

Les investissements en R&D des entreprises en Belgique : une approche spatiale *

Luisito Bertinelli

(bertinelli@core.ucl.ac.be)

(Aspirant FNRS – CORE and IRES, Université catholique de Louvain)

Rosella Nicolini

(rnicolini@pareto.uab.es)

(CODE, Universitat Autònoma de Barcelona)

CODE

Universitat Autònoma de Barcelona
Edifici B
Bellaterra (Barcelona) -Spain

CORE

Université catholique de Louvain
Voie du Roman Pays,34
B-1348 Louvain la Neuve

IRES

Université catholique de Louvain
Place Montesquieu, 3
B-1348 Louvain la Neuve

(Décembre 2001)

Résumé :

La présente a pour but de donner en premier lieu un descriptif détaillé de la répartition spatiale des activités de R&D et d'en inférer dans quelle mesure cette répartition influence les décisions de localisation des établissements innovants. A cette fin, nous disposons d'une base de données qui nous permet de prendre en compte la localisation spatiale de chaque établissement. L'interprétation de ces indicateurs nous permettra de dresser une photographie de la distribution de l'activité de R&D au sein des arrondissements belges, par secteur. La localisation spatiale des entreprises dans des endroits où il y a une forte concentration des dépenses en R&D semble être un facteur incitatif important à l'engagement de chaque établissement dans ce genre d'investissement. Par ailleurs, nous analyserons aussi comment et dans quelle mesure la proximité spatiale donne aux entreprises la possibilité de jouir des économies de localisation et/ou d'urbanisation. Pour conclure, nous ajouterons quelques considérations sur l'importance de la distribution spatiale de l'activité de R&D et ses implications à charge des politiques de développement local.

* Nous tenons à remercier C.Dujardin, J. Le Gallo et J.F. Thisse, ainsi que les participants de la *XXVI EARIE Conference 2001* à Dublin de même que ceux du séminaire LASERE (CORE, octobre 2001) pour leurs commentaires et suggestions. Nous remercions aussi M. Peter Terlinck des Services fédéraux des affaires scientifiques, techniques et culturelles (SSTC) pour nous avoir donné accès à la base des données *Enquête R&D 1998*. Le premier auteur remercie le soutien financier du FNRS belge. La responsabilité scientifique et les erreurs éventuelles ne peuvent incomber qu'aux auteurs.

1. Introduction

L'économie industrielle a traité la question de l'investissement en recherche-développement (R&D) de différents points de vue. De manière générale, nous pouvons distinguer deux courants : le premier courant s'attache à considérer le problème de sous-optimalité dans l'investissement en R&D en présence d'information imparfaite et d'externalités technologiques (Tirole (1988), chap. 10), alors que le second courant s'est surtout attaché à étudier les déterminants de l'investissement en R&D, en relation notamment avec les transferts entre entreprises locales et entreprises multinationales (Cincera (2000), Cassiman et Veuglers, (1999b)).

Une voie de recherche moins répandue en matière d'études économiques sur la R&D est la répartition spatiale de ces investissements et les mécanismes sous-jacents en jeu. C'est dans ce dernier courant que s'inscrit le travail présent. Le but sera de déterminer dans quelle mesure la localisation d'établissements joue un rôle dans leur niveau d'investissements en R&D. Plus précisément, est-ce que la proximité géographique d'établissements ayant une intensité élevée en R&D peut influencer la décision propre d'investissement en R&D.

D'amples contributions dans la littérature économique visant à mesurer la contribution de la proximité dans l'explication des transferts d'informations, ont été faites. Le bénéfice tiré d'informations externes est décroissant avec la distance à cette source d'information. Ceci a été notamment illustré dans des travaux d'économie urbaine (Glaeser *et al.* (1992), Henserson *et al.* (1995)). Ces travaux distinguent généralement deux types d'externalités spatiales : les économies de localisation et les économies d'urbanisation. Les premières font références aux bénéfices générés par l'obtention d'informations externes à l'établissement, mais interne au secteur. Au contraire, les économies d'urbanisation sont externes à la fois à l'établissement et au secteur. En d'autres termes, les économies de localisation peuvent être qualifiées d'externalités intra-sectorielles, alors que nous devrions parler d'externalités inter-sectorielles dans le cas d'économies d'urbanisation. L'intérêt de distinguer entre ces deux types d'externalités se réfère directement à l'explication de l'existence de villes diversifiées et de villes spécialisées, et de l'optimalité de telles configurations.

Le même type de travaux a été mené, mais dans un contexte spécifique d'innovation (Audretsch et Feldman (1996), Feldman et Audretsch (1999)). Ces travaux supportent le fait que l'agglomération des activités innovantes ne tend pas tellement à être favorisée par la diversité per se, mais plutôt par la diversité d'activités à fort contenu en connaissance, tel l'activité de R&D. Les externalités de connaissance à la base de ces forces d'agglomération peuvent notamment résulter de la proximité d'université ou d'autres institutions locales fournissant des services techniques et financiers que les entreprises individuelles ne peuvent fournir et qui par conséquence, favorisent le rapprochement (Audretsch (1998)).

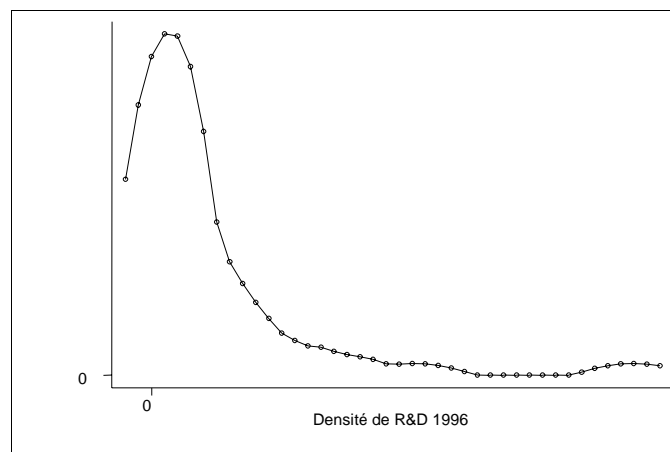
Outre la non observabilité des externalités, la limitation dans la disponibilité de données à des niveaux spatiaux assez désagrégés rend très difficile l'exploration de telles problématiques. A ce titre, notre base de données au niveau des firmes nous permet de pallier à ce premier écueil (un descriptif plus détaillé des données est fourni dans la section suivante).

Le but du présent travail est double : (i) analyser la distribution spatiale des établissements innovants en Belgique, en mettant plus particulièrement l'accent sur la dépendance spatiale dans la localisation de ces établissements, (ii) mettre de manière indirecte en évidence l'existence d'externalités d'agglomération en analysant leur impact sur les décisions d'investissement en R&D.

Cette étude se distingue principalement en deux points de la littérature existante. En premier lieu, nous pouvons travailler sur une base de données par firmes individuelles¹, évitant les problèmes de biais d'agrégation dans la section économétrique et en second lieu, la section suivante donne un descriptif assez détaillé de la distribution spatiale des firmes innovantes en Belgique, en recourant aux outils des géographes.

La caractéristique principale de la distribution spatiale de la *densité* (Ciccone et Hall (1996) et Ciccone (2001)) de l'activité de R&D entre arrondissements belges peut être synthétisé dans le graphique 1 ci-dessous. L'activité de R&D est distribuée de manière très asymétrique entre les arrondissements belges. Le pic représente un nombre élevé d'arrondissements avec une faible densité de R&D (la densité en R&D est donné en abscisse du graphique). De même, nous voyons qu'il n'y a que très peu d'arrondissements avec des densités de R&D élevées, comme en atteste la queue de distribution droite très plate et proche de zéro sur notre graphique.

Cependant, l'analyse de cette fonction de distribution ne nous permet pas d'en inférer des conclusions quant à la disposition spatiale de nos observations les unes par rapport aux autres : est-ce que les arrondissements avec une forte densité de R&D ont tendance à être des arrondissements proches les uns des autres, ou bien ces arrondissements sont-ils répartis de manière aléatoire à travers la Belgique. C'est à ce genre de question que tentera de répondre la section suivante de ce travail.



Graphique 1 : Densité de la R&D entre arrondissements belges
(Estimation par kernel gaussien)

2. Analyse exploratoire de données spatiales

L'analyse exploratoire de données spatiales est un ensemble de techniques, issues principalement de la boîte à outil du géographe et qui a pour finalité de décrire la distribution spatiale des variables en considération. Il n'est en effet pas rare de pouvoir détecter un certain déterminisme dans la localisation des activités économiques. Et de fait, la *dépendance spatiale* entre observations, est la règle plutôt que l'exception. A son tour, l'absence d'indépendance statistique dans la distribution spatiale peut se matérialiser par des localisations atypiques, des pôles ou à toute autre modèle d'association spatiale.

¹ Voir Wallsten (2001) pour une approche alternative à la notre, mais également avec des données par établissement.

