

XLème Colloque de l'ASRDLF

Convergence et disparités régionales au sein de l'espace européen

Les politiques régionales à l'épreuve des faits

Bruxelles – 1, 2 et 3 Septembre 2004

STRUCTURE ÉCONOMIQUE ET CROISSANCE LOCALE : ETUDE ÉCONOMÉTRIQUE DE LA BELGIQUE, 1991-1997

Didier Baudewyns ¹

Professeur

DULBEA
Bruxelles

Résumé. Nous montrons que la structure économique locale (en termes de spécialisation, concurrence, diversité, densité urbaine) a un impact significatif sur la croissance de la valeur ajoutée dans les arrondissements belges. Les effets jouent essentiellement dans les services, qui représentent 70% de l'économie belge, tandis que dans l'industrie, probablement en raison de son ouverture au commerce international et du problème d'agrégation de secteurs fort différents, nous n'avons trouvé aucune preuve empirique d'existence d'économies d'échelle externes de localisation ou d'urbanisation. En ce qui concerne le tertiaire, nous avons obtenu les mêmes résultats que Combes (2000): la diversité locale influence positivement la croissance locale, tandis que la spécialisation, et dans une moindre mesure le degré de concurrence lui sont néfastes; la densité urbaine n'a pas d'effet global sur la croissance du tertiaire. Aucune des trois théories des externalités technologiques *dynamiques* (théories, respectivement, de Marshall-Arrow-Romer, Jacobs et Porter) n'est pleinement vérifiée empiriquement. Par contre, les arrondissements belges les plus denses ont connu une croissance de l'industrie nettement plus faible, ce qui serait une traduction de l'exurbanisation tendancielle du secondaire; des salaires locaux plus faibles dans l'industrie manufacturière tendraient à encourager la croissance de ce secteur.

Mots clés : structure économique, croissance locale, spécialisation, diversité sectorielle, concurrence

Classification : A4 (Développement local) – A1 – B3

¹ Université Libre de Bruxelles, 50 – CP140, avenue F.D. Roosevelt, 1050 BRUXELLES. e-mail : dbaudewy@ulb.ac.be.
Je remercie les participants au séminaire SIUTE, Lille, 23 mars 2004, et en particulier Michel Beine, Frédéric Docquier et Hubert Jayet, pour leurs remarques et suggestions.

1. Introduction

Le but de cet article est d'analyser les déterminants de la croissance locale en Belgique à la lumière des travaux récents de la nouvelle économie géographique. Nous suivrons surtout les articles de P.P. Combes (2000), Henderson et al. (1995) et Glaeser et al. (1992) qui font appel aux théories économiques des externalités technologiques et de l'agglomération des activités en milieu urbain. L'idée générale de la littérature est la suivante :

« *La polarisation est, pour une bonne part, la facette territoriale du processus général de croissance économique* ». Puig, Thisse et Jayet (1995).

A la différence des travaux cités plus haut, nous mesurerons la croissance de la valeur ajoutée entre 1991 et 1997, plutôt que la croissance de l'emploi, qui est une mesure imparfaite de la croissance locale en raison des variations de productivité non observées. Ainsi un secteur peut-il connaître une forte augmentation de la valeur ajoutée sans croissance correspondante (voire même avec une diminution) de l'emploi s'il existe une forte substitution entre travail et capital, ce qui fausse potentiellement les tests d'hypothèses. Par contre, ce gain en termes de *clarté d'interprétation* des résultats sera partiellement compensé par le fait qu'il n'y a pas, en Belgique, de données de valeurs ajoutées locales à un degré suffisamment élevé de désagrégation sectorielle ; pour des raisons de confidentialité, toutes les données calculées par l'INS (et l'ICN depuis 1994) pour les 60 secteurs NACE2 sont regroupées en 3 branches pour les arrondissements. C'est pourquoi nous effectuerons deux régressions linéaires de la croissance réelle, l'une pour la branche « industrie », l'autre pour la branche « services », au niveau des arrondissements belges. En d'autres termes, nous ne serons pas en mesure d'effectuer des tests de l'hypothèse du *cycle de vie des produits* (comme dans Henderson et al., 1995 ou Combes, 2000) selon laquelle le taux de croissance d'un secteur dépend de son état de *maturité*, puisqu'il faudrait pour ce faire distinguer, au sein, par exemple, de la branche secondaire, les secteurs traditionnels des activités « high tech ».

Toutefois, il ne faut pas sous-estimer la qualité de l'information dont nous disposons en regard des théories que nous cherchons à tester, et nous serons à même d'effectuer des tests des théories des *externalités communicationnelles dynamiques* locales. Par exemple, l'une de ces théories postule que c'est la communication entre des agents de secteurs différents qui promeut l'innovation, et par là, la croissance en milieu urbain (v. plus loin). Si ces externalités intersectorielles sont effectivement à l'œuvre dans les arrondissements belges alors les variables qui les mesurent devraient contribuer significativement à l'explication de la croissance locale tous secteurs confondus, et *a fortiori* par branche. En outre, pour ce qui est de l'autre grande famille de théories des externalités dynamiques, celle qui prône la spécialisation sectorielle, l'on s'attend également à un effet significatif de celle-ci sur la valeur ajoutée totale de la branche (industrielle par exemple), pour deux raisons : (1) s'il y a spécialisation locale dans un secteur particulier (par exemple, la construction automobile), les performances de celui-ci devraient avoir un impact non négligeable sur la valeur ajoutée totale de la branche à laquelle il appartient localement, et (2) l'on s'attend à des *effets de débordement* communicationnels sur les secteurs en amont et en aval au sein de la branche. Enfin, remarquons que les 43 arrondissements de notre base de données couvrent l'entièreté du territoire belge ce qui permet d'inclure le développement de zones rurales et, par là, d'éviter tout problème de biais de sélection (des grandes villes, v. Combes, 2000, p. 331).

Faisons maintenant un rapide survol des déterminants de l'agglomération spatiale des activités et de la croissance locale. Du côté des consommateurs, la préférence pour une grande variété

de biens et services constitue une des raisons importantes de leur concentration urbaine. Du côté des producteurs, les forces d'agglomération ou de dispersion urbaine peuvent être classées en 3 grandes catégories: (i) l'arbitrage *coût de transport / économies d'échelle* (cf. la « nouvelle » économie géographique de Krugman, 1991)² (ii) les externalités technologiques (communicationnelles) déjà mentionnées et (iii) les interactions « de marché » et stratégiques (parfois appelée abusivement « externalités » pécuniaires). Les théories économiques qui reposent sur ces facteurs font intervenir, d'une façon ou d'une autre, des variables de *structure économique locale*. Par exemple, en ce qui concerne les externalités technologiques, Jane Jacobs (1969) considère que la *diversité sectorielle* promeut l'innovation par l'échange d'idées entre des personnes issues de domaines d'activités différents.³

TABLEAU 1 : FACTEURS DE CROISSANCE LOCALE ET D'AGGLOMÉRATION

Externalités technologiques (processus d'innovation)		
Théories	Spécialisation / Diversité sectorielle	Concurrence / Monopole
MAR	Spécialisation	Monopole
Porter	Spécialisation	Concurrence
Jacobs	Diversité	Concurrence
Externalités pécuniaires		
Concurrence spatiale/prix	Concurrence en prix faible	Marché local grand/diversifié : externalités de demande
Modèle <i>centre/périphérie</i> (Krugman)	Economies d'échelle internes	Baisse des coûts de transport
<i>Market pooling</i>	Rôle assurantiel pour les travailleurs	Disponibilité de la main-d'oeuvre/ division du travail

Par contre, les tenants des modèles à la Marshall-Arrow-Romer (« MAR ») (cités par Glaeser et al, 1992) considèrent que c'est la *spécialisation sectorielle* qui favorise le plus l'innovation. L'économiste américain Porter propose quant à lui une théorie des grappes locales d'innovation formées par des entreprises appartenant à un même secteur. Porter (1990) est donc également favorable à la spécialisation locale mais selon lui le moteur de la croissance est la *concurrence* entre les entreprises en grappe. Celles-ci, dans un environnement concurrentiel, sont d'abord incitées à intégrer les derniers développements technologiques et ensuite, « pour survivre » en quelque sorte, à innover elles-mêmes. Par contre, comme l'a montré Schumpeter, si la succession des innovations se poursuit à un rythme effréné, leur rendement unitaire devient faible ce qui constitue un frein aux investissements en recherche et développement, d'autant plus s'il existe des effets d'externalités communicationnelles comme mentionnés plus haut. L'entreprise ayant atteint une certaine taille critique pourrait alors chercher à monopoliser le marché afin *d'internaliser les avantages de l'innovation*. Ceci semble plausible pour les secteurs où les coûts de recherche et développement sont extrêmement élevés (cf. la pharmacie). Notons au passage, d'une part, que l'innovation est un moyen parmi d'autres de bloquer l'entrée de concurrents, et que d'autre part, un monopole, une fois établi, peut être incité à réduire le rythme de renouvellement de ses produits afin de ne pas cannibaliser les ventes des produits existants. Bref, de tout ceci il ressort que l'effet de

² v. l'excellent exposé par Fujita M. et Thisse J.-F. (1997).

