	-	-0.075*** (-7.645)	-0.065*** (-3.895)	-	-	-	-	-		
$\alpha$	3.298*** (11.857)	-0.835*** (-8.072)	-	-1.378*** (-9.484)	-	-	-0.213 (-1.201)	3.298*** (11.857)	-0.835*** (-8.072)	-	-1.576*** (-10.767)	-	-	0.169 (0.792)		
$\varrho$	-	-	0.705*** (41.340)	0.562*** (24.896)	-	0.689*** (37.569)	0.625*** (29.555)	-	-	0.791*** (45.623)	0.667*** (29.893)	-	0.777*** (40.106)	0.731*** (32.963)		
$\lambda$	-	-	-	-	0.726*** (42.845)	-	-	-	-	-	-	0.816*** (48.395)	-	-		
LIK	1856.748	-	1629.551	729.755	1613.705	1633.862	811.430	1856.748	-	1707.980	795.095	1698.204	1712.565	890.141		
BIC	-3624.208	-	-3065.644	-1251.170	-3167.885	-3029.621	-1369.875	-3624.208	-	-3222.500	-1381.849	-3336.881	-3187.026	-1527.298		
AIC	-3689.497	-	-3207.103	-1403.510	-3211.410	-3203.724	-1554.860	-3689.497	-	-3363.959	-1534.189	-3380.407	-3361.130	-1712.283		
<b>Tests</b>																
I de Moran	13.700*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	4.560*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>ERR</sub>	341.150*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	547.300*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>ERR</sub>	1.954 (0.162)	-	-	-	-	-	-	5.331** (0.021)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	1832.950*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	879.550*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	31.790*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	11.975** (0.001)	-	-	-	-	-	-		

Strasbourg

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
Estimation	FE	RE	FE	RE	FE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	
Cs3	-0.004 (-1.222)	-0.004 (-1.049)	-0.009** (-2.741)	-0.013** (-3.222)	-0.005 (-1.500)	-0.008* (-2.208)	-0.008* (-2.050)	-0.004 (-1.222)	-0.004 (-1.049)	-0.005 (-1.609)	-0.009* (-2.289)	-0.000 (-0.079)	-0.004 (-1.271)	-0.005 (-1.268)		
Pop_Act	0.621*** (36.243)	0.749*** (58.701)	0.640*** (38.642)	0.630*** (40.281)	0.634*** (39.526)	0.646*** (39.597)	0.724*** (46.546)	0.621*** (36.243)	0.749*** (58.701)	0.630*** (38.883)	0.634*** (41.451)	0.635*** (40.685)	0.639*** (40.369)	0.722*** (48.200)		
Unempl	0.004 (1.103)	0.006 (1.708)	0.006 (1.956)	0.009* (2.314)	0.005 (1.452)	0.005 (1.551)	0.006 (1.734)	0.004 (1.103)	0.006 (1.708)	0.005 (1.432)	0.007 (1.902)	0.003 (0.936)	0.003 (0.837)	0.004 (1.206)		
Indep	-0.023 (-0.940)	-0.083*** (-3.588)	-0.019 (-0.780)	-0.025 (-0.987)	-0.015 (-0.658)	-0.016 (-0.682)	-0.056* (-2.329)	-0.023 (-0.940)	-0.083*** (-3.588)	-0.015 (-0.667)	-0.027 (-1.077)	-0.015 (-0.686)	-0.013 (-0.583)	-0.054* (-2.325)		