L'autocorrélation spatiale positive fait référence à l'agglomération de personnes, d'événements dans l'espace, alors que l'autocorrélation négative caractérise des situations d'observations dispersées. Deux sources principales d'autocorrélation spatiale sont en général distinguées :

- Mauvaise spécification du modèle et/ou erreur de mesure ; en particulier, l'unité géographique choisie n'est pas anodine, car cette unité ne correspond pas obligatoirement à l'unité d'influence de la variable en considération ; ce dernier problème est assez courant étant donné la non correspondance entre des unités spatiales administratives et la réalité des phénomènes économiques et sociaux
- Une seconde explication, plus intéressante du point de vue de l'analyse économique est celle d'externalités. La distance géographique n'est pas neutre dans l'explication d'interactions économiques et sociales. En ce sens, la proximité géographique d'unités spatiales et la proximité observationnelle vont de pair.

D'un point de vue statistique, la non prise en compte de l'autocorrélation spatiale implique qu'on ne tient pas compte de toute l'information contenue dans les données et risque donc de mener à des résultats biaisés. Du point de vue économique, une répartition non aléatoire d'une variable dans l'espace peut véhiculer un certain nombre d'informations sur les forces économiques et sociales en jeu, en particulier en terme d'effet de débordement. Une analyse spatiale n'est donc pas superflue dans ce contexte (Levine (1999)).

2.1 La dépendance spatiale

Afin de pouvoir déterminer l'existence ou non de dépendance spatiale, il convient de se donner *a priori* le lien qu'il peut exister entre unités spatiales. Dans le cas présent, nous allons nous intéresser au lien entre arrondissements belges. Étant donné les 43 arrondissements belges, nous allons établir une matrice carrée de dimension 43 où l'élément de l'intersection entre la $i^{\text{ème}}$ ligne et la $j^{\text{ème}}$ colonne représente le lien entre les arrondissements i et j . Pour ce faire, deux types de lien sont utilisés :

- un lien de *contiguïté* : l'élément ij de la matrice est égal à 1 si les arrondissements i et j ont une frontière commune, et 0 sinon
- un lien de *distance* : l'intensité du lien entre les arrondissements i et j est inversement lié à la distance géographique entre ces deux arrondissements

Par la suite, pour les calculs d'indices d'autocorrélation spatiale globale et locale, la dépendance spatiale que l'on postulera dépendra directement du lien entre arrondissements considérés.

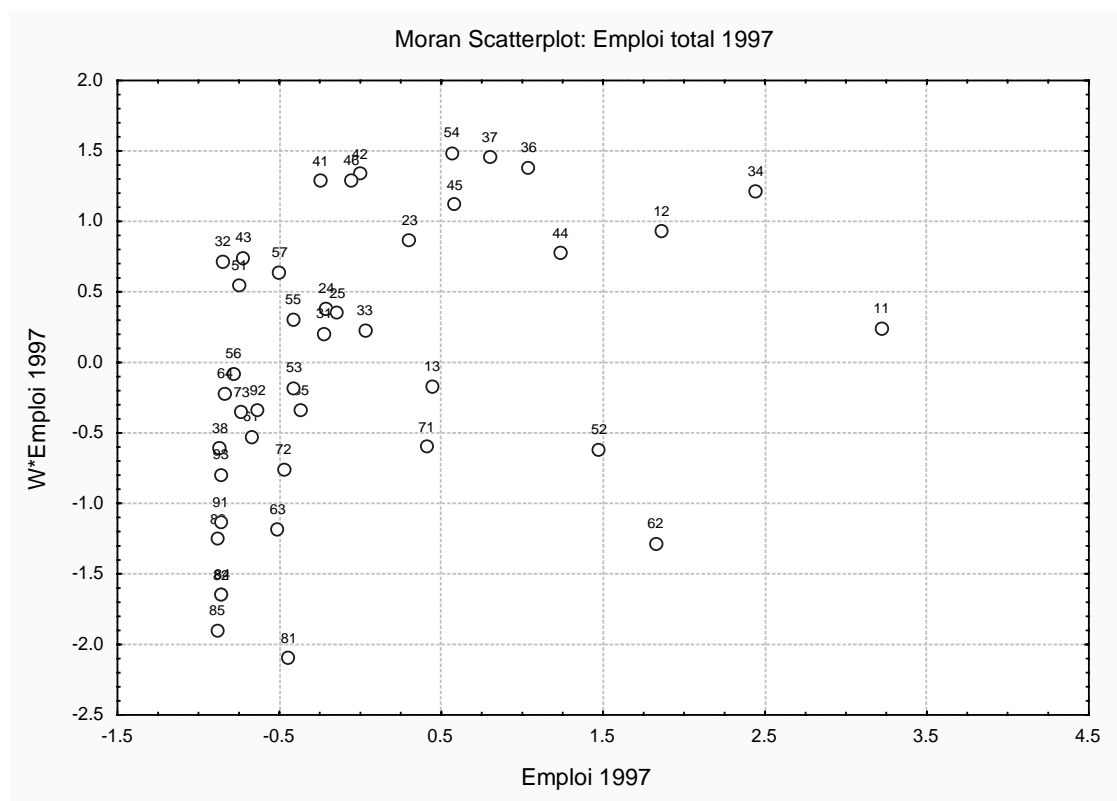
2.2 Le Moran Scatterplot

Sans fournir une information statistique, l'établissement du Moran Scatterplot permet d'avoir une première information sur le lien qu'il peut exister entre l'observation d'une variable à l'intérieure d'une unité spatiale et les observations de la même variable dans les arrondissements environnants (ou le terme « environnant » se rapporte directement au *lien* entre arrondissements dont nous avons parlé ci-dessus) (Anselin (1996)).

Dans ce qui suit, nous allons plus particulièrement nous intéresser à la distribution spatiale de l'activité de R&D et de l'emploi d'établissements innovants en Belgique. À cette fin, nous disposons d'un échantillon de 1637 entreprises innovantes en Belgique ayant répondu à l'enquête sur la R&D pour les années 1996 et 1997. Ces données incluent toutes les dépenses

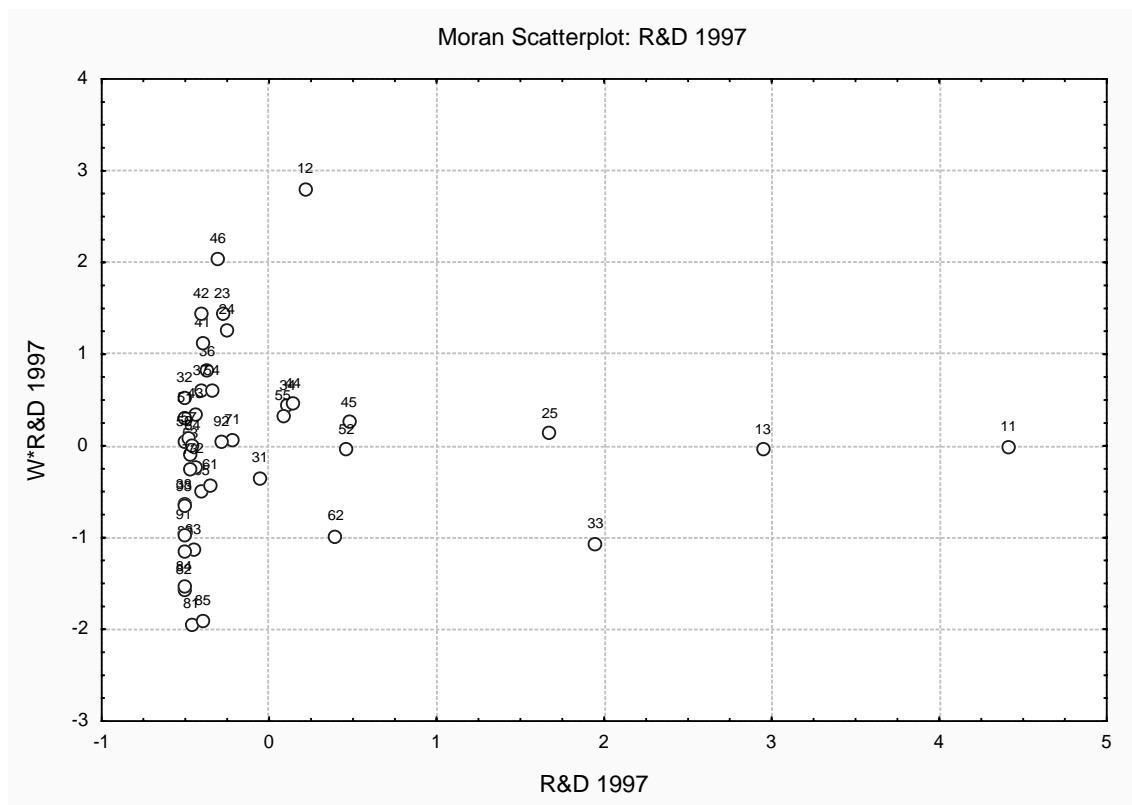
en R&D à but propre ou à but de coopération. Outre l'information sur les dépenses en R&D et l'emploi, nos données fournissent l'information sur le secteur d'activité NACE-BEL (2-3 digit), ainsi que l'adresse par code postal. Après un premier tri des données, nous avons retenu 21 secteurs d'activité que nous avons agrégés par arrondissement et sur lesquels notre analyse se basera par la suite. Notons enfin que ces graphiques, ainsi que tous les tableaux suivants ont été établis en travaillant sur des densités d'emploi et de R&D, afin de neutraliser l'effet taille des arrondissements.