³ Ainsi, Glaeser et al. (1992) citent notamment l'exemple de la technique du leasing qui a été créée par un industriel de l'alimentation à San Francisco lorsqu'il fut confronté à un problème de financement de son capital. Il faut souligner que cette innovation financière (comme d'autres d'ailleurs) n'est précisément pas le fruit du secteur bancaire lui-même.

la structure de marché (oligopole ou monopole) sur l'innovation est particulièrement ambigu.⁴ Les tenants des modèles à la Marshall-Arrow-Romer (MAR) considèrent, contrairement à Porter, que le monopole est favorable à l'innovation et à la croissance locale à long terme. Le haut du tableau 1 ci-dessous résume les diverses théories des *externalités technologiques locales* que nous venons de passer en revue. Toutefois, sur un territoire aussi exigu que la Belgique, outre la concurrence strictement localisée, l'on s'attend à ce que la croissance locale des firmes (par exemple des fournisseurs de pièces similaires en amont d'une industrie) soit également influencée par des concurrents situés dans d'autres arrondissements belges. C'est la raison pour laquelle nous construirons également un indice de *concurrence nationale* intra-sectorielle (v. section 2 plus loin).

Que les externalités de communications soient *inter-* ou *intra-sectorielles*, les idées semblent bien se transmettre essentiellement localement comme plusieurs études empiriques l'ont montré.⁵

Enfin, dans les modèles de concurrence spatiale, les *interactions stratégiques* peuvent agir tant comme des forces de dispersion que comme des forces d'agglomération. La *concurrence en prix* incite à l'isolement spatial tandis que la course aux parts de marché et la *taille des marchés locaux* pousseraient plutôt les entreprises à se concentrer en raison de la préférence des consommateurs pour une grande variété de biens et services.⁶

La suite est organisée comme suit : dans la section suivante nous dérivons une équation réduite de croissance locale à estimer économétriquement (section 2.1) puis nous construisons les variables de structure économique locale (section 2.2) qui seront utilisées plus loin dans la section 3 consacrée aux résultats.

2 Données et spécification économétrique

2.1. Forme de la fonction estimée : un modèle néoclassique

2.1.1. Les « externalités technologiques »

Parce que notre approche, par la valeur ajoutée réelle, se démarque des études habituelles (qui s'intéressent à la croissance de l'emploi⁷), il est utile de développer un cadre mathématique simple qui résume les différentes théories exposées plus haut et permet de dégager une fonction à estimer économétriquement. Considérons un secteur en une localisation donnée (par exemple une ville). Pour toute firme de ce secteur, la quantité produite d'un output est une fonction (Cobb-Douglas) de la technologie, notée A (en valeur réelle), de la quantité de facteur « travail » notée l et du capital utilisé noté k :

$$VA = A f(l, k) = A k^\alpha l^\beta \quad (1)$$

Chaque entreprise considère la technologie, le prix de l'output, noté p , le salaire w et le coût du capital r comme donnés et maximise son profit en égalant produit marginal de chaque facteur de production (en valeur) à son coût (w ou r), ce qui donne donc deux conditions d'optimalité. Après différentiation de ces deux conditions, on trouve une équation de la

⁴ v. aussi Combes, 2000.

⁵ Ainsi, plus de la moitié des brevets américains sont déposés dans 4 régions métropolitaines: Boston, New York, Los Angeles et San Francisco (Thisse et van Ypersele, 1998, p. 12).

⁶ v. Fujita et Thisse, 2002, chap. 7.

⁷ sauf de Lucio, Herce et Goicolea (2002) qui s'intéressent à la croissance de la productivité dans les régions espagnoles

croissance de l'emploi (entre deux dates quelconques $t - 1$ et t) qui est identique à celle de Glaeser et al. (1992)⁸ :

$$(1 - \alpha) \frac{dl}{l} = \frac{dA}{A} + \frac{dp}{p} - \frac{dw}{w} \quad (2)$$

L'on déduit également des deux conditions mentionnées que le ratio *masse salariale sur rémunération totale du capital* est égal au rapport des paramètres α et β . On peut alors éliminer facilement la quantité de capital⁹ dans la fonction de production, puis passer aux logarithmes en $t - 1$ et t , pour obtenir la *croissance de la valeur ajoutée* comme suit :

$$\frac{dVA}{VA} = \frac{dA}{A} + (\alpha + \beta) \frac{dl}{l} + \beta \frac{dw}{w} - \beta \frac{dr}{r} \quad (3)$$

On suppose que la technologie a une composante nationale « absorbée » par toute firme du secteur quelle que soit sa localisation et une composante locale ($A = A_{\text{locale}} A_{\text{nationale}}$) :

$$\frac{dA}{A} = \frac{dA_{\text{locale}}}{A_{\text{locale}}} + \frac{dA_{\text{nationale}}}{A_{\text{nationale}}}$$

Tout comme Glaeser et al. (1992), nous supposons que la technologie locale croît à un taux qui est exogène à la firme mais qui dépend des différentes externalités à l'œuvre localement :

$$\frac{dA_{\text{locale}}}{A_{\text{locale}}} = g(\text{spécialisation, concurrence, diversité, size, den, conditions initiales}) + \varepsilon \quad (4)$$

Les externalités technologiques locales discutées dans la section précédente influencent directement la croissance réelle de l'output par leurs effets d'encouragement (voire de découragement en ce qui concerne la concurrence) sur l'innovation technologique $\frac{dA_{\text{locale}}}{A_{\text{locale}}}$

dans (3) mais aussi indirectement via leurs effets sur $\frac{dl}{l}$ dans (2). La variable *size* est la taille moyenne des établissements et renvoie à ce stade à ses effets potentiels sur l'innovation dans les modèles schumpetériens.¹⁰ Par contre, rappelons que selon Porter, la taille serait plutôt un handicap pour l'innovation car elle ne permettrait pas les changements rapides de stratégies ou de produits rendus nécessaires par l'évolution du marché et des technologies. Bref, pour cette variable, comme pour toutes les autres d'ailleurs, l'impact sur la croissance est ambigu et nos estimations plus loin testeront en quelque sorte les différentes théories en présence.

Par ailleurs, toutes les théories des externalités plus haut considèrent l'innovation comme un phénomène urbain et supposent (au moins implicitement) que la taille de la ville elle-même influence positivement l'innovation. Les externalités communicationnelles engendrées par la spécialisation ou la diversité sectorielle par exemple, ne peuvent évidemment apparaître que si la zone d'emploi a préalablement atteint une certaine taille critique. C'est pourquoi, la variable *den* (pour « densité urbaine ») apparaît dans l'équation plus haut comme une mesure de la taille de l'économie locale (v. aussi Combes, 2000). Ensuite, nous suivront Henderson et al. (1995) pour écrire le prix de l'output comme une fonction de demande inverse $P=P(MC, VA)$ où *MC* sont les conditions de la demande sur le marché local ; la littérature indique que pour une ville donnée, le prix d'un output diminue avec la quantité *VA* produite localement. On rendra donc endogène $\frac{dp}{p}$ de la façon suivante :

$$\frac{dp}{p} = \pi(MC, VA, \frac{dVA}{VA})$$

⁸ ces derniers ne considérant que le travail comme seul facteur de production.