C5	-0.060 (-1.229)	-0.289*** (-6.270)	-0.194*** (-4.130)	-0.245*** (-4.776)	-0.185*** (-4.069)	-0.189*** (-4.046)	-0.347*** (-7.024)	-0.060 (-1.229)	-0.289*** (-6.270)	-0.152*** (-3.299)	-0.212*** (-4.268)	-0.139** (-3.116)	-0.149** (-3.290)	-0.308*** (-6.415)		
Herfindal	-0.019 (-0.993)	0.002 (0.124)	0.006 (0.307)	0.002 (0.073)	0.012 (0.688)	0.010 (0.557)	0.018 (0.906)	-0.019 (-0.993)	0.002 (0.124)	-0.001 (-0.046)	-0.001 (-0.053)	0.000 (0.024)	-0.001 (-0.037)	0.011 (0.553)		
2005	-0.253*** (-31.135)	-0.231*** (-27.709)	-	-	-	-	-	-0.253*** (-31.135)	-0.231*** (-27.709)	-	-	-	-	-		
2006	-0.243*** (-30.670)	-0.225*** (-27.459)	-	-	-	-	-	-0.243*** (-30.670)	-0.225*** (-27.459)	-	-	-	-	-		
2007	-0.066*** (-8.437)	-0.052*** (-6.446)	-	-	-	-	-	-0.066*** (-8.437)	-0.052*** (-6.446)	-	-	-	-	-		
2008	-0.187*** (-24.373)	-0.182*** (-22.616)	-	-	-	-	-	-0.187*** (-24.373)	-0.182*** (-22.616)	-	-	-	-	-		
2009	-0.071*** (-9.353)	-0.071*** (-8.789)	-	-	-	-	-	-0.071*** (-9.353)	-0.071*** (-8.789)	-	-	-	-	-		
2010	-0.245*** (-21.586)	-0.265*** (-23.954)	-	-	-	-	-	-0.245*** (-21.586)	-0.265*** (-23.954)	-	-	-	-	-		
α	0.385*** (3.681)	-0.472*** (-6.262)	-	-2.063*** (-18.204)	-	-	-0.242 (-1.548)	0.385*** (3.681)	-0.472*** (-6.262)	-	-2.362*** (-21.208)	-	-	-0.218 (-1.234)		
ρ	-	-	0.655*** (37.825)	0.520*** (24.197)	-	0.678*** (33.888)	0.635*** (28.857)	-	-	0.724*** (41.139)	0.610*** (28.593)	-	0.750*** (35.235)	0.719*** (30.830)		
λ	-	-	-	-	0.733*** (41.467)	-	-	-	-	-	-	0.821*** (48.152)	-	-		
LIK	1761.929	-	1555.478	752.451	1551.728	1581.027	861.429	1761.929	-	1624.013	808.268	1640.209	1666.776	930.113		
BIC	-3435.401	-	-2919.298	-1298.500	-3044.485	-2926.165	-1472.227	-3435.401	-	-3056.368	-1410.133	-3221.447	-3097.665	-1609.596		
AIC	-3499.859	-	-3058.957	-1448.902	-3087.457	-3098.053	-1654.858	-3499.859	-	-3196.026	-1560.535	-3264.419	-3269.552	-1792.227		
<b>Tests</b>																
I de Moran	16.640*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	4.480*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>FERR</sub>	634.300*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	897.850*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>FERR</sub>	5.123** (0.024)	-	-	-	-	-	-	13.609*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	1514.850*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	586.900*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	22.734*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	7.391** (0.007)	-	-	-	-	-	-		