Afin d'éviter de multiplier les graphiques, nous nous sommes limités à représenter le Moran Scatterplot pour l'emploi et les dépenses en R&D agrégées. Le principe du Moran Scatterplot est très intuitif : chaque point représente en abscisse la valeur standardisée d'une certaine variable (ici l'emploi et la R&D) pour un arrondissement particulier et en ordonnée, la valeur de la même variable des arrondissements *liés* à l'arrondissement en considération².



Graphique 2 : Moran Scatterplot (Emploi)

² En pratique, la valeur de l'ordonnée est déterminée en prémultipliant le vecteur de la variable en considération par la matrice carrée de dimension 43 mentionnée plus haut.



Graphique 3 : Moran Scatterplot (R&D)

Comme on peut en inférer du graphique 2, la droite d'ajustement de ces points tendrait à être de pente positive, indiquant l'existence d'une certaine proximité entre la valeur de la densité de l'emploi d'un arrondissement particulier et la valeur prise par cette densité pour les arrondissements proches. La détection d'un tel ajustement sur le graphique 3 reprenant la densité de R&D semble beaucoup plus téméraire.

Bien qu'étant d'interprétation très aisé, le Moran Scatterplot ne nous permet pas d'effectuer d'inférence statistique sur nos résultats. En particulier, la tendance positive qui semble se dégager du graphique 2 ne peut être supportée par un seuil de significativité statistique³. Afin de remédier à cet écueil, nous avons fait appel à des mesures statistiques d'autocorrélation spatiale, globale et locale.

2.3 L'indice de Moran

Cet indice permet de déterminer l'existence d'autocorrélation spatiale *globale*, c'est-à-dire la « similitude » de chaque arrondissement avec les arrondissements proches (Moran (1950)). En d'autre terme, l'indice d'autocorrélation spatiale globale peut être pensé intuitivement comme un coefficient de corrélation multidimensionnel.⁴ Cet indice a été calculé pour chacun

³ Tout au plus pouvant nous recourir à la règle de détection de valeur extrêmes, en définissant en tant que tel les observations se situant au-delà de deux fois l'écart-type de toutes nos observations, à la fois sur l'axe des abscisses et sur l'axe des ordonnées. (Rappel : nos observations sont standardisées ; la moyenne est donc 0 et l'écart-type 1)

⁴ Notez toutefois que cet indice n'est pas restreint à l'intervalle [-1,1] (Tiefelsdorf et Boots (1995)). L'expression analytique de cet indice est donné en fin de document.

des 21 secteurs reportés dans le tableau 1 et les résultats statistiquement significatifs ont été reportés dans ce même tableau.

Tableau 1 : Indice de Moran⁵

NACE -BEL 2- digits		Emploi	R&D
15	Industrie des produits alimentaires, alcool et tabac		
17	Industrie textile, de l'habillement, du cuir et de la chaussure	■	■
22	Edition, imprimerie, reproduction	■	
24	Industrie chimique	■	
25	Industrie du caoutchouc et des plastiques	■	
26	Fabrication d'autres produits minéraux non métalliques	■	
28	Métallurgie et travail des métaux		
29	Fabrication de machines et équipements		
31	Fabrication de machines et appareils électriques et électroniques		
32	Fabrication d'équipements et appareils de radio, télévision et communication		
33	Fabrication d'instruments médicaux, de précision et d'horlogerie		
34	Fabrication de matériel de transport		
45	Construction		
50	Commerce de matériel de transport	■	
70	Activités immobilières	■	
72	Activités informatiques		
73	Recherche-développement (services)		
75	Administration publique et services sociaux		
3-digits			
244	Industrie pharmaceutique	■	
271	Sidérurgie	■	
722	Réalisation de logiciels	■	

Seuil de significativité 1% 5% 10%

Une première remarque qu'il convient de mentionner est que l'arrondissement de Bruxelles a été éliminé du calcul de cet indice. Nous savons que de par son statut, Bruxelles concentre une forte activité à la fois de production et de R&D. Mais plus important, la superficie de l'arrondissement de Bruxelles est quatre fois plus faible que la moyenne des arrondissements belges. En calculant les *densités* d'emploi et de R&D, cela exacerbe d'autant plus l'effet dominant de Bruxelles en Belgique, et nos résultats risquent d'être obscurcies de par ce fait. Autrement dit, les résultats présentés ci-dessus, et dans la suite de cette section font référence

Formellement, l'indice de Moran représente le coefficient de pente d'une régression Wx sur x dans le Moran Scatterplot (où W est la matrice des liens entre arrondissements, et x , la densité d'emploi respectivement de R&D).

⁵ Les résultats du présent tableau ont été obtenus en travaillant avec une matrice de poids basée sur le *lien* de distance ($1/d$). Il convient de noter que les résultats obtenus en utilisant d'autres poids sont qualitativement analogues. De plus, les indices de Moran ont été calculés pour les années 1996 et 1997, et seuls les résultats significatifs pour les *deux* années ont été reportés dans le tableau.

au degré de dépendance spatiale entre arrondissements belges, *excepté* l'arrondissement de Bruxelles.

A première vue, ces résultats tendent à soutenir les résultats trouvés dans les graphiques 2 et 3. En effet, alors qu'il semble se dégager une tendance nette à l'autocorrélation spatiale positive pour l'emploi (10 secteurs sur 21), ceci n'est le cas que pour un secteur dans le cas de la R&D. Deux interprétations à ces résultats peuvent être fournies, l'une d'ordre technique et l'autre d'ordre économique. D'un point de vue technique, le fait que les données sur la R&D sont moins complètes que celles sur l'emploi peut être à l'origine de résultats statistiques moins significatifs. La seconde interprétation, d'ordre économique, est celle qui nous intéresse le plus : le fait de trouver de l'autocorrélation spatiale positive dans près de la moitié des cas pour l'emploi signifie que celui-ci est aggloméré, mais que cette agglomération déborde les frontières administratives des arrondissements. Au contraire, le fait de ne détecter, sauf dans un cas, aucune autocorrélation spatiale positive pour la R&D n'exclut en aucun cas que les investissements en R&D soient concentrés spatialement à l'intérieur des arrondissements. En d'autres termes et en raisonnant par secteur, on serait face à des agglomérations inter-arrondissements dans le cas des bassins d'emploi, alors que ces agglomérations seraient intra-arrondissement dans le cas de la R&D. C'est cette hypothèse que nous nous proposons d'analyser dans ce qui suit. Cela revient donc à voir si les externalités d'agglomération sont plus localisées dans le cas de la R&D que de la production en général, en prenant comme donné que les agglomérations d'activités économiques sont notamment le résultat de l'existence d'externalités. Cette question de l'unité spatiale d'observation revêt donc toute son importance lors de la décision d'implantation d'entreprises.

Avant de passer aux indices locaux de la mesure de l'autocorrélation spatiale, notons encore que ce sont en particulier les secteurs traditionnels tel que l'industrie sidérurgique, l'industrie textile, l'habillement, l'édition et l'imprimerie qui sont principalement spatialement autocorrélés, de même que pour les services (à l'exception de l'administration) et les secteurs de haute technologie tel que les activités d'informatique et la réalisation de logiciels. Au contraire, les secteurs à intensité de R&D moyenne ne présentent guère un caractère spatialement autocorrélé. Enfin une attention particulière peut être donnée au cas du secteur de fabrication de matériel de transport. Ce secteur est principalement dominé en Belgique par des filiales de multinationales étrangères, assemblant des produits finaux. Le fait que ce secteur ne présente pas d'autocorrélation positive peut s'expliquer par le fait que la logique de localisation dans son cas particulier peut répondre à une logique propre à la maison mère et non obligatoirement en accord avec les forces économiques de localisation (Cassiman et Veuglers (1999a, 1999b)). En ceci, ce secteur peut être contrasté avec le secteur de commerce de moyen de transport qui présente de l'autocorrélation spatiale positive.

2.4 Les indices locaux de Moran

L'indice global de Moran dont les résultats ont été présentés ci-dessus donne une vision globale de la distribution de l'activité économique sur le territoire belge. Il ne fournit cependant aucune indication quant au fait que certains arrondissements pourraient contribuer plus que d'autres aux résultats obtenus. L'indice de Moran local permet de pallier à cet inconvénient, en donnant une indication de la contribution de *chaque arrondissement* au résultat de l'indice global de Moran.

Comme pour l'indice de Moran global, deux types de résultats peuvent émerger : autocorrélation spatiale positive et autocorrélation spatiale négative. Le premier cas est

représentatif d'un arrondissement avec une densité d'emploi et/ou de R&D élevée ou basse, entouré d'arrondissements présentant le même caractère. Quant à l'autocorrélation spatiale négative, elle découle d'arrondissement avec une densité d'emploi et/ou de R&D élevée ou basse, entouré d'arrondissements présentant le caractère opposé. En faisant référence aux graphiques du Moran Scatterplot évoqué plus haut, l'autocorrélation positive fait référence à des observations proches de la diagonale secondaire, alors que des arrondissements caractérisés par de l'autocorrélation spatiale négative auraient plutôt tendance à suivre la diagonale principale.