⁹ $k = \frac{\beta}{\alpha} \frac{w}{r} l$

¹⁰ La taille du département R&D est a priori reliée positivement à la taille de la firme.

VA a déjà été repris sous le vocable « conditions initiales » plus haut et les indicateurs de la demande locale MC seront discutés plus amplement dans la sous-section suivante. On supposera enfin que le prix du capital (contrairement au salaire) est commun à tout le territoire national¹¹ si bien qu'il n'apparaîtra pas dans nos régressions sur les arrondissements. Finalement :

$$\frac{dVA}{VA} = \frac{1+\beta}{1-\alpha} g(\text{spec, comp, div, size, den, conditions initiales}) - \frac{\alpha(1+\beta)}{1-\alpha} \frac{dw}{w} + \frac{1+\beta}{1-\alpha} \pi(MC, \frac{dVA}{VA}, \text{conditions initiales}) + C \quad (6)$$

où $C = -\beta \frac{dr}{r} + \frac{1+\beta}{1-\alpha} \frac{dA_{nationale}}{A_{nationale}}$ est une constante. Après élimination de $\frac{dVA}{VA}$ dans le membre de droite on estimera une équation réduite linéaire en les paramètres qui sera précisée plus loin.

2.1.2. Les « externalités pécuniaires »

Les variables de la fonction $g(\cdot)$ ci-dessus, indépendamment de leur influence sur les *externalités technologiques* ont également des effets sur les interactions *pécuniaires*, comme indiqué au tableau 1. Ainsi, l'indivisibilité des unités de production et les **économies d'échelle** dans la production peuvent inciter certaines firmes à se localiser près des grands centres urbains. Dans ce cas, la variable *size* serait en soi une force d'agglomération urbaine des activités. De même, une grande diversité de secteurs dans une zone d'emploi, avant même d'encourager l'innovation par ses effets « hors marché », peut permettre simplement un meilleur appariement des offres et des demandes sur les marchés du travail ou des produits finis. La « nouvelle économie géographique » nous a en outre rappelé que la taille du marché local (*den*) devrait favoriser l'agglomération des activités par une causalité circulaire décrite par Krugman et qui mêle deux facteurs clés : la variété des inputs disponibles et la taille de la demande émanant des clients. Même si, pour chaque secteur, l'information statistique sur la localisation exacte des fournisseurs et des clients n'existe pas, celle-ci est approchée par les variables de diversité et de spécialisation locale, si bien que *den* peut également être vue comme une mesure de la taille des marchés locaux d'inputs et d'outputs (Combes, 2000) et être interprétée comme une *proxy* de la variable MC . Par contre, certains secteurs industriels requièrent une grande quantité de l'input « terrain industriel » et donc, on pourrait observer pour ces secteurs un lien négatif entre densité urbaine (qui se traduit par des valeurs foncières élevées) et agglomération.¹² A l'inverse, la présence dans les régions urbaines d'infrastructures de transport et de télécommunications performantes peut être une source d'externalités favorables à la croissance de ces zones. Toutefois, comme le souligne Combes (2000), si les infrastructures sont trop congestionnées (ou polluées dans le cas des axes routiers), il faut « dédommager » les travailleurs par des salaires plus élevés. De tout ceci il ressort que l'effet total de la taille de l'économie locale est également ambigu !

¹¹ Malgré, la petite taille de la Belgique et l'existence du système de conventions collectives sectorielles (nationales) entre syndicats et patronat, qui tend à limiter la dispersion des salaires entre les firmes, le salaire varie plus ou moins fortement d'un arrondissement à l'autre. Ainsi, comme prédit par la nouvelle économie urbaine, les rémunérations par employé (source : BNB, SEC1995) ont tendance à croître avec la taille de la ville qui va de 42000 habitants à Bastogne (rémunération par employé versée dans la branche « services » = 28.000 euros) à près de 1 million à Bruxelles (rémunération moyenne dans les services = 45.600 euros). De plus, il existe une fragmentation de fait entre les deux grandes régions de cultures et de langues différentes, à savoir la Flandre et la Wallonie, qui ont d'ailleurs connu depuis une quarantaine d'années des évolutions économiques diamétralement opposées. (La Flandre est une des régions les plus prospères d'Europe).

¹² Nous serions en outre enclin à penser, rejoignant Porter (1995), qu'un loyer faible n'est pas en soi un avantage de long terme déterminant et doit être vu, dans une causalité inverse, comme le résultat d'économies d'agglomération moindres.

Enfin, comme nous l'avons souligné dans la première section, la *concurrence* sur les prix est une force de dispersion qui est partiellement atténuée, et de façon tendancielle dans les villes « post-modernes », par la différenciation (et le raccourcissement des cycles de vie) des produits et la taille de l'économie locale.

En résumé, chaque variable de structure sectorielle locale (hormis le salaire qui a clairement un effet négatif dans l'équation [5]) peut avoir, soit par le biais des « externalités pécuniaires », soit via les externalités technologiques, des effets positifs ou négatifs sur l'agglomération urbaine des agents économiques, et donc la croissance locale.

2.2. Données et construction des variables

La variable expliquée est la **croissance de la valeur ajoutée (VA)** à prix constants dans les arrondissements belges entre 1991 et 1997 pour les 2 branches suivantes: industrie ($b=1$) et services ($b=2$).¹³ On note $VA_{b,z,t}$ la valeur ajoutée de la branche b dans l'arrondissement z

l'année t , et on définit la croissance locale de la branche b simplement comme suit : $\frac{VA_{b,z,1997}}{VA_{b,z,1991}}$.

Toutefois, conformément à Combes (2000), nous ne chercherons pas à expliquer la croissance absolue de la branche « industrie » par exemple à un endroit donné z , mais bien pourquoi elle y a été $y\%$ supérieure par rapport à la moyenne nationale. La variable dépendante est donc normalisée par sa valeur prise au niveau agrégé de la Belgique, notée $VA_{b,t}$:

$$y_{z,b} = \frac{\frac{VA_{b,z,1997}}{VA_{b,z,1991}}}{\frac{VA_{b,1997}}{VA_{b,1991}}}$$

Remarquons alors que pour permettre les comparaisons entre secteurs, il faut également normaliser les variables explicatives apparaissant dans le membre de droite de l'équation (5) (v. Combes, 2000). Afin de tester les théories des externalités *inter-sectorielles* (diversité des qualifications, des machines, des inputs intermédiaires), nous construirons également des indices de diversité sectorielle à partir des données d'emploi par secteur NACE2¹⁴, c'est-à-dire à un niveau d'analyse plus fin que les deux seules branches d'activités. Les secteurs (par exemple *l'industrie du meuble*) seront indicé par $s = 1, 2, 3 \dots 48$ (puisque'il y a un maximum de 48 secteurs NACE2/ONSS en Belgique). Bruxelles est l'arrondissement belge qui a le « portefeuille » de secteurs le plus large, avec 47 secteurs d'emploi, dont une cokerie en 1991. En annexe, le tableau 12, donne tous les secteurs actifs en Belgique en 1991, avec pour chacun de ceux-ci, l'emploi par firme et l'importance relative.

Les **variables explicatives** seront calculées par branche d'activité à la date initiale (1991) à partir des données d'emploi total normalisées par leur niveau national. L'emploi est la somme de l'emploi du secteur privé et de l'emploi public, et cela pour des raisons qui doivent maintenant être claires: les théories des externalités *dynamiques* technologiques, en particulier celle de Jacob (1969), suggèrent que les interactions sociales et technologiques se produisent *aussi* entre agents économiques du secteur privé et agents du secteur public.¹⁵ L'équation estimée pour chaque branche séparément est sous une forme double logarithmique ce qui permet des comparaisons aisées entre tous les facteurs (Combes, 2000):

¹³ source : Belgostat-BNB, sur base de l'ICN dans la nomenclature SEC79.

¹⁴ source : ONSS.