## Toulouse

Matrice	W01								W05							
	a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial		a-spatial		Variable endogène décalée		Autocorrélation des erreurs		Durbin spatial	
Estimation	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE
Cs3	-0.060*** (-6.057)	-0.031* (-2.420)	-0.071*** (-8.031)	-0.065*** (-6.574)	-0.067*** (-7.191)	-0.072*** (-7.609)	-0.064*** (-5.958)	-0.060*** (-6.057)	-0.031* (-2.420)	-0.062*** (-7.095)	-0.055*** (-5.608)	-0.054*** (-5.648)	-0.059*** (-6.195)	-0.050*** (-4.584)		
Pop_Act	0.063 (1.424)	0.666*** (21.364)	0.056 (1.523)	0.200*** (4.567)	0.028 (0.670)	0.035 (0.837)	0.225*** (4.160)	0.063 (1.424)	0.666*** (21.364)	0.050 (1.353)	0.188*** (4.226)	0.044 (1.057)	0.041 (0.980)	0.234*** (4.248)		
Unempl	-0.001 (-0.148)	0.004 (0.289)	-0.004 (-0.417)	-0.000 (-0.031)	0.004 (0.426)	0.001 (0.140)	0.004 (0.398)	-0.001 (-0.148)	0.004 (0.289)	-0.003 (-0.320)	0.000 (0.051)	0.000 (0.005)	-0.002 (-0.214)	-0.002 (-0.176)		
Indep	-0.067* (-2.004)	-0.222*** (-5.378)	-0.106*** (-3.378)	-0.131*** (-3.693)	-0.087** (-2.885)	-0.093** (-2.934)	-0.126*** (-3.483)	-0.067* (-2.004)	-0.222*** (-5.378)	-0.074* (-2.378)	-0.098** (-2.800)	-0.060* (-2.009)	-0.074* (-2.334)	-0.108** (-2.988)		
C5	-0.002 (-0.038)	-0.144* (-1.963)	-0.050 (-0.924)	-0.078 (-1.265)	-0.033 (-0.663)	-0.040 (-0.727)	-0.071 (-1.121)	-0.002 (-0.038)	-0.144* (-1.963)	-0.031 (-0.567)	-0.058 (-0.946)	0.005 (0.089)	-0.046 (-0.838)	-0.085 (-1.362)		
Herfindal	-0.064* (-2.133)	-0.096* (-2.492)	-0.055 (-1.914)	-0.060 (-1.848)	-0.036 (-1.379)	-0.052 (-1.801)	-0.058 (-1.757)	-0.064* (-2.133)	-0.096* (-2.492)	-0.060* (-2.098)	-0.066* (-2.062)	-0.067* (-2.545)	-0.048 (-1.651)	-0.057 (-1.734)		
2005	-0.312*** (-18.458)	-0.275*** (-21.465)	-	-	-	-	-	-0.312*** (-18.458)	-0.275*** (-21.465)	-	-	-	-	-		
2006	0.034*** (4.056)	-0.245*** (-19.460)	-	-	-	-	-	0.034*** (4.056)	-0.245*** (-19.460)	-	-	-	-	-		
2007	0.212*** (24.281)	-0.073*** (-5.859)	-	-	-	-	-	0.212*** (24.281)	-0.073*** (-5.859)	-	-	-	-	-		
2008	0.124*** (12.381)	-0.221*** (-17.710)	-	-	-	-	-	0.124*** (12.381)	-0.221*** (-17.710)	-	-	-	-	-		
2009	0.249*** (24.379)	-0.085*** (-7.827)	-	-	-	-	-	0.249*** (24.379)	-0.085*** (-7.827)	-	-	-	-	-		
2010	0.337*** (32.538)	0.385*** (28.168)	-	-	-	-	-	0.337*** (32.538)	0.385*** (28.168)	-	-	-	-	-		
$\alpha$	4.511*** (13.514)	0.091 (0.390)	-	-0.795* (-2.531)	-	-	-0.372 (-0.769)	4.511*** (13.514)	0.091 (0.390)	-	-0.778* (-2.367)	-	-	0.613 (0.827)		
$\varrho$	-	-	0.806*** (40.647)	0.766*** (32.785)	-	0.780*** (29.148)	0.741*** (24.160)	-	-	0.844*** (42.418)	0.811*** (35.056)	-	0.791*** (23.266)	0.779*** (21.274)		
$\lambda$	-	-	-	-	0.892*** (54.727)	-	-	-	-	-	-	1.058*** (118.211)	-	-		
LIK	777.876	-	697.850	375.671	676.893	702.716	379.831	777.876	-	724.705	389.098	691.603	728.237	393.069		
BIC	-1481.970	-	-1235.840	-579.185	-1304.597	-1208.680	-550.613	-1481.970	-	-1289.550	-606.040	-1334.017	-1259.724	-577.091		
AIC	-1531.752	-	-1343.700	-695.342	-1337.785	-1341.431	-691.661	-1531.752	-	-1397.411	-722.197	-1367.205	-1392.475	-718.139		
<b>Tests</b>																
de Moran	16.480*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	8.080*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>FERR</sub>	258.100*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	423.650*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>FERR</sub>	4.982** (0.026)	-	-	-	-	-	-	6.432** (0.011)	-	-	-	-	-	-		
LM <sub>LAG</sub>	9.600*** (0.000)	-	-	-	-	-	-	741.150*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		
RLM <sub>LAG</sub>	0.012 (0.914)	-	-	-	-	-	-	12.782*** (0.000)	-	-	-	-	-	-		