Le tableau 2 a été créé dans cette optique et s'interprète comme suit. Chaque cellule représente un couple secteur-arrondissement et est subdivisé en deux : la partie gauche de la cellule fait référence aux résultats obtenus pour l'emploi alors que la partie droite reprend les résultats obtenus pour la R&D. L'interprétation des différentes teintes est donnée dans la cadre 1.

Cadre 1 : Explication des résultats du tableau 1

	Configuration « élevé-bas (EB) » ; cela correspond au cas d'autocorrélation spatiale négative, avec un arrondissement ayant une densité d'emploi respectivement de R&D <i>élevée</i> , entouré d'arrondissements avec des densités d'emploi respectivement de R&D <i>basse</i>
	Configuration « bas-élevé (BE) » ; c'est le cas symétrique des cellules grisées
	Configuration « élevé-élevé (EE) » ; dans ce cas (autocorrélation spatiale positive), les densités de la variable en considération, de l'arrondissement et de ces voisins sont élevées

Comme pour le tableau 1, seul les résultats statistiquement significatifs ont été reportés dans le tableau 2.

Une première constatation évidente est la répartition asymétrique des résultats statistiquement significatifs (tous résultats confondus : EB, BE, EE, à la fois pour l'emploi et la R&D) entre les deux grandes régions belges, Flandre (77%) et Wallonie (23%).⁶ Ce résultat est à mettre directement en parallèle avec la densité moyenne 2 à 2.5 fois plus élevée de l'activité économique en Flandre qu'en Wallonie pour l'emploi respectivement la R&D. De même, ce premier résultat ne peut dans le meilleur cas qu'être partiellement expliqué par le déséquilibre des superficies des arrondissements wallons et flamands, ces derniers étant en moyenne 25% plus petit.

En second lieu, à côté de sa plus forte représentativité dans les résultats, la Flandre présente une couverture sectorielle plus étendue. Si l'on considère conjointement l'emploi et la R&D et exception faite du secteur 33 (*Fabrication d'instruments médicaux, de précision et d'horlogerie*), tous les secteurs sont représentés au moins une fois comme EB ou EE du côté flamand, alors que pour la Wallonie, plus de la moitié des secteurs n'apparaissent pas du tout de manière significative. Cette constatation, couplé au fait que dans 60% des arrondissements significatifs en Flandre, ceci est le résultat d'une configuration EE, alors que cela n'est vrai que pour 20% des cas en Wallonie, renforce l'affirmation selon laquelle l'activité économique flamande est plus dense. Au contraire, la Wallonie pourrait plutôt être caractérisée par des îlots de développement.

⁶ Comme pour le tableau 1, Bruxelles a de nouveau été exclu de nos calculs pour les raisons évoquées plus haut.

Tableau 2 : Indices de Moran locaux⁷

<i>Code NACEBEL</i>	Code arrondissement	15	17	22	24	25	26	28	29	31	32	33	34	45	50	70	72	73	75	244	271	722	
	Emploi R&D																						
11	Antwerpen																						
12	Mechelen																						
13	Turnhout																						
23	Halle-Vilvoorde																						
24	Leuven																						
25	Nivelles																						
31	Brugge																						
32	Diksmuide																						
33	Leper																						
34	Kortrijk																						
35	Oostende																						
36	Roeselare																						
37	Tielt																						
38	Veurne																						
41	Aalst																						
42	Dendermonde																						
43	Eeklo																						
44	Gent																						
45	Oudenaarde																						
46	Sint-Niklaas																						
51	Ath																						
52	Charleroi																						
53	Mons																						
54	Mouscron																						
55	Soignies																						
56	Thuin																						
57	Tournai																						
61	Huy																						
62	Liège																						
63	Verviers																						
64	Waremmes																						
71	Hasselt																						
72	Maseik																						
73	Tongeren																						
81	Arlon																						
82	Bastogne																						
83	Marché en Famenne																						
84	Neufchâteau																						
85	Virton																						
91	Dinant																						
92	Namur																						
93	Philippeville																						

⁷ Les remarques en note de bas de page du tableau 1 s'appliquent mutatis mutandis au tableau 2.

Bien que l'analyse d'autocorrélation spatiale n'est pas le lieu privilégié d'analyse de la question du degré de *spécialisation* versus *diversité*, quelques résultats en ce sens peuvent néanmoins être évoqués.⁸ De nouveau, une nette distinction se dégage de la comparaison entre Flandre et Wallonie. Les arrondissements wallons sont majoritairement spécialisés, souvent dans un seul secteur : Charleroi dans la *fabrication de machines et appareils électriques et électroniques*, Soignies dans la *fabrication d'instruments de précision*, Waremme dans la *fabrication de matériel de transport* et Liège dans la *sidérurgie*. Au contraire, du côté flamand, les arrondissements tendent à être beaucoup plus diversifiés. Seul quelques rares arrondissements ne sont spécialisés que dans un secteur. De plus, il est intéressant de noter que les secteurs apparaissant significatifs en Wallonie, le sont moins souvent ou pas du tout en Flandre. Ceci reflète bien des voies différentes de développement suivies par ces deux régions : investissements diversifiés en Flandre, investissements concentrés (spatialement et sectoriellement) en Wallonie.

Les résultats sur les indicateurs d'autocorrélation locale sont cohérents par rapport à ceux présentés dans le tableau 1, reprenant les indicateurs globaux. En effet, globalement, les configurations EE (autocorrélation spatiale positive) dominent les configurations EB (autocorrélation spatiale négative), ce qui explique que nous ne trouvions que des résultats d'autocorrélation positive dans le tableau 1. De fait, en faisant l'impasse sur le secteur 271, toutes les cellules noircies dans le tableau 1 se retrouvent également noircies dans le tableau 2.

En faisant la distinction entre l'emploi et la R&D, il apparaît que la R&D se caractérise dans 75% des cas par une configuration EB, alors que ceci n'est vrai que pour 37% des cas pour l'emploi. Ceci est cohérent avec ce qui a pu être dit plus haut : l'activité de R&D est spatialement plus concentrée (intra-arrondissement) que l'emploi (inter-arrondissement). Donc, même si dans les deux cas, nous sommes face à des logiques de regroupement, ces logiques semblent soumises à des intensités différentes. En terme d'externalité, cette constatation peut se traduire par différents types d'externalités en jeu : bassins de travailleurs dans le cas de l'activité de production et externalités de connaissance dans le cas de la R&D. En poussant cette interprétation par les externalités encore un peu plus, nous pouvons constater qu'à l'exception de deux arrondissements (Anvers et Halle-Vilvorde), tous les arrondissements présentent une forte spécialisation, avec tout au plus un pôle de R&D par arrondissement (économies de localisation). Au contraire, l'activité de production, approximée par l'emploi, semble plus enclin aux échanges intersectoriels et par conséquent, plusieurs arrondissements présentent des pôles d'emploi pour plusieurs secteurs différents (économies d'urbanisation). Ceci étant mentionné, il convient d'emblée de noter que la portée de cette étude ne nous permet en aucun cas de détecter des combinaisons de secteurs semblant plus susceptibles de se rapprocher spatialement. La partie économétrique qui suivra tentera de répondre partiellement à ce questionnement pour le cas de 4 secteurs.

En résumant cette première partie descriptive sur la répartition spatiale de l'activité d'emploi et de R&D des établissements innovants en Belgique, quelques points peuvent être mis en exergue :

- l'autocorrélation spatiale est loin d'être une exception, et par voie de conséquence, l'activité économique n'est pas répartie aléatoirement en Belgique
- l'autocorrélation spatiale globale positive est la résultante d'arrondissements présentant une configuration EE (autocorrélation positive) et d'autres EB (autocorrélation négative).

⁸ Par la suite, nous allons considérer comme spécialisés, des arrondissements présentant une configuration EE ou EB pour un ou un nombre très restreint de secteurs.

En particulier, la R&D semble plutôt se conformer aux spécifications EB, alors que pour l'emploi, la configuration EE est dominante. La R&D est donc plus fortement concentrée que ne peut l'être l'emploi en général. Ceci nous a conduit à en imputer une interprétation en terme d'économie d'agglomération, plus localisées dans le premier cas que dans le second

- le degré de spécialisation/diversité comme défini ci-avant, tend à varier selon les arrondissements, mais assez généralement, les arrondissements flamands tendent à être plutôt diversifiés alors que la spécialisation tendra à prévaloir pour les arrondissements wallons
- exception faite de Bruxelles, qui a été retiré de nos calculs, deux pôles semblent émerger : Anvers et Mechelen

3. Concentration et externalités

Les résultats que nous avons présentés dans la section précédente soutiennent l'hypothèse selon laquelle l'étude de la dimension spatiale est cruciale pour comprendre les interactions qui peuvent s'établir entre une entreprise et son environnement. Nous avons pu détecter l'existence d'un déterminisme dans la localisation des établissements innovants. Comme conséquence directe, il ne faut pas négliger que c'est la concentration spatiale des entreprises qui engendre la formation des externalités (qualifiées parfois de *spillovers*) positives dont bénéficient les entités constituantes de cette agglomération.