¹⁵ Il suffit de penser aux exemples de spin-offs universitaires, des vallées et parcs technologiques dont les plus célèbres aux USA ont été le fruit, selon Krugman (1990), de « bureaucrates visionnaires » plus que d'entrepreneurs privés.

$$\ln(y_{z,b}) = a + b_1 \ln(\text{spec}_{b,z}) + b_2 \ln(\text{div}_{b,z}) + b_3 \ln(\text{den}_z) + b_4 \ln(\text{size}_{b,z}) + b_5 \ln(\text{comp}_{b,z}) + b_6 (\text{dw}_{b,z}/w_{b,z}) + b_7 \ln(\text{conditions initiales}) + \varepsilon_{bz} \quad (7)$$

b_i est l'élasticité de $y_{z,b}$ par rapport à la $i^{\text{ème}}$ variable : elle donne l'impact d'une augmentation de 1% de cette variable sur le *surplus de croissance réelle locale*. L'on s'attend à un signe négatif pour b_6 et b_7 comme indiqué dans la section précédente.

▪ *Indicateur de spécialisation*

Il s'agit du ratio standard de la part de la valeur ajoutée de la branche b dans la zone z sur la part de cette branche au niveau national :

$$\text{spec}_{b,z} = \frac{\frac{VA_{b,z}}{VA_z}}{\frac{VA_b}{VA}}$$

où VA_z (respectivement VA) est la valeur ajoutée totale dans la zone z (respectivement en Belgique) tous secteurs confondus.

▪ *Indicateur de diversité*

L'indice de diversité sectorielle est, pour chaque branche, **la diversité à laquelle fait face « en moyenne » une firme de la branche**. Elle est calculée comme l'inverse d'un indice moyen d'Herfindahl de concentration sectorielle de l'emploi. Plus précisément, on commence par calculer pour chaque secteur s , un indice d'Herfindahl sectoriel de concentration, noté $H_{s,z}$ et calculé sur les parts de chaque secteur excepté le secteur considéré ; c'est donc bien la concentration sectorielle à laquelle fait face le secteur s :

$$H_{s,z} = \sum_{s'=1, s' \neq s}^S \left[\frac{\text{emp}_{s',z}}{\text{emp}_z - \text{emp}_{s,z}} \right]^2$$

où S est le nombre de secteurs, $\text{emp}_{s,z}$ (resp. emp_z) est l'emploi dans le secteur s (resp. l'emploi total) dans l'arrondissement z . Finalement, étant donné le nombre $S_{b,z}$ de secteurs appartenant à la branche b en la localisation z , on calcule aisément *la concentration* à laquelle font face, en moyenne, les entreprises de la branche b ; après inversion de cet indice de concentration et normalisation on obtient l'indicateur recherché :

$$\text{div}_{b,z} = \frac{\left[\frac{1}{S_{b,z}} \sum_{s \in b} H_{s,z} \right]^{-1}}{\left[\frac{1}{S_{b,z}} \sum_{s \in b} H_s \right]^{-1}}$$

où H_s est l'indice de concentration sectorielle à laquelle fait face le secteur s en Belgique¹⁶. Par exemple, l'indice normalisé recherché pour l'industrie à Anvers (code INS : $z=11$) vaut $\text{div}_{1,11} = 0,96$.¹⁷ La moyenne de $\text{div}_{b,z}$ calculée sur l'ensemble des arrondissements vaut 0,79, et est donc nettement inférieure à 1 ; ceci s'explique par le fait que l'indice est normalisé au niveau de la Belgique qui est une des entités spatiales les plus diversifiées par définition puisqu'elle contient tous les secteurs d'activités de l'échantillon. L'industrie à Anvers fait donc face à une structure locale finalement *relativement diversifiée*. Pour la suite, il est important de noter que l'indice de diversité n'est pas théoriquement corrélé de façon négative

¹⁶ $H_s = \sum_{s'=1, s' \neq s}^S \left[\frac{\text{emp}_{s'}}{\text{emp} - \text{emp}_s} \right]^2$

¹⁷ Il existe une surreprésentation de certaines industries lourdes à Anvers qui accroissent l'indice d'Herfindahl : la chimie, la construction automobile et l'industrie des transports totalisent en effet à elles trois, 75.000 emplois sur un total de 356.000, soit à peu près 1/5 de l'emploi dans cet arrondissement, ce qui est relativement élevé.

à la spécialisation à condition de descendre à un niveau de désagrégation sectorielle suffisamment fin, ce qui n'est pas notre cas. En effet, a priori, une ville peut être à la fois spécialisée dans un secteur industriel quelconque tout en offrant une large *palette* d'autres activités. Cependant, parce que nous agrégeons nos indices sectoriels au niveau de la branche, la corrélation entre *spec* et *div* a tendance à être plus forte que dans une étude par secteur NACE2 comme dans Combes (2000) par exemple.¹⁸

▪ *Economies d'échelle*

La taille moyenne des établissements, normalisée par rapport à la Belgique, est simplement :

$$\text{size}_{b,z} = \frac{\text{emp}_{b,z}/\text{nb}_{b,z}}{\text{emp}_b/\text{nb}_b}$$

Nous utiliserons un indice de concurrence séparé (v. ci-dessous) si bien que, rejoignant Combes (2000), $\text{size}_{z,s}$ sera une mesure des rendements croissants internes à la production.

▪ *Indicateur d'économies d'urbanisation / taille de l'économie locale*

Ce dernier auteur utilise la densité d'emploi comme indicatrice de la taille de l'économie locale :

$$\text{den}_z = \text{emp}_z / \text{area}_z$$

où area_z est la superficie de l'arrondissement en kilomètres carrés. Selon la « nouvelle économie géographique », la croissance aurait tendance à être supérieure là où la production est déjà concentrée, et par là même, où la demande émanant des travailleurs-consommateurs est déjà initialement concentrée (v. sous-section 2.1.2).¹⁹ Pour certains secteurs, la variation spatiale de la *demande* peut aussi être approchée par le revenu moyen par habitant :

$$\text{revhab}_z = \text{revtot}_z / \text{pop}_z$$

voire même la densité de revenu ($\text{revtot}_z/\text{are}_z$) si l'on suit le raisonnement de Porter (1995). Ces deux dernières variables, surtout pour la branche des services, pourraient être vues comme une variable proxy de *MC* (conditions de marché local) dans (5). Il faut introduire toutes ces variables successivement et séparément puisqu'elles sont très corrélées les unes aux autres et approchent toutes finalement la même notion de « taille de l'économie locale ».

▪ *Indicateur de concurrence locale*

Tout comme Glaeser et al. (1992), nous n'avons pas l'emploi par établissement. Par contre, Combes (2000) calcule un indice d'Herfindhal de concentration de firmes, établi sur base du poids relatif de chaque établissement dans la zone d'emploi, comme le ferait un régulateur de la concurrence. Pour le secteur tertiaire, pour tenter d'éviter les problèmes d'interprétation de la variable de taille moyenne (*size*), tels que dans Glaeser et al. (1992), nous pourrions prendre assez intuitivement pour les services, le *nombre d'établissements par habitant*. Toutefois, le consommateur pourra faire jouer la concurrence entre les vendeurs d'autant plus fortement que les temps de trajets à effectuer sont faibles, c'est-à-dire que la zone n'est pas trop étendue. L'indice de concurrence devrait donc être affecté négativement par *la superficie de l'arrondissement*:

$$\text{compl}_{b,z} = \frac{\text{nb}_{b,z}}{\text{pop}_z} \times \frac{1}{\text{are}_z}$$

¹⁸ Ainsi, s'il existe dans un arrondissement z une multitude de fournisseurs industriels en amont d'un secteur industriel dominant (par exemple la construction automobile), le poids relatif du secteur secondaire dans son entièreté ($\text{spec}_{2,z}$) sera élevé mais également l'indice de diversité à laquelle fait face une firme industrielle *en moyenne* (notre $\text{div}_{2,z}$). Par contre, cette corrélation serait nettement moindre voire inexistante, si on la calculait sur les indices de diversité et de spécialisation de chacun des 48 secteurs NACE2. Dans notre exemple, le secteur de l'automobile fait face à une grande diversité d'autres secteurs, et donc on calculerait une corrélation positive entre *spécialisation* et *diversité* pour la construction automobile ; mais un secteur fournisseur quelconque, par exemple la *fabrication de verre* (qui fournit les pare-brises), qui évidemment rencontre lui-même la même grande diversité sectorielle dans cet arrondissement, y a un poids faible voire insignifiant ; d'où l'on calculerait probablement une corrélation nulle (ou légèrement négative) entre diversité et spécialisation dans ce secteur du *verre*. C'est ainsi que, l'un dans l'autre, Combes (2000) trouve une corrélation (quasi) nulle entre diversité et spécialisation sectorielle en France. Ce ne sera pas le cas pour notre base de données agrégées au niveau des deux branches.