## REFERENCES

- García-Posada et Mora-Sanguinetti (2014) Entrepreneurship and enforcement institutions: disaggregated evidence for Spain, Spanish Central Bank, Documentos de Trabajo. N.º 1405
- Bripi F. (2016) The Role of Regulation on Entry - Evidence from the Italian Provinces, World Bank Policy Research Working Paper 7650
- Geroski P. A. (1995). What do we know about entry? *International Journal of Industrial Organization*, 13, 421–440.
- Acemoglu, J., Robinson (2004). Institutions as the Fundamental Cause of Long-Run Growth, *Handbook of Economic Growth*, 346-372, disponible en ligne <http://scholar.harvard.edu/jrobinson/publications/institutions-fundamental-cause-long-run-growth> (consulté le 30 mars 2016).
- Acs, Z., Armington, C., & Zhang, T. (2007). The determinants of new-firm survival across regional economies: The role of human capital stock and knowledge spillover. *Papers in Regional Science*, 86 (3), 367–391.
- Angeon V. (2008). L'explication du rôle des relations sociales dans les mécanismes de développement territorial, *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 2008.2, 237-50
- Apparicio P., Dussault G., Polèse M., Shearmur R. (2007). *Infrastructures de Transport et Développement Économique Local*, Montréal : Centre - Urbanisation Culture Société de l'INRS, disponible en ligne : [https://www.worldcat.org/title/infrastructures-de-transport-et-developpement-economique-local-au-canada-etude-de-la-relation-entre-accessibilite-et-croissance-local-de-lemploi-1971-2001/oclc/192100409?referer=brief\\_results](https://www.worldcat.org/title/infrastructures-de-transport-et-developpement-economique-local-au-canada-etude-de-la-relation-entre-accessibilite-et-croissance-local-de-lemploi-1971-2001/oclc/192100409?referer=brief_results) (consulté le 30 mars 2016)
- Anselin L. (1995). Local Indicators of Spatial Association-LISA, *Geographical Analysis*, 27, 93-115.
- Anselin L. (1996). The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Fisher M., Scholten H.J., D. Unwin (Eds.), *Spatial Association, in Spatial Analytical Perspectives on GIS*, London, Taylor & Francis, pp. 111-125.
- Anselin L., (1998a). Interactive Techniques and Exploratory Spatial Data Analysis, in Longley P.A., Goodchild M.F., Maguire D.J., D.W. Wind (Eds.) *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, Wiley, New York, 251-264.
- Anselin L. (1998b). Exploratory Spatial Data Analysis in a Geocomputational Environment, in Longley P.A., Brooks S.M., McDonnell R., Macmillan B. (Eds.) *Geocomputation, a Primer*, , New York, Wiley, 77-94.
- Arrow K.J. (1962). The economic implications of learning by doing, *Review of Economic Studies*, 29: 155–172.
- Audretsch D. B., Dohse D. (2007). Location: A neglected determinant of firm growth. *Review of World Economics*, 143 (1), 79-107.
- Bailey T C, Gatrell A C (1995). *Interactive spatial data analysis*, Harlow, Longman/New York, John Wiley & Sons Inc.
- Bain, J. (1956). *Barriers to New Competition*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Beaujolin-Bellet, R. et al. (2006). *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*. DARES, document d'études, # 119.
- Blomstrom M. (1989). *Foreign investment and spillovers*, Londres: Routledge.
- Boccaro F. (1998). Emploi : mythe des PME et réalités des groupes, *Économie et Statistique*, n° 319-320, décembre.
- Boschma R. (2005). Proximity and Innovation: A Critical Assessment, *Regional Studies*, 39.1, 61-74.
- Cappelletti L., Noguera F. (2005). Le développement durable de la valeur du temps de travail humain : une réponse à la mondialisation, *Management & Avenir*, 4(6), pp. 183-200.
- Carré D., Levratto N. (2016). *Analyse qualitative de l'effet local. Etude de territoires particuliers ; Rapport de recherche pour l'Institut CDC pour la Recherche et l'Assemblée des Communautés de France*, janvier.