L'objet de cette section est de dresser un cadre d'analyse à la fois théorique et empirique sur les effets que les externalités d'agglomération produisent en matière d'investissements en R&D. Le but que nous voulons atteindre est de démontrer que l'intensité des dépenses en R&D des entreprises que nous prenons en considération ne découle pas seulement des ressources internes des entreprises mêmes, mais aussi de l'interaction de ces entreprises avec les autres entreprises localisées à proximité. Normalement, les *spillovers* engendrent des rendements croissants d'échelles au niveau de la production dont chaque entreprise qui se joint à une agglomération d'entreprises peut bénéficier.

Au sein de la science économique il n'existe pas une unique théorie qui nous permet d'aborder le problème des externalités : c'est pour cette raison que nous nous focaliserons sur deux approches alternatives, dont chacune présente une base théorique alternative. Une fois défini le cadre de référence, nous allons tester la validité de ces modèles théoriques par des applications empiriques.

3.1 Les externalités : un moyen pour réduire les coûts fixes

Dans ce premier modèle, nous allons interpréter la formation des externalités au sein d'une concentration d'entreprises comme une force d'agglomération. Par définition, nous allons considérer que c'est la concentration spatiale même qui engendre la création des rendements croissants d'échelle. En d'autres termes, ce sont les concentrations d'entreprises qui sont à la source des externalités qui permettent aux entreprises d'exploiter les avantages des rendements croissants dans l'activité de R&D. Au niveau technique, dans le modèle que nous allons décrire, les externalités sont vues comme moyen de réduire les coûts de production et ils rentrent directement dans la fonction de production.

Le modèle que nous allons développer s'appuie sur la fonction de production d'un modèle courant d'économie géographique (voir, par exemple, Fujita *et al.* 1999):

$$L_i = \beta_i + \gamma Y_i \quad (1)$$

Cette expression définit que la quantité de travail, L_i , qui est demandée comme facteur de production, et est proportionnelle à la quantité d'output (Y_i), tout en respectant le coefficient des coûts marginaux de production, et le niveau des coûts fixes (β_i). L'équation (1) nous indique aussi que pour des quantités d'output assez grandes, l'impact des coûts fixes (β_i) va devenir négligeable de telle sorte que les entreprises peuvent exploiter les avantages liés aux rendements croissants d'échelle.

Comme nous l'avons indiqué ci-dessus, dans ce premier cadre interprétatif nous faisons l'hypothèse que les coûts fixes des entreprises sont principalement reliés aux dépenses en R&D. La conséquence directe de cette hypothèse est que nous allons établir comment la localisation d'une entreprise au sein d'une concentration d'entreprises investissant en R&D peut réduire l'effort direct d'investissement en R&D via l'émergence d'externalités. Nous envisageons que les externalités dont une entreprise (i) peut bénéficier sont strictement liées au niveau d'activité de R&D des autres ($n-1$) entreprises qui appartiennent à la même concentration et elles sont proportionnelles (via le paramètre $\delta > 0$) aux dépenses en R&D de ces entreprises. Pour simplifier nous supposons que toutes les ($n-1$) entreprises restantes investissent, en moyenne, la même somme de capital en R&D. Par conséquent le niveau des coûts fixes (β_i) par entreprises s'écrit de la façon suivante :

$$\beta_i = R \& D_i - \delta(R \& D)(n-1). \quad (2)$$

Si on remplace l'équation (2) dans la (1), on obtient l'expression suivante :

$$R \& D_i = L_i - \gamma Y_i + \delta(R \& D)(n-1) \quad (3)$$

Les premiers deux éléments à la droite de cette relation représentent la quantité de capital disponible qui peut être investie en R&D, tandis que l'autre représente le rôle des externalités. A ce point, nous pouvons aussi introduire une distinction au niveau des externalités. Sans rien changer dans les autres hypothèses que nous avons supposées jusqu'à maintenant, nous pouvons penser que les externalités peuvent être générées à la fois par la proximité spatiale des autres (n_i-1) entreprises qui appartiennent au même secteur d'activité de l'entreprise que nous prenons en considération et par la proximité des autres ($n-n_i-1$) entreprises qui appartiennent à d'autres secteurs. Le premier effet est mieux connu sous le terme *d'économies de localisation*, tandis que le deuxième est qualifié *d'économies d'urbanisation*.

Moyennant un changement dans la paramétrisation de la relation (2), nous introduisons le terme $\lambda_1(n_i-1)(R\&D)$ qui fait référence aux externalités exploitées par l'entreprise (i) et en provenance des dépenses en R&D d'autres entreprises du même secteur qui appartiennent à la même concentration (pondérées par le paramètre $\lambda_1 > 0$). En revanche $\lambda_2(n-n_i-1)(R\&D)$ correspond aux externalités dont une entreprise (i) bénéficie sur la base des dépenses en R&D d'autres entreprises d'autres secteurs toujours localisées dans la concentration considérée (selon la proportion d'un paramètre $\lambda_2 > 0$). La nouvelle formulation de l'équation (2) devient, maintenant,

$$\beta_{i \in j} = R \& D_{i \in j} - [\lambda_1(n_1 - 1)I_{i \in j} + \lambda_2(n - n_1 - 1)I_{i \notin j}](R \& D), \quad (4)$$

où i fait référence à une entreprise et j à un secteur ⁹.

En remplaçant l'équation (4) dans l'équation (2) nous allons obtenir la relation suivante:

$$R \& D_i = L_i - \gamma_i + [\lambda_1(n_1 - 1)I_{i \in j} + \lambda_1(n - n_1 - 1)I_{i \notin j}](R \& D), \quad (5)$$

qui est équivalente à l'expression (2), mais tout en prenant en compte les deux possibles sources d'externalités.

Dans ce cadre d'analyse, le point sur lequel nous voulons concentrer l'attention est le suivant : nous voulons détecter si les entreprises localisées dans des concentrations vont investir plus de capitaux en R&D que leurs concurrents, localisées en dehors de ces agglomérations.

Cette démarche s'effectue au moyen d'un modèle à choix discrets dans lequel nous appliquerons les résultats que nous avons obtenus dans la section précédente. Notre premier objectif sera donc d'évaluer si l'appartenance à une unité spatiale du type EB peut être vraiment une condition discriminante dans la prise de décision d'une entreprise en matière d'investissement en R&D.

Pour capturer l'effet dont nous venons de parler, nous allons nous concentrer sur une version de la relation (5) qui nous permettra d'appliquer un modèle LOGIT. Le choix de cette méthode est aussi imposé par le manque de données assez précises pour tous les paramètres que nous avons introduit dans l'analyse.

Nous construisons la variable dépendante (RDCA)¹⁰ de la façon suivante :

$$RDCA = \begin{cases} 1 & \text{si les dépenses en R\&D de la firme } i \text{ sont plus grandes que la} \\ & \text{moyenne des dépenses en R\&D de toutes les autres entreprises} \\ & \text{dans le même secteur.} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Nous avons construit cette variable pour tous les secteurs et pour les deux années (1996 et 1997) inclus dans notre base des données. Etant donné notre objectif d'arriver à discerner entre les économies d'urbanisation et celles de localisation, nous avons introduit deux variables muettes de localisation qui reprennent les résultats qui ont été présentés dans l'analyse exploratoire de données spatiales. Par ailleurs nous avons aussi pris en compte d'autres variables de contrôle, BXL, LCA, LLABOR, définies dans le Cadre 1. La première variable incluse nous permet de mettre en évidence l'appartenance d'un établissement à

⁹ Comme dans l'autre cas, nous faisons l'hypothèse qu'en moyenne chaque entreprise investit le même montant de capital en R&D.

¹⁰ Nous avons répété le même exercice en considérant la médiane et le troisième quartile pour construire la variable dépendante RDCA et les résultats des estimations que nous avons obtenues ne changent pas qualitativement.

l'arrondissement de Bruxelles et les autres deux visent à contrôler l'effet taille. Après avoir introduit ces précisions, nous allons estimer la version suivante de l'équation (5) :

$$\Pr\{RDCA = 1\} = \phi\{\beta_0 + \beta_1 Dummy97 + \beta_2 BXL + \beta_3 BHL + \beta_4 AHL + \beta_5 LCA + \beta_6 LLabor\}.$$

Le Cadre 2 reprend en détail toutes les variables que nous allons inclure dans l'analyse économétrique :

Cadre 2

Dummy 97	Variable muette pour l'année 1997
Dummy BXL	Variable muette pour un établissement qui appartient à l'arrondissement de Bruxelles
Dummy BHL	Variable muette pour un établissement qui appartient à une unité spatiale du genre HL pour le secteur d'appartenance de l'établissement même.
Dummy AHL	Variable muette pour un établissement qui appartient à une unité spatiale du genre HL indépendamment du secteur d'appartenance de l'établissement même.
LCA	Logarithme du chiffre d'affaires par établissement
LLABOR	Logarithme du nombre d'employés par établissement

Comme nous avons eu l'occasion de l'annoncer, nous appliquons une technique d'estimation à choix discrets. Nous développons une approche du type LOGIT (en appliquant le logiciel STATA 6.0). Le Tableau 3 reprends les résultats :