¹⁹ On pourrait donc tout aussi bien utiliser la densité de population : $\text{den}_z = \text{pop}_z / \text{area}_z$

En ce qui concerne l'industrie, cet indice n'est probablement pas pertinent car la part des ventes aux *consommateurs finaux* est finalement nettement plus faible, et corrélativement la part de la sous-traitance et des échanges d'intrants intermédiaires est plus élevée. On testera donc le pouvoir de négociation des firmes industrielles dans les transactions amont/aval en remplaçant pop_z par le nombre total de firmes (industrie et services). L'idée est que, si dans un arrondissement donné, le nombre de firmes de services aux entreprises est très élevé relativement aux nombres d'entreprises manufacturières, ces dernières auront un pouvoir de marché plus élevé par rapport au cas où elles feraient face à un secteur plus concentré :

$$comp2_{b,z} = \frac{nb_{b,z}}{nb_z} \times \frac{1}{are_z}$$

Remarquons également qu'en ce qui concerne l'industrie en Belgique, une part très importante de la production est exportée à l'extérieur des frontières nationales si bien que l'on doit s'attendre à ce que la concurrence strictement locale influence moins la croissance de la valeur ajoutée. De plus, la concurrence entre les firmes industrielles d'arrondissements différents devraient être plus forte que dans le tertiaire, la concurrence dans cette dernière branche étant a priori plus localisée. D'où la construction de l'indice supplémentaire suivant.

▪ *Indicateur de concurrence intra-industrielle inter-arrondissement*

Nous construisons pour toute branche b en z , un indice de **concurrence sectorielle** ($comp3_{bz}$) à laquelle fait face la branche localisée (en dehors de sa propre zone puisque la concurrence intra-zone est déjà mesurée par $comp2$) comme l'inverse d'un indice d'Herfindhal calculé sur les parts de chaque arrondissement (sauf z donc) dans la production totale.²⁰

▪ *Croissance des salaires*

Pour les arrondissements, à notre connaissance, cette information n'est disponible que depuis 1995.²¹ Puisque nous effectuerons des régressions de la croissance locale entre 1993 et 1997, nous espérons que la croissance des salaires entre 1995 et 1997 constituera une bonne *proxy*.

▪ *Conditions initiales*

Glaeser et al. (1992), Henderson et al. (1995) incluent dans leur régressions le niveau initial de la variable expliquée, c'est-à-dire l'emploi. Selon cette logique nous testerons un indice de niveau initial de la valeur ajoutée, corrigé pour tenir compte de la taille de la branche au niveau national ainsi que de la superficie de la zone :

$$init_{b,z} = \frac{VA_{b,z,1991}}{VA_{b,1991} \times are_z}$$

Rappelons que nous cherchons à expliquer les surplus de croissance: un secteur peut avoir crû moins vite (ou plus vite) que la moyenne nationale parce qu'il partait d'une taille relativement plus élevée (ou plus faible) au départ (théorie néoclassique des rendements décroissants). De façon similaire, on s'attend à certains goulots d'étranglement dans l'activité productive d'une zone de petite surface, ce qui est adéquatement pris en compte par la superficie (*are*). Dans nos régressions, pour s'assurer de la fiabilité de certains tests statistiques, nous avons utilisé également la variable non corrigée pour la superficie :

$$init2_{b,z} = \frac{VA_{b,z,1991}}{VA_{b,1991}}$$

Enfin, toujours selon la même théorie « classique », les entreprises devraient se (re)localiser là où les salaires sont les plus faibles. Comme mentionné plus haut, nous n'avons l'information que depuis 1995:

²⁰ $comp3_{bz} = 1/H_{b,z} = \left[\sum_{z'=1, z' \neq z}^{43} \left(\frac{VA_{b,z'}}{VA_b - VA_{b,z}} \right)^2 \right]^{-1}$

²¹ source : Institut des Comptes Nationaux, Salaires et valeur ajoutée (dans la nomenclature SEC1995).

$$w_{95b,z} = \frac{w_{b,z,1995}/emp_{b,z,1995}}{w_{b,1995}/emp_{b,1995}}$$

où $w_{b,z,1995}$ ($w_{b,1995}$) est la rémunération totale des salariés dans la branche b en z en 1995 (en Belgique) et $emp_{b,z,1995}$ ($emp_{b,1995}$), le nombre de travailleurs employés localement (en Belgique) dans cette branche. Il s'agit donc d'un salaire annuel moyen par employé.

3. Résultats

3.1. Éléments d'analyse descriptive

Avant de présenter les résultats économétriques pour l'industrie et les services, nous décrivons succinctement notre base de données. Le tableau 2 en annexe donne tout d'abord l'emploi dans les 5 plus grands arrondissements belges (en termes de population) et, pour chacun de ceux-ci, les 5 secteurs d'activités les plus importants en début de période (1991). A Bruxelles, le plus gros employeur est l'administration générale (y compris défense nationale et sécurité sociale). Bruxelles est la ville la « plus tertiaire » de Belgique avec 85% de l'emploi dans les services, la moyenne pour la Belgique étant de 69% (en 1991). Anvers a une proportion d'emploi dans les services égal à cette moyenne nationale et présente aussi une spécialisation et une diversité sectorielle comparables à celles de la Belgique entière (indices proches de 1). Le secteur le plus important en métropole anversoise est celui des *transports et communications*, ce qui est loin d'être étonnant quand on connaît le rôle de nœud de transport européen majeur que joue cette ville. Le tableau 3 en annexe donne en outre le classement des 10 secteurs les plus importants en termes d'emploi total (privé et public) en Belgique ainsi que leur localisation. Seules les deux villes les plus importantes apparaissent dans ce classement, Bruxelles et Anvers, et tous les secteurs appartiennent à la branche des services. La domination des deux grandes villes belges dans le secteurs des services s'explique, d'une part, par le statut de capitale pour Bruxelles, bien entendu, mais aussi, d'autre part, par leur histoire et la géographie des transports.²² Selon Fernand Braudel, Anvers aurait même été au XVe siècle, le centre de la première « économie-monde ». A noter au passage, vers 1500, à Anvers, les innovations financières tels l'endossement, l'escompte moderne et l'assurance maritime.²³ Nous pouvons probablement voir ici une illustration de l'effet de *lock in* mis en avant par Krugman : une fois que des régions, comme Bruxelles et Anvers, se sont spécialisées dans certaines activités, les gains de productivité respectifs accumulés dans le commerce (« *local trade secrets* ») ont tendance à « enfermer » (*lock in*) ces régions dans le même schéma de spécialisation pour une longue période.²⁴ Par exemple, le savoir-faire technico-nautique des pilotes anversois en matière de remorquage et guidage des navires est reconnu internationalement et permet de compenser les inconvénients naturels de l'embouchure de l'Escaut. Signalons aussi qu'à Anvers, 197 petites entreprises occupent, en 1991, 2200 travailleurs dans le secteur traditionnel de la taille du diamant, soit une taille

²² Rappelons qu'Anvers est le 2^{ème} port européen, 4^{ème} mondial avec une fonction de redistribution pour son hinterland régional européen : Nord de la France/Belgique/Sarre/Rhin (avec la plus grande gare ferroviaire d'Europe). Notons au passage que dans cette ville, 197 petites entreprises occupent, en 1991, 2200 travailleurs dans le secteur traditionnel de la taille du diamant, soit une taille moyenne de 11 employés par firme.

²³ En 1991, le secteur d'activités local le plus important en termes d'emploi industriel est le *bâtiment et génie civil* à Bruxelles (15^{ème} rang : 21500 emplois en 1991 dont 4/5 « manuels ») suivi par la *chimie* à Anvers (18^{ème} rang : 20775 emplois en 1991 dont la moitié « intellectuels »). Les 7 secteurs apparaissant au tableau 3 en annexe se retrouvent en réalité dans chaque arrondissement au même titre que 16 autres secteurs (dont 7 appartenant à la branche industrielle). Les principaux secteurs employeurs sont donc tous du tertiaire. En ce qui concerne l'emploi privé, Bruxelles et Anvers se partagent encore les 8 premières places, les 3 plus gros employeurs étant les *services fournis aux entreprises*, le *commerce de gros* et les *institutions de crédit*, tous dans la capitale, suivis par les *transports et communications* à Anvers et à Bruxelles.