- Caves, R. E., Porter, M. E.. (1977). From Entry Barriers to Mobility Barriers: Conjectural Decisions and Contrived Deterrence to New Competition, *The Quarterly Journal of Economics*, 91(2), 241–261.
- Cheshire P., Magrini S. (2009). Urban Growth Drivers in a Europe of Sticky People and Implicit Boundaries, *Journal of Economic Geography*, 9.1, 85-115
- Cliff A.D., Ord J.K. (1973). *Spatial Autocorrelation*, Londres, Pion
- Cliff A.D., Ord J.K. (1981). *Spatial Processes: Models and Applications*, Londres, Pion.
- Coe D., Helpman E. (1995). International R&D spillovers, *European Economic Review*, 39, 859-887.
- Combes P-P. (2000). Economic structure and local growth : France, 1984-1993, *Journal of Urban Economics*, 47, 329-355.
- Cooke P., Heidenreich M., Braczyk H.-J. (eds.). (2004) *Regional Systems of Innovation : The Role of Governance in a Globalized World*, London, Routledge
- Creedy J., Johnson P. (1983). Firm Formation in Manufacturing Industry. *Applied Economics* , 15, 177-185.
- David PA, Rosenbloom JL (1990). Marshallian factor market externalities and the dynamics of industrial localization. *Journal of Urban Economics*, 28: 349–370.
- Duhautois R., Levratto N., Petit H. (2014). *Au-delà de la tertiarisation : 30 ans de modifications du tissu productif*, Document de Travail du Centre d'Etudes de l'Emploi, n° 172, juin.
- Chabanas N., Thollon-Pommerol V. (1988). Place des groupes dans l'économie Française en 1987, *Insee Résultats Système Productif*, n° 41-42.
- Combes P-P., Duranton G., Gobillon, G. (2008). Le rôle des marchés locaux du travail dans la concentration spatiale des activités économiques, *Revue de l'OFCE*, 104(1) : 141-177.
- Dethier J-J., Hirn M., Straub S. (2011). Explaining enterprise performance in developing countries with business climate survey data, *The World Bank Research Observer*, vol. 26, no. 2
- Ertur C., Koch W. (2007). Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1033-1062.
- Evans L., Leighton L. (1990). Small Business Formation by Unemployed and Employed Workers. *Small Business Economics* , 2, 319-30.
- Figueiredo O., Guimarães P., Woodward D. (2009). Localization economies and establishment size: Was Marshall right after all ? *Journal of Economic Geography* , 9 (6), 853–868.
- Fingleton B., Iglioni C., Moore B. (2004). Employment Growth of Small Computing Services Firms and the Role of Horizontal Clusters: Evidence from Great Britain 1991–2000. *Urban Studies*, 41 (4), 773-799.
- Florida R. (2002). Bohemia and economic geography, *Journal of Economic Geography* 2, 55–71.
- Gaffard J.-L. (1990). Stratégies de mobilité et formes organisationnelles - Quelques repères analytiques, *Revue d'économie industrielle*, 51(1): 226-237
- Garsaa A., Levratto N. (2016). Does the employment growth rate depend on the local context? An analysis of French establishments over the 2004-2010 period, *Revue d'Economie Industrielle*, à paraître, n° 153
- Glaeser E. (1999). Learning in cities, *Journal of Urban Economics*, 46, p. 254-277.
- Glaeser E.L., Tobio K. (2008). The Rise of the Sunbelt, *Southern Economic Journal*, 74(3), 610-643.
- Guilmoto C.Z. (2004). « Geostatistical analysis of fertility in South India ». In Guilmoto C.Z., Oliveau S., Chasles V., Delage R., Vella S., Mapping Out Social Change in South India. A Geographic Information System and its applications. Pondichéry : Institut français de Pondichéry, Pondy Papers in Social Sciences, no 31, p. 92-101.
- Haining R P (1990). *Spatial data analysis in the social and environmental sciences*. Cambridge (UK), Cambridge University Press
- Hall R.E., Jones C.I. (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output per Worker than Others ? *Quarterly Journal of Economics*, 83-116
- Hamel G., Prahalad C.K. (1990). The Core Competence of the Corporation, *Harvard Business Review*, 68(3), pp. 79-93.
- Hamelin A. (2013). Influence of family ownership on small business growth. Evidence from French SMEs. *Small Business Economics* , 41 (3), 563-579.
- Head K., Ries J.C., Swenson D.L. (1994). The Attraction of Foreign Manufacturing Investments: Investment Promotion and Agglomeration Economies, *NBER Working Papers* 4878, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Hecquet V., Laine F. (1999). Structures industrielles locales et formes d'organisation économique, *Economie et statistique*, 326-327: 205-223.