Tableau 3: Résultats économétriques :

Variable dépendante: **RDCA**

Méthode d'estimation: LOGIT

Valeurs entre parenthèses: Ecart type

	(1)	(2)	(3)
<i>Constant</i>	-0.915*** (0.097)	-0.859*** (0.101)	4.095*** (0.875)
<i>Dummy97</i>	0.2105 (0.139)	0.212 (0.139)	0.157 (0.144)
<i>Dummy BXL</i>	-0.175 (0.261)	-0.232 (0.262)	-0.172 (0.268)
<i>Dummy BHL</i>	0.173 (0.231)	0.204 (0.233)	0.141 (0.239)
<i>Dummy AHL</i>		-0.433** (0.217)	-0.526** (0.224)
<i>LCA</i>			-0.453*** (0.097)
<i>LLABOR</i>			0.244** (0.109)
<i>Log Likelihood</i>	-609.18	-607.08	-581.17
<i>Pseudo R-carré</i>	0.003	0.006	0.05
<i>Obs.</i>	993	993	993

*** 1% niveau de significativité; ** 5%; * 10%

Les résultats obtenus avec ce premier type d'analyse ne sont assez significatifs. Il y a seulement quelques variables qui affectent de façon significative la probabilité que les entreprises investissent des sommes assez importantes en R&D. Si on se concentre sur les modèles (1) et (2) les deux variables de contrôle (LCA et LLABOR) n'exercent aucun impact sur les choix de localisation. En autres mots, les économies de localisation ne semblent pas revêtir un rôle important dans les choix des entreprises, tandis que les économies d'urbanisation le sont. Par conséquent, ces résultats tendent à soutenir que la simple condition de se localiser dans une unité spatiale du type EB n'est pas une condition exhaustive pour discriminer entre les montants investis en R&D d'une entreprise et les autres entreprises d'un même secteur, même si la configuration EB est liée directement au secteur pris en considération. Par ailleurs, la présence d'autres firmes qui investissent en R&D dans la même unité spatiale peut aussi réduire les incitants des firmes à investir.

Pour conclure, sur la base de ces premiers résultats, l'application économétrique nous montre qu'une approche qui s'appuie principalement sur la structure d'un modèle d'économie géographique ne mène pas à des résultats très robustes. Par ailleurs, il semble aussi assez limitatif voir les externalités liées à la localisation géographique comme moyen de réduire les coûts de production. De plus, il faudrait aussi vérifier la façon dont évolue la relation entre économies de localisation et d'urbanisation en passant en revue chaque secteur individuellement.

3.2 Le rapport entre densité et intensité d'investissement en R&D.

Dans ce deuxième volet d'analyse, nous examinerons explicitement l'idée selon laquelle la *densité spatiale* des entreprises investissent en R&D est une composante importante soutenant les décisions d'investissements en R&D. Dans le cadre de référence que nous proposons, nous allons prendre en compte un effet de 'dépréciation' de l'intensité de diffusion des externalités proportionnelle à la distance spatiale. Les entreprises localisées plus à l'écart de la concentration ont une probabilité plus faible de tirer des avantages des externalités qui découlent de l'agglomération même. Par ailleurs, une entreprise peut profiter des résultats de la R&D menée par d'autres firmes pas seulement par la transmission directe des informations, mais aussi par des échanges plus ou moins formels des employés de chaque entreprise. Une plus grande densité d'employés dans une même unité spatiale correspond aussi à une probabilité plus élevée que l'information puisse circuler et que les contacts interpersonnels soient plus fréquents. Par conséquent, la fréquence des échanges d'information via le canal des contacts interpersonnels peut être aussi interprétée comme un moyen pour réduire l'effort en R&D, vu comme somme des dépenses monétaires, de chaque entreprise.

L'approche que nous allons proposer fait référence aux contributions de Ciccone-Hall (1996) et Ciccone (2001).

Nous supposons que les externalités sont directement liées à une mesure de densité. En conséquence nous faisons l'hypothèse que la densité spatiale doit être vue comme une mesure des externalités. La forme fonctionnelle d'une fonction de production que nous allons utiliser est la Cobb - Douglas.

Comme pour le cas précédent, les dépenses en R&D et la force de travail sont les deux inputs, que nous allons définir de la façon suivante :

$$Y_i = A_i(L_i)^\alpha \quad \text{with } A_i = (R \& D_i)(E_i)^\beta, \quad \alpha, \beta > 0, \quad (6)$$

où (Y_i) est le niveau final d'output pour une firme i , L_i , est la demande de travail et A_i correspond aux dépenses en R&D qui peuvent être partagées en deux composantes. Cette distinction entraîne la possibilité de prendre en compte à la fois les dépenses directes en R&D soutenues par chaque entreprise ($R\&D_i$) et les effets produits par les externalités qui ressortent de l'activité de R&D des entreprises avoisinantes (E_i).
En remplaçant ces termes dans l'équation précédente, nous allons obtenir :

$$Y_i = (R\&D_i)(E_i)^\beta (L_i)^\alpha.$$

En exprimant l'équation précédente comme fonction des dépenses en R&D par entreprises, nous permet de mieux isoler les effets des spillovers (E_i)¹¹

$$\frac{R\&D_i}{Y_i} = E_i^{(-\beta)}(L_i)^{(-\alpha)}.$$

En s'appuyant sur les raisons que nous venons de décrire, nous nous focaliserons principalement sur les effets de deux types d'externalités : celles liées à la mobilité de la force de travail (D_{La}) et celles qui se réfèrent aux dépenses en R&D (dans une même unité spatiale) qui peuvent se partager entre les externalités issues des économies de localisations (D_{rda}) et d'urbanisation (D_{rds}).

Dans notre démarche nous faisons l'hypothèse que le paramètre des externalités (E_i) est le résultat de l'interaction de trois différents types d'externalités que nous venons de décrire. Celles-ci nous permettent de paramétrer (E_i) de la façon suivante :

$$E_i = \frac{D_{La}}{D_{rds} D_{rda}}, \tag{7}$$

En remplaçant (6) dans (7) et après quelques manipulations algébriques, nous obtenons la relation suivante :

$$\frac{R\&D_i}{Y_i} = \left(\frac{D_{rds} D_{rda}}{D_{La}} \right)^\beta (L_i)^{-\alpha},$$

que nous pouvons transformer, par l'application de la fonction logarithmique, en :

$$\log\left(\frac{R\&D_i}{Y_i}\right) = \beta[\log(D_{rds}) + \log(D_{rda})] - \beta \log(D_{La}) - \alpha \log(L_i). \tag{8}$$

Dans l'exercice empirique nous allons nous concentrer sur l'équation (8), l'objectif étant de pouvoir discerner les effets de chaque type de densité que nous prenons en considération.

¹¹ Les paramètres α , β sont constants. Ils représentent l'élasticité de chaque input par rapport au quota de R&D sur le chiffre d'affaires.

Nous allons procéder avec deux différentes méthodes d'estimations. En principe nous abordons l'analyse en considérant tout l'échantillon des firmes dont nous disposons en nous focalisant sur l'interaction directe entre intensité et densité. Dans l'étape suivante, nous allons prendre en considération seulement un nombre restreint de secteurs, pour en tirer des conclusions plus précises (toujours concernantes le rapport densité/intensité en R&D) au niveau sectoriel.

Le Cadre 3 reprend toutes les variables que nous allons utiliser dans les applications empiriques.

Cadre 3

Dummy96	Variable muette pour l'année 1996
LD	Logarithme de la densité des dépenses en R&D - par arrondissement- pour tous les secteurs à l'exception du secteur qu'alternativement nous prenons en considération
LD15	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement- pour tous les secteurs à l'exclusion du secteur 15.
LD24	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement- pour tous les secteurs à l'exclusion du secteur 24.
LD29	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement- pour tous les secteurs à l'exclusion du secteur 29.
LD70	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement- pour tous les secteurs à l'exclusion du secteur 70.
LDL	Logarithme de la densité de la force de travail –par arrondissement- pour tous les secteurs à l'exception du secteur qu'alternativement nous prenons en considération
LDL15	Logarithme de la densité de la force de travail – par arrondissement- pour le secteur 15.
LDL24	Logarithme de la densité de la force de travail – par arrondissement- pour le secteur 24.
LDL29	Logarithme de la densité de la force de travail – par arrondissement- pour le secteur 29.
LDL70	Logarithme de la densité de la force de travail – par arrondissement- pour le secteur 70.
LDRD	Logarithme de la densité des dépenses en R&D - par arrondissement- pour le secteur que nous prenons en considération
LDRD15	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement – pour le secteur 15.
LDRD24	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement – pour le secteur 24.
LDRD29	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement – pour le secteur 29.
LDRD70	Logarithme de la densité des dépenses en R&D –par arrondissement – pour le secteur 70.
LLABOUR	Logarithme du nombre de travailleurs par établissement.
LRC haf	Logarithme des dépenses en R&D sur le chiffre d'affaire par établissement

L'objectif de la première partie de l'analyse économétrique est de mettre en évidence toute interaction possible entre les dépenses en R&D au niveau de chaque entreprise (vu comme le ratio entre les dépenses en R&D et le chiffre d'affaire) et les trois mesures de densité que nous avons présentées dans l'équation (8). A ce propos, nous considérons tout l'échantillon dont nous disposons dans son ensemble.