²⁴ Et la période serait effectivement longue dans le cas de Bruxelles et Anvers, puisque la domination de ces villes dans les secteurs du commerce, institutions de crédits et transports a débuté au XIV-XVe siècle (cf. plus haut).

moyenne de 11 employés par firme. A noter aussi que les secteurs wallons les plus importants sont situés à Liège et Charleroi ; le commerce de détail, les fabrications de métaux et le bâtiment y occupent le plus de travailleurs.

Cependant, la taille, urbaine ou sectorielle, n'est qu'une variable parmi d'autres que nous allons tester. Les tableaux 4 et 5 en annexe donne une information, certes sommaire, (moyennes/médianes/écarts-types) sur la distribution des divers indicateurs de structure locale mais ils constituent un véritable point de référence pour le tableau 6 ci-dessus.²⁵ Ce tableau 6 donne, pour chaque branche, les 5 secteurs, successivement, aux plus fortes et aux plus faibles croissances.

TABL. 6 : CROISSANCE LOCALE EN BELGIQUE, 1991-97

ARRONDIS- SEMENT	VA _z 97 /VA _z 91	y _z 97/91	y _z 97/93	spec	div	den	size	comp1	comp2*
SERVICES									
LES 5 PLUS FORTES CROISSANCES									
BASTOGNE	1,26	1,14	1,00	1,12	0,56	7,7	0,64	35,9	72,9
HALLE-VILVORDE	1,23	1,11	1,08	1,04	0,76	165,8	1,06	28,0	80,3
MARCHE-EN-F	1,23	1,11	1,04	1,12	0,55	11,9	0,69	40,3	81,7
MOUSCRON	1,22	1,10	0,95	0,99	0,61	195,1	0,93	244,1	706,3
TURNHOUT	1,20	1,08	1,06	0,73	1,10	83,8	0,87	18,9	50,3
LES 5 PLUS FAIBLES CROISSANCES									
FURNES	1,05	0,94	0,96	1,23	0,65	53,7	0,58	180,6	289,0
MONS	1,04	0,94	0,95	1,12	0,69	101,4	1,12	38,0	134,8
ATH	1,03	0,93	0,95	1,06	0,68	29,3	0,83	45,3	147,2
THUIN	1,03	0,93	0,95	1,10	0,65	24,0	0,72	23,2	76,9
OSTENDE	0,97	0,88	0,95	1,28	0,74	121,2	0,73	136,2	277,6
INDUSTRIE									
LES 5 PLUS FORTES CROISSANCES									
BASTOGNE	1,39	1,28	1,08	0,41	0,57	7,7	0,34	31,4	19,1
NAMUR	1,34	1,24	0,99	0,78	0,72	62,2	0,75	22,6	18,4
HASSELT	1,31	1,21	1,05	1,46	0,90	145,9	1,41	36,1	27,1
ARLON	1,30	1,20	1,07	0,52	0,57	46,2	0,85	71,1	54
YPRES	1,27	1,17	1,18	0,98	1,01	48,1	0,97	61,3	46,8
LES 5 PLUS FAIBLES CROISSANCES									
LIEGE	0,91	0,84	0,978	1,04	0,84	223,4	1,06	32,4	26,1
ATH	0,91	0,84	0,918	0,77	0,68	29,3	0,66	53,7	52,2
THUIN	0,90	0,80	0,997	0,72	0,65	24	0,58	26,1	25,9
TOURNAI	0,78	0,72	0,780	0,85	0,76	61,8	0,91	42,4	35
VIRTON	0,70	0,65	0,933	1,13	0,51	12,1	0,86	34,5	27,2

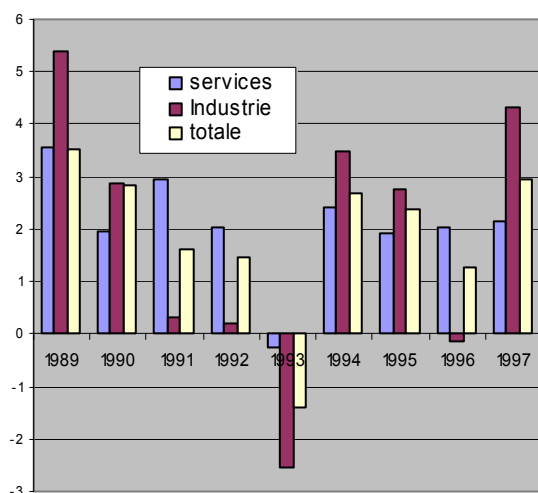
Si aucune tendance claire ne se dégage pour l'industrie, deux observations peuvent être faites pour les services. D'abord, *il semble qu'il existe une relation négative entre croissance et spécialisation*: tous les indices pour les 5 derniers arrondissements sont supérieurs à 1 (la moyenne belge) ce qui n'est pas le cas pour le haut du tableau où la moyenne est exactement 1 (légèrement en dessous de la médiane, v. tableau 5 en annexe). En outre, *la croissance dans les services semble être liée positivement à la taille de l'économie locale*: la moyenne de *den* pour les 5 arrondissements les plus dynamiques vaut environ 93 (emplois par kilomètre carré),

²⁵ Notons au tableau 4, la valeur exceptionnellement élevée de la densité urbaine à Bruxelles : 3570 emplois par kilomètre carré, soit 30 fois la moyenne belge ! Ceci est évidemment dû à la définition restrictive de cet arrondissement qui est en réalité le centre-ville d'une *agglomération urbaine* (morphologique) beaucoup plus étendue (au moins 42 communes).

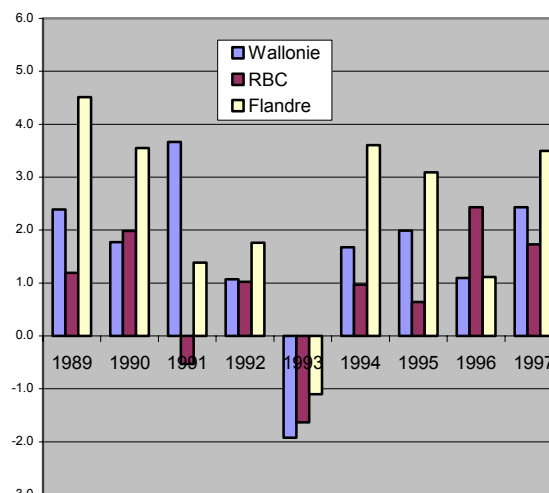
soit un chiffre supérieur à la médiane (74) tandis qu'à l'inverse la moyenne de 66 pour les arrondissements les moins prospères entre 1991 et 1997 est plus faible que cette médiane. En fait, ces deux résultats partiels seront confirmés par les régressions sur les 43 arrondissements.²⁶

Avant de passer aux estimations, il est utile de remarquer que la fin des années 80 est marquée par une nouvelle dynamique positive de l'économie belge. Ceci est illustré au graphique 1 ci-dessous où l'on remarque une forte croissance de la valeur ajoutée dans les services (respectivement, dans l'industrie) en 1989 de l'ordre de 3% (respectivement, 5%).²⁷ La récession mondiale de 1992-1993, à la suite de la guerre du Golfe, a assombri temporairement le tableau parce que précisément l'économie belge a toujours reposé sur le commerce extérieur. Cela ne sera pas sans influence sur les résultats de nos tests économétriques.