- Herpin N. (1992). Les conséquences du chômage sur la consommation. *Economie et Statistique* (256), 43-57.
- Itcaina X., Palard J., Ségas S. (eds.). 2007, *Régimes territoriaux et développement économique*, Rennes, Presses de l'Université de Rennes
- Jacobs J. (1969). *The economy of cities*, Random House, New York.
- Keller W. (2002). Geographical localization of international technology diffusion, *American Economic Review*, 92, 120-142.
- Krugman P. (1991). *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge MA.
- Kubrak C. (2013). *Concentration et spécialisation des activités économiques : des outils pour analyser les tissus productifs locaux*, Document de Travail 2013/01, INSEE.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. (2008). The Economic Consequences of Legal Origins, *Journal of Economic Literature*, 46(2): 285-332
- Lee B., Gordon P. (2007). *Urban Spatial Structure and Economic Growth in US Metropolitan Areas*, WP university of Southern California, January
- Levratto N. (2012). Les groupes d'entreprises : entre exception théorique et règle managériale, *Revue de Droit du Travail*, Dalloz, octobre.
- Marshall A. (1890). *Principles of economics*, Macmillan, Londres.
- Martin R., Sunley P. (1996). Paul Krugman's Economics and Its Implications for Regional Development Theory : a Critical Assessment, *Economic Geography*, 72.3, 259-292
- Martin P., Mayer T., Maynerie F. (2011). Spatial concentration and plant-level productivity in France. *Journal of Urban Economics*, 69 (2), 182-195.
- McGranahan D., Wojan T., Lambert D., (2011). The Rural Growth Trifecta : Outdoor Amenities, Creative Class and Entrepreneurial Context, *Journal of Economic Geography*, 11, 529-57
- Moomaw R.L. (1988). Agglomeration Economies: Localization or Urbanization? *Urban Studies*, 25(1), pp.1 50-161.
- Nefussi B. (2007). Les groupes absorbent des sociétés à fort potentiel, *Insee Première*, n° 1144, juillet.
- Partridge M. (2005). Does Income Distribution Affect US State Economic Growth ? », *Journal of Regional Science*, 45.2, 363-394
- Pequeur B. (2009). De l'exténuation à la sublimation : la notion de territoire est-elle encore utile ? , *Géographie, économie et société*, 11.1, 55-62.
- Penrose E. T. (1959). *The theory of the growth of the firm*. New York: John Wiley & Sons.
- Picart C. (2004). Le tissu productif : renouvellement à la base et stabilité au sommet. *Economie et Statistique* ( 371), 89-108.
- Polèse, M., Shearmur R. (2002). *La périphérie face à l'économie du savoir : la dynamique spatiale de l'économie canadienne et l'avenir des régions non métropolitaines du Québec et du Canada atlantique*, INRS-UCS et ICRDR, Montréal et Moncton : <http://www.ucs.inrs.ca/default.asp?p=res>
- Polèse M., Shearmur R. (2005). *Économie urbaine et régionale : introduction à la géographie économique*, 2e édition, Economica, Paris.
- Porter M. (2003). The economic performance of regions, *Regional Studies*, vol. 37, n° 6-7, p. 549-578.
- Porter M.E. (2000). Location, competition, an economic development : local clusters in a global economy. *Economic Development Quarterly*, 14(1) : 15-34.
- Proulx M-U. (2008). Territoires de gestion et territoires d'émergence, in Masicotte, G, (ed), *Sciences du Territoire : Perspectives Québécoises*, Québec, Presses de l'Université du Québec, 1-24.
- Romer P.M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy* 94: 1002–1037.
- Scott A., Storper M. (2009). Agglomeration, Trade and Spatial Development: Bringing Dynamics, *Regional Studies*, 37, 6-7: 579-593.
- Shearmur R., Polèse M. (2005). *La géographie du niveau de vie au Canada, 1971-2001*, INRS-Urbanisation, Culture et Société (disponible en ligne : <http://www.ucs.inrs.ca/pdf/GeographieNiveauVie.pdf>)
- Shearmur R., Polese, M. (2007). Do Local Factors Explain Local Employment Growth? Evidence from Canada, 1971–2001; *Regional Studies*, Vol. 41.4, pp. 453–471.
- Thollon-Pommerol V. (1990). Les groupes et la déformation du système productif, *Economie et statistique*, 229(1): 21-28.
- Tobler W. R. (1970). A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46: 234–40.

- Upton G.J.G., Fingleton B. (1985). *Spatial Data Analysis by Example*, New York, Wiley.
- Venables A. (1996). *Lecture Notes on International Trade and Imperfect Competition*, Working Paper Series 463, Research Institute of Industrial Economics. Disponible en ligne: <https://ideas.repec.org/p/hhs/iuiwop/0463.html> (consulté le 28 mars 2016)
- Wright P.M., Mac Mahan G.C., Mac Williams A. (1994). Human Ressources and Sustained Competitive Advantage : A ressource-Based Perspective, *International Journal of Human Resource Management*, 5(2), pp. 301-326.
- Zimmermann J.B. (2008). Le territoire dans l'analyse économique. Proximité géographique et proximité organisée", *Revue française de gestion*, 4(184): 105-118.



EconomiX

CNRS UMR 7235 – Université de Paris Ouest Nanterre La Défense

Université Paris Ouest, Nanterre - La Défense

Bâtiment G

200, Avenue de la République

92001 Nanterre cedex

Téléphone : 33 (0) 1 40 97 59 07

Télécopie : 33 (0) 1 40 97 41 98