Sur la base de la relation qui a été établie dans l'équation (8), les deux densités des dépenses en R&D (D_{rda} and D_{rds}) garderaient une proportionnalité directe avec l'intensité des dépenses en R&D, car elles résument les effets directs des externalités parmi les entreprises. Au contraire, toujours sur la base de l'équation (8) on s'attend à ce que la densité de la force de travail (D_{La}) déploie une relation inverse envers l'intensité des dépenses en R&D, si on considère que l'activité de R&D est la résultante de la concentration de R&D plutôt que de l'activité productive en soi, qui dès lors peut être considéré comme engendrant de la congestion au sens large. Par conséquent, la variable qui représente la force de travail devrait établir un lien inversement proportionnel avec l'intensité de dépenses en R&D sur la base de

la relation établie dans l'équation (6), c'est à dire un plus grand nombre de travailleurs implique une réduction des ressources disponibles qui peuvent être allouées à la recherche.

Tableau 4: Résultats économétriques: la relation entre intensité et densité

Variable dépendante : **LRDCHAF**

Méthode of estimation: Divers

Valeurs entre parenthèses: Ecart type

	Pooled	Pooled Effets fixes par secteur ¹²	Within Effets fixes par firme
<i>Constant</i>	-5.152*** (0.266)	-5.067*** (0.890)	-3.001*** (0.727)
<i>Dummy96</i>	-0.197** (0.084)	-0.147* (0.080)	-0.062* (0.034)
<i>LLABOUR</i>	-0.398*** (0.028)	-0.344*** (0.031)	-0.032*** (0.112)
<i>LD</i>	0.009 (0.023)	-0.027 (0.024)	0.009 (0.063)
<i>LDL</i>	-0.598*** (0.035)	-0.433*** (0.039)	0.318 (0.238)
<i>LDRD</i>	0.703*** (0.028)	0.539*** (0.034)	0.123*** (0.038)
<i>Obs</i>	983	983	983
<i>R-carré ajusté</i>	0.49	0.54	
<i>R-carré: Within</i>			0.05

*** 1% niveau de significativité; ** 5%; * 10%

Le tableau ci-dessus contient les résultats des estimations pour l'équation (8) que nous obtenons quand nous considérons tout l'échantillon dont nous disposons. Nous avons appliqué une procédure de données de panel avec trois différentes méthodes d'estimation et dans tous les cas, nous obtenons des résultats assez consistants. Les coefficients des variables de densité respectent les attentes : chaque fois ils sont statistiquement significatifs. En particulier, LDRD est toujours positif et hautement significatif. De cette façon, il montre l'importance des économies de localisation, c'est-à-dire des externalités positives qui découlent des investissements en R&D au sein de chaque secteur. Au contraire, les économies d'urbanisation, c'est-à-dire les externalités liées aux investissements en R&D dans d'autres secteurs, semblent ne pas jouer aucun rôle dans ce cadre d'analyse. En fait, la variable *LD* est toujours négative ou proche de zéro.

Ce premier volet de résultats soutient donc la prééminence de la *spécialisation* par rapport à la *diversification* dans la détermination de l'intensité des dépenses en R&D.

Toutefois, les résultats précités nécessitent quelques précisions. Ces résultats, que nous avons obtenus pour tous les secteurs confondus, peuvent cacher d'importantes différences au niveau sectoriel. Il pourrait y avoir des secteurs dans lesquels les économies d'urbanisation soutiennent de façon significative les investissements en R&D. Pour tester ce genre d'hypothèse, nous avons choisi 4 secteurs : le secteur alimentaire (15), la chimie (24), la fabrication des machines et d'équipements (29) et les activités immobilières (70).

¹² La statistique de Fisher pour la significativité de toutes les variables muettes par secteur jointes rejette l'hypothèse nulle.

Dans le tableau 6, pour chacun de ces secteurs nous avons répété le même type d'analyse que nous avons accomplie précédemment.

Tableau 5: Résultats économétriques : la relation entre intensité et densité

Variable dépendante: **LRDCHAF**

Méthode d'estimation: MCO avec correction de White

Valeurs entre parenthèses: Ecart Type

	Secteur 15	Secteur 24	Secteur 29	Secteur 70
<i>Constant</i>	-6.609*** (1.462)	-5.7*** (0.751)	-6.075*** (0.855)	-0.466 (0.390)
<i>Dummy96</i>	-0.013 (0.362)	-0.400 (0.256)	-0.192 (0.275)	-0.070 (0.068)
<i>LLABOUR</i>	0.048 (0.218)	-0.144 (0.100)	-0.052 (0.120)	-0.055*** (0.018)
<i>LD15</i>	0.020 (0.09)			
<i>LD24</i>		0.115* (0.062)		
<i>LD29</i>			0.02 (0.093)	
<i>LD70</i>				0.054* (0.032)
<i>LDL15</i>	-0.356** (0.178)			
<i>LDL24</i>		-0.264** (0.127)		
<i>LDL29</i>			-0.651*** (0.166)	
<i>LDL70</i>				-0.099** (0.051)
<i>LDRD15</i>	0.195 (0.157)			
<i>LDRD24</i>		0.324*** (0.115)		
<i>LDRD29</i>			0.507*** (0.119)	
<i>LDRD70</i>				0.087* (0.048)
<i>Obs</i>	70	81	72	76
<i>R-square ajusté</i>	-0.02	0.12	0.18	0.08

*** 1% niveau de significativité; ** 5%; * 10%

Les résultats repris dans le tableau précédent indiquent comment les effets de localisation et d'urbanisation peuvent changer selon le secteur auquel nous faisons référence. En particulier, les valeurs des élasticités associées à ces deux effets sont à la fois positives et significatives pour le secteur 24 (la chimie) et 70 (les activités immobilières). Ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle les entreprises qui appartiennent à ces secteurs peuvent bénéficier des avantages qui découlent des externalités aussi bien intra- qu'intersectorielles. En revanche, les entreprises du secteur 29 (la fabrication des machines et équipements) semblent bénéficier seulement des économies de localisation, tandis que celles du secteur 15 (l'industrie alimentaire) ne bénéficient d'aucun type externalités.

Par ailleurs, si dans nos estimations nous voulons prendre en compte l'éventuelle présence d'autres variables, qui ne sont pas toujours observables, nous devons prendre en compte des effets fixes. Les résultats que nous obtenons sont repris dans le Tableau 6.

Tableau 6: Résultats économétriques : la relation entre intensité et densité

Variable dépendante: **LRDCHAF**

Méthode d'estimation: Estimation en panel avec effets fixes par établissement

Valeurs entre parenthèses : Ecart type

	Secteur 15	Secteur 24	Secteur 29	Secteur 70
<i>Constant</i>	-4.200 (2.614)	1.793 (3.124)	-2.493 (5.025)	-1.344 (5.073)
<i>Dummy96</i>	-0.274*** (0.089)	-0.142 (0.088)	-0.112 (0.116)	-0.214 (0.251)
<i>LLABOUR</i>	-1.105*** (0.234)	-1.321** (0.624)	0.018 (0.858)	-0.901*** (0.243)
<i>LD15</i>	0.356 (0.349)			
<i>LD24</i>		-0.009 (0.110)		
<i>LD29</i>			-0.278 (0.501)	
<i>LD70</i>				0.067 (0.510)
<i>LDL15</i>	0.82 (0.722)			
<i>LDL24</i>		0.438 (0.495)		
<i>LDL29</i>			-0.515 (1.038)	
<i>LDL70</i>				0.068 (1.036)
<i>LDRD15</i>	0.327* (0.167)			
<i>LDRD24</i>		0.039 (0.061)		
<i>LDRD29</i>			0.135 (0.124)	
<i>LDRD70</i>				0.199 (0.439)
<i>Obs</i>	70	81	72	76
<i>R-carré : Within</i>	0.59	0.28	0.10	0.37

*** 1% niveau de significativité; ** 5%; * 10%

La présence des effets fixes réduit le niveau de significativité statistique de la plupart des coefficients que nous obtenons dans les estimations. L'unique exception est le secteur 15 (le secteur alimentaire), dans lequel apparaît l'importance des économies de localisation vis-à-vis de celles d'urbanisation.

En conséquence de ces résultats, nous pouvons supposer que les établissements d'un même secteur seraient plutôt homogènes. Par ailleurs, les estimations confirment aussi que l'importance de la *spécialisation et la diversification* est plus marquée dans des secteurs

comme la chimie ou les activités immobilières, tandis que la spécialisation joue un rôle important dans le secteur de la fabrication des machines et d'équipements. Le même résultat s'applique à un secteur traditionnel comme l'industrie alimentaire, mais en prenant en compte l'aspect *hétérogénéité* des entreprises.