GRAPHIQUE 1: Croissance réelle de la valeur ajoutée en Belgique



GRAPHIQUE 2: Croissance de la valeur ajoutée totale par région



3.2. Résultats des régressions

Parce que l'économie belge est extrêmement ouverte, la demande extérieure s'adressant à chaque secteur localisé, statistique qui n'existe pas à notre connaissance, influence a priori la

²⁶ Alors que la Flandre génère 61% de la valeur ajoutée totale belge à prix courants en 1997 (pour 14% à la RBC) et qu'elle a été dans les années 90 l'une des régions les plus dynamiques de l'Union Européenne, notons d'une part, l'étonnante performance de l'arrondissement wallon de Bastogne (qui se classe en tête de la croissance locale toutes branches d'activités confondues) et, d'autre part, une majorité d'arrondissements wallons parmi les 5 premiers tant pour les services que pour l'industrie, chose peut-être encore plus étonnante lorsque l'on pense que l'industrie flamande est objectivement plus performante. L'axe Namur-Marche-Arlon semble particulièrement dynamique. Cependant, la croissance moyenne wallonne (graphique 2) est évidemment affaiblie par les 8 arrondissements sur 10 qui apparaissent parmi les plus faibles croissances au tableau 6, tous situés le long de la dorsale wallonne Mons-Charleroi-Liège. Dans l'industrie, tous les arrondissements aux plus faibles croissances sont Liège, Virton et dans le Hainaut. Remarquons la croissance économique élevée à Halle-Vilvorde, c'est-à-dire en banlieue proche de Bruxelles, avec une moyenne de 1,8% par an malgré la récession qui suivit la (première) guerre du Golfe. Ceci s'explique probablement en grande partie par le phénomène de périurbanisation caractérisé depuis les années 60, comme dans la majorité des autres grandes villes de l'OCDE d'ailleurs (surtout sur le continent nord-américain), par un exode massif continu des classes moyennes vers la périphérie. A la fin des années 1990, ce phénomène s'est ralenti voire même arrêté, et à Bruxelles la population a même légèrement augmenté dans le centre-ville à partir de 1999 (surtout grâce à la composante démographique naturelle et une baisse sociologique du nombre de personnes par ménages ; le solde migratoire avec le reste du pays reste légèrement négatif).

²⁷ Le fait « anormal » que la croissance totale en 1989 est inférieure à la fois à la croissance des services et à la croissance de l'industrie (gr. 1) est dû à un ajustement statistique exceptionnel pour la « production imputée de services bancaires ».

croissance locale, surtout dans les secteurs manufacturiers. Néanmoins, par analogie à Glaeser et al. (1992), on peut espérer sinon supposer que pour toute activité manufacturière, la croissance de la valeur ajoutée agrégée au niveau national est corrélée à la demande totale, et en particulier sa composante extérieure, de sorte que notre variable expliquée y_{zb} , parce qu'elle est normalisée par son niveau national, corrige, au moins partiellement, les effets des soubresauts de la demande mondiale.

Les régressions cherchant à expliquer la croissance locale dans les services et l'industrie entre 1991 et 1997 ont donné des résultats peu probants : aucune relation significative n'apparaît entre les variables de structure locale et la création de richesse dans les arrondissements. Cela est probablement dû au fait que les externalités locales ne produisent leur effet maximum qu'au-delà de 3 ou 4 ans (Henderson et al, 1995) d'une part et, d'autre part, à l'hypothèse qu'il existerait une asymétrie dans ces effets (Combes, 2000) selon que l'économie est en expansion ou en récession comme en 1991-1993. C'est pourquoi, dans la suite, nous ne donnons et commentons que les résultats des régressions, nettement plus significatives, de la croissance réelle locale entre 1993 et 1997 sur les variables exogènes mesurées en 1991.

Comme nous l'avons évoqué plus haut, par rapport à d'autres études similaires, il y a plus de colinéarité entre les variables explicatives parce qu'elles sont agrégées au niveau de la branche. Ceci est indiqué par les matrices de corrélation en annexe.²⁸ Enfin, la variable de salaire en milieu de période (1995), censée mesurer les conditions du marché du travail local, a nécessité une correction du biais d'endogénéité.²⁹

3.2.1. Les services

Le tableau 8 en annexe présente les résultats des régressions effectuées pour le tertiaire. Certaines variables ont dû être testées séparément en raison de l'existence d'une multicolinéarité qui finalement ne s'est pas révélée trop problématique.³⁰ *Flandre* est une bonne variable *proxy* (« mandatée ») de *div* car les arrondissements flamands sont nettement plus diversifiés sur le plan sectoriel que ne le sont Bruxelles ou les agglomérations wallonnes : la corrélation entre $\log(\text{div})$ et *Flandre* s'élève à 0,65, ce qui est effectivement très élevé. Ce constat est valable tant du point de vue d'une entreprise industrielle que d'une entreprise de services. C'est ce qu'indique le tableau 9 ci-dessous qui est extrait des matrices de corrélations. Par contre, la Wallonie est sur-spécialisée dans le tertiaire tandis que la Flandre l'est dans l'industrie. Notons au passage, comme nous l'avons mentionné, qu'il n'y a pas de relation a priori bien déterminée, par exemple positive, entre diversité et spécialisation. La corrélation entre ces deux variables est négative dans le tertiaire mais positive dans le secondaire où une faible (haute) spécialisation est associée à une faible (haute) diversité. Les résultats des régressions vont nous permettre de juger si ces structures respectives en termes de spécialisation et de diversité sont des atouts ou au contraire des inconvénients pour la croissance régionale. Avant cela, notons que la variable binaire pour la

²⁸ La multicollinéarité est particulièrement élevée entre les 3 variables *spec*, *div* (comme pressenti) et *size*, surtout dans l'industrie. Par contre, et contrairement à ce que l'on pouvait craindre, la taille moyenne des firmes n'est que faiblement corrélée à la concurrence locale (*comp1* ou *comp2*).

²⁹ Les secteurs en forte croissance en début de période octroient de plus fortes hausses de salaires à leurs travailleurs les années qui suivent. Le revenu par habitant (REVHAB) est alors utilisé comme instrument.

³⁰ *size* est fortement corrélée à *den* et *init* (coefficients de corrélation supérieurs à 0,5) mais s'est avérée non significative dans toutes nos régressions ; c'est pourquoi elle n'apparaît plus à partir de l'équation (2). La colinéarité entre *spec* et *div* est faible et ne pose pas de problème particulier: les coefficients respectifs se sont avérés très stables à des changements de spécification. Par contre, *div* est plus fortement corrélée aux autres variables ce qui tendrait à fausser les tests statistiques. C'est pourquoi à partir de la spécification (3), nous la remplaçons par la binaire *Flandre* qui distingue les arrondissements flamands du reste du pays.

région métropolitaine de Bruxelles-Halle-Vilvorde s'est révélée significative (BXLHV). Ceci indique une dynamique propre à cette région qui peut s'expliquer, partiellement par la dynamique autour du pôle d'emploi de Zaventem mais aussi par des facteurs « externes » tels que la présence des institutions internationales dont l'apport net en termes de croissance est cependant difficile à mesurer. Il faut remarquer aussi que le rapport de cette région économique au reste du territoire belge est particulier, et l'on peut même dire que contrairement aux espaces ruraux, c'est Bruxelles « *qui adapte l'espace environnant [ici la Belgique entière] à ses besoins* » (Puig, Thisse et Jayet, 1995). En outre, l'hypothèse que cette variable est une *proxy* du revenu par habitant (revenus très élevés en périphérie !) ne peut être rejetée (v. résultats au tableau 8). Rappelons aussi que Bruxelles représente 18% de la valeur ajoutée dans le tertiaire belge en 1997 (pour 56% à la Flandre) soit un poids bien supérieur à son poids dans la valeur ajoutée totale belge (14% comme déjà mentionné).

TABLEAU 9 :
CORRELATIONS DIVERSITE/SPECIALISATION/REGIONS

	FLANDRE	WALLONIE
	TERTIAIRE	
SPECIALISATION	-0.37	0.30
DIVERSITE	0.65	-0.63
	SECONDAIRE	
SPECIALISATION	0.38	-0.33
DIVERSITE	0.65	-0.64

Les résultats économétriques pour la branche des services (tableau 8) peuvent se résumer comme suit :

HYPOTHESE 1. La croissance économique dans les services est inversement reliée à la spécialisation dans ce secteur. Combes (2000) obtient le même résultat dans sa régression globale « services » pour la France. Le coefficient, qui vaut environ -0,055 environ, est très significatif et affiche une stabilité remarquable. L'explication la plus plausible est celle de Combes, en termes de cycle de vie : après une phase initiale de *développement* des services dans les grandes villes (années 60), la croissance continue observée de l'emploi ne serait rendue possible ces dernières années *que* par une diffusion de ce secteur dans tout l'espace national, qui donc tendrait à s'homogénéiser sectoriellement. On constate ainsi sur le graphique 5 en annexe, qui donne une carte de la disparité de la croissance locale en Belgique, une certaine diffusion spatiale de la croissance des services autour des grandes villes, surtout Bruxelles et Anvers (et dans une moindre mesure autour de Liège), ces villes présentant d'ailleurs une croissance bien inférieure à la moyenne. Il faut se rappeler que la périurbanisation des activités n'a cessé de se poursuivre depuis 1960 du fait de l'abaissement tendanciel des coûts de transport: le commerce de détail, les enseignants, les services de santé ont suivi la décentralisation des ménages ; le commerce de gros se localise sur des terrains en périphérie près des noeuds autoroutiers ; certains services aux entreprises suivent les nouvelles sociétés industrielles qui s'installent dans les « zonings » en banlieue lointaine.

HYPOTHESE 2. La diversité sectorielle locale encouragerait la croissance du tertiaire. Le coefficient positif de *div* est en accord, à nouveau avec Combes (2000). Ce résultat va dans le sens de Jacob (1969) mais aussi probablement dans ce secteur, des externalités *marshalliennes*, et en particulier la préférence pour une variété de fournisseurs et/ou de clients

(cf. les relations amont/aval). En effet, beaucoup de services s'adressent à tous types de secteurs clients, et donc bénéficient de la présence d'un large éventail d'activités différentes. Les grandes villes joueraient ainsi un rôle assurantiel pour un grand nombre de services. Par exemple, la présence des institutions européennes à Bruxelles maintient une demande locale « minimale » pour toutes sortes de services qui est moins dépendante des aléas de la conjoncture que des décisions d'élargissement de l'Union Européenne, par exemple. Le gr. 4 en annexe donne la répartition de la diversité sectorielle sur la carte de la Belgique.

HYPOTHESE 3. La concurrence locale dans les services aurait un impact négatif sur la croissance de ce secteur. Il n'y a pas d'effet détecté de la concurrence intra-branche inter-arrondissement.³¹ Que la concurrence semble bien être strictement localisée dans les services, n'est pas du tout étonnant. En outre, nous pensons que l'effet négatif de la concurrence locale (comp2) est dû à l'effet centrifuge de la concurrence sur les prix, qui semble donc bien l'emporter sur la taille des marchés urbains (qui ne sont d'ailleurs *pas très grands* en moyenne pour les arrondissements belges !). A nouveau, ce résultat est en accord avec Combes (2000), qui obtient le même signe négatif (mais non significatif) dans sa régression globale pour les services.³² La dispersion relative des commerces serait rendue possible par une segmentation spatiale élevée des marchés, comme cela est le cas pour le *commerce de gros et intermédiaires du commerce*, le *commerce de détail* et la *location de biens* (immobiliers). Toutefois, on ne peut écarter l'hypothèse de l'existence d'externalités technologiques et informationnelles pour un nombre limité de secteurs d'activités où la concurrence sur les prix est a priori moins forte telles que la santé, l'éducation, la recherche et la consultance. Cette hypothèse ne pourra être testée que dans une prochaine étude plus fine sur le plan sectoriel.³³ En outre, malgré la petite taille de la Belgique, on ne peut rejeter l'hypothèse de mobilité relativement faible des actifs sur le marché du travail, et surtout entre la Flandre et la Wallonie pour des raisons évidentes de différences linguistique et culturelles.³⁴ Il s'ensuivrait que la concurrence entre les employeurs, pour une main-d'œuvre assez « statique », serait plus forte sur des marchés locaux du travail segmentés, et, corollaire immédiat, les salaires plus élevés (par rapport à un marché du travail fonctionnant comme un marché *unique*). Ceci renforcerait alors la segmentation sur le marché des produits.

HYPOTHESE 4. L'hypothèse de rendements croissants internes ne semble pas vérifiée. Comme le souligne Combes (2000), il faut rester prudent car on n'estime pas une fonction de production stricto sensu, mais ce dernier obtient un résultat similaire (et obtient même un signe négatif pour sa régression globale pour la branche « services »).

HYPOTHESE 5. La théorie néoclassique des rendements décroissants ne semble pas être vérifiée dans le tertiaire: les conditions initiales n'ont pas d'effet négatif sur la croissance à moyen terme. C'est ce qu'indique l'équation (4) au tableau 8. Rappelons que *Flandre* doit être vue comme une variable de contrôle de la diversité sectorielle. En ce qui

³¹ La spécification avec la variable de concurrence inter-arrondissement comp3 n'est pas reprise pour ne pas alourdir le tableau 8.

³² dans ses régressions par secteur, il obtient 9 signes négatifs (dont le *commerce de détail*, *commerce de gros et intermédiaire du commerce*) et 4 signes positifs (dont les *holdings*, la *santé*) significatifs au niveau de 10%. Le signe négatif pour la Belgique est donc cohérent avec les résultats pour la France.

³³ En l'absence de données suffisamment désagrégées, on peut penser que des externalités technologiques dans ces secteurs sont en quelque sorte « noyées » dans notre régression globale pour la branche tout entière, dominée par les secteurs très concurrentiels cités plus haut.

³⁴ Nous avons ainsi calculé qu'en moyenne seulement 27% des employés quittent leur province de résidence pour aller travailler dans une autre province, en général la Région de Bruxelles-Capitale (RBC) où entrent quotidiennement 340.000 navetteurs (le territoire national Belge est composé de 10 provinces, y. c. la RBC). Certains migrent vers Bruxelles mais le solde migratoire est encore légèrement négatif pour Bruxelles ces dernières années.

concerne le salaire en milieu de période, son signe est même positif, et donc contraire à ce que prédit la théorie néoclassique des rendements décroissants. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que le salaire serait une variable *proxy* (« mandatée ») du revenu par habitant (fort corrélée à *w95* et non incluse dans la spécification). En l'absence d'une mesure du salaire en début de période toute interprétation ne peut être que provisoire.

HYPOTHESE 6. Le revenu par habitant (demande locale), aurait un effet positif sur la croissance dans les services. La taille urbaine proprement dite (densité) n'aurait par contre pas d'effet. C'est ce qu'indiquent les équations (6), où *den* est non significatif, et (7) qui teste la variable *revhab*. Cependant, la prudence s'impose à nouveau pour cette dernière équation car *revhab* est fortement corrélée à *div* et à *Flandre*, le Nord du pays ayant en effet un revenu moyen par habitant plus élevé que le Sud. En d'autres termes, au plan économétrique, l'omission de la variable de diversité pourrait fausser le test statistique. De plus, un test de signification de *revhab* effectué sur le sous-échantillon des arrondissements flamands s'est révélé négatif. L'absence d'effet de la densité urbaine, qu'obtient également Combes (2000), pourrait éventuellement provenir, dans notre étude, d'une annulation de l'effet positif des économies d'urbanisation (autres que la diversité sectorielle) comme par exemple le partage des infrastructures, par l'effet négatif des coûts fonciers et de la congestion dans ces infrastructures dans les grandes villes. A nouveau, l'agrégation au niveau de la branche d'activité cache vraisemblablement des différences au niveau des secteurs NACE2.

TABLEAU 10 : COMPARAISON AVEC LA FRANCE, COMBES (2000)

VARIABLE	SIGNÉ OBSERVÉ		NOTRE INTERPRÉTATION (BELGIQUE)
	Belgique (Tableau 8)	France (Combes, 2000)	
Spécialisation	--	--	<ul style="list-style-type: none"> ▪ L'industrie attire les services et non l'inverse ▪ Cycle de vie : le tertiaire en expansion se diffuse dans l'espace
Diversité	++	++	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Efficacité dans relations amont/aval avec préférence « absolue » pour la variété ▪ Rôle assurantiel des villes pour de nombreux services ▪ externalités communicationnelles possibles dans certains secteurs (recherche, santé, ...)
Concurrence	-	- / 0	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Effet centrifuge de la concurrence en prix rendu possible par la segmentation des marchés locaux
Densité (taille urbaine)	0	0	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Addition d'effets négatifs et positifs (par secteur NACE2) non observés