4. Quelques réflexions en guise de conclusion

Dans cette étude nous avons proposé une analyse empirique de la distribution spatiale des investissements en R&D d'un échantillon d'établissements innovants belges. Pour les secteurs que nous avons sélectionnés, grâce à l'indicateur de Moran, nous avons pu établir qu'il y a un déterminisme dans la répartition spatiale des investissements en R&D. Cela implique aussi que la distribution des investissements en R&D sur le territoire belge n'est ni uniforme ni aléatoire. Les indicateurs locaux renforcent cette conclusion en montrant comment plusieurs arrondissements déploient une spécialisation technologique différente. Dans la deuxième partie de l'analyse nous abordons plus de près le problème de la relation entre les économies de localisation et d'urbanisation (de la spécialisation vis-à-vis de la diversité). Nos résultats montrent que la composant *spécialisation* exerce des effets importants sur les dépenses en R&D chaque fois celles-ci s'insèrent dans des projets assez pointus, tandis que la *diversité* a de l'influence sur toutes les entreprises qui investissent en R&D tout secteur confondu.

Il a déjà été relevé dans d'autres études que le phénomène d'agglomération spatiale ne doit pas être négligé et surtout qu'il doit être valorisé comme moyen pour stimuler le dynamisme des entreprises (Sneessens *et al.* (1999), Capron (2000)). Les indicateurs d'autocorrelation spatiales nous ont permis d'établir que la région de Bruxelles-Capitale contient des pôles d'investisseurs en R&D à la fois dans des secteurs traditionnels de l'économie et dans les services, voir une forte concentration d'entreprises qui investissent en R&D dans l'industrie de l'imprimerie et de l'édition, mais aussi dans les activités informatiques. La Flandre présente une concentration relativement importante, à la fois à l'échelle locale et nationale, d'entreprises qui font de la R&D dans le secteur textile et de la construction. En revanche, les pôles sectoriels d'activité de R&D en Région wallonne ne semblent pas avoir un grand impact à l'échelle nationale.

Les résultats de ce deuxième volet d'analyse confirment l'idée qu'en Belgique, il existe une fragmentation régionale de l'activité de R&D qui se traduit par un dynamisme des entreprises qui diffère de région à région.

Un des éléments les plus importants qui semble à la base de cette dynamisme est la possibilité que chaque entreprise puisse bénéficier des externalités positives qui découlent de l'interaction directe et permanente avec les autres entreprises d'un même groupe. Quelques auteurs (par exemple, Capron (2000)) évoquent la possibilité de soutenir ces entreprises dans cette démarche par la création des réseaux d'entreprises. L'initiative de la Flandre de soutenir le processus d'agglomération des entreprises en réseaux, avec la formation de cellules d'innovation technologique sur une base provinciale (pour aider les entreprises à développer leurs stratégies d'innovation) est une politique cohérente avec les considérations exprimées précédemment. Le même avis pourrait être exprimé pour les dernières politiques mises en place par la Région wallonne pour stimuler la dynamique de l'innovation, avec le seul regret que ces politiques n'aient pas été lancées plus tôt. C'est le cas, notamment, du projet

« Prométhée »¹³ qui se propose de mieux connaître le potentiel d'innovation de la Région wallonne. En partant d'une analyse des ressources disponibles dans les régions (les technologies disponibles, les structures scientifiques et industrielles), ce projet a pour objectif de favoriser les synergies entre entreprises pour organiser des réseaux de compétences adaptés aux requêtes des entreprises afin de stimuler leurs capacités d'innovation. Son efficacité sera d'autant plus importante que les priorités d'intervention seront ciblées envers les secteurs à plus grand potentiel de développement régional, comme, par exemple, les biotechnologies et la recherche de nouveaux matériaux (Nicolini, 2001). La mise en place de ces politiques ouvre aussi un chapitre assez important qui concerne le partage des charges et des responsabilités entre les institutions locales et fédérales. Une bonne répartition institutionnelle des compétences devrait servir à combler les déficiences qui surgissent de la décentralisation du système d'intervention et à permettre des initiatives en même temps coordonnées et pointues.

5. Références

L. Anselin (1995): 'Local Indicators of Spatial Association-LISA', *Geographical Analysis*, 27 (2), pp.93-115.

L. Anselin (1996): 'The Moran Scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association', in: M. Fisher, H.J. Scholten and D. Unwin (Eds.) *Spatial analytical perspectives on GIS*. Taylor&Francis, London

D. B. Audretsch (1998): 'Agglomeration and the Location of Innovative Activity', *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 14, N°2, pp.18-29.

_____ - M.Feldman (1996): 'R&D Spillovers and the Geography of Innovation and Production', *American Economic Review*, vol.86(3), pp. 630-640.

H. Capron (2000): '*Les systèmes d'innovation territorialisés: la création de réseaux comme nouveau paradigme de développement*', papier présenté au '14^{ème} Congrès des Economistes Belges de Langue Française', Liège, 23-24 Novembre 2000.

B. Cassiman - R. Veuglers (1999a): '*R&D Cooperation and Spillovers: some Empirical Evidence*', CEPR discussion paper N°2330.

_____ (1999b): '*Importance of international linkages for local know-how flows. Some Econometric evidence from Belgium*', CEPR Discussion Paper n. 2337.

M. Cincera (2000): '*Creative, transfer and absorptive capacities in Belgian manufacturing companies*', mimeo.

A. Ciccone (2001): "Agglomeration – Effects in Europe", *European Economic Review*, forthcoming

¹³ Selon les informations contenues sur le site web <http://mrw.wallonie.be/dgtre/>.

_____ - R. E. Hall (1996): "Productivity and the Density of Economic Activity", *American Economic Review*, vol.86(1), pp.54-70.

M. Feldman - D.B Audretsch (1999): 'Innovation in cities: Science-based diversity, specialization and localized competition', *European Economic Review*, vol. 43, pp. 409-429.

M. Fujita -P. Krugman - A. Venables (1999) : " The Spatial Economy", MIT Press

E.Glaeser – H. Kallal- J. Sheinkman- A. Shleifer (1992): 'Growth in Cities', *Journal of Political Economy*, vol. 100, pp. 1126-1152.

R. Henderson – A. B. Jaffe – M. Trajtenberg (1995): '*Universities as a Source of Commercial Technology : a Detailed Analysis of University Patenting 1965-1988*', NBER Working paper N°5068.

N. Levine (1999): '*CrimeStat. A Spatial Statistics Program for the Analysis of Crime Incident Locations. User's Manual*',
<http://www.icpsr.umich.edu/NACJD/crimestat.html#SOFTWARE>

P. Moran (1950): 'A test for serial independence of residuals', *Biometrika*, Vol. 37, pp. 178-181.

R.Nicolini (2001) : '*R&D et développement régional en Belgique : quelques perspectives*' à paraître dans M. Cincera- B. Clarysse (Eds.) (2001) : '*Analyse des activités scientifiques, technologiques et d'innovation de la Belgique*'.

H. R. Sneessens - R. Nicolini - F. Shadman (1999): 'Innovation et chômage en région wallonne : aspects économiques', in '*Des idées et des hommes : pour construire l'Avenir de la Wallonie et de Bruxelles*', Groupe Avenir et UCL (eds.), Academia Bruylant, Bruxelles.

M. Tiefelsdorf - B. Boots (1995): "The exact distribution of Moran's I ", *Environment and Planning A*, Vol. 27, pp. 985-999

J. Tirole (1988): '*The theory of industrial organization*', Cambridge, MIT Press.

S.J. Wallsten (2001): "An empirical test of geographic knowledge spillovers using geographic information systems and firm-level data", *Regional Science and Urban Economics*, vol.31, pp.571-599.

6. Annexe

6.1 Indice de Moran global

La statistique de Moran est donné par l'expression suivante :

$$I = \frac{N}{S} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad \text{avec } S = \sum_i \sum_j w_{ij}, \quad \bar{x} = \frac{\sum_i x_i}{N} \quad \text{et } i \neq j$$

où x_i représente la valeur de l'observation dans la région i , N est le nombre total d'observations (le nombre d'arrondissements dans notre cas), \bar{x} est la moyenne de la variable sur toutes les observations et w_{ij} relate le lien entre deux arrondissements i et j comme définit plus haut. Des valeurs de I significativement supérieures à l'espérance mathématique de I dénotent de l'autocorrélation spatiale positive. Cela signifie que des valeurs d'observations similaires (élevées ou basses) ont tendance à être plus concentré que ce qui résulterai d'une répartition aléatoire.

6.2 Indice Local de Moran

L'indice de Moran local satisfait à deux critères: nous devons avoir une statistique spécifique à chaque observations (arrondissement belge dans notre cas), et cette statistique doit nous indiquer, pour chacune de ces observations, dans quelle mesure le degré de proximité des valeurs des observations et le degré de proximité géographique des observations coïncident (Anselin (1995)). Et en second lieu, la somme de ces indices locaux doit être proportionnelle à l'indice global de Moran.

La statistique locale de Moran est donnée par :

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x})}{m} \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x}) \quad \text{avec } m = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2}{N}$$

où les variables sont définies comme pour l'indice global de Moran. En sommant sur les observations i , nous obtenons bien que la somme de I_i est proportionnelle à I , avec un facteur de proportionalité $\sum_i \sum_j w_{ij} \cdot \sum_i z_i^2 / N$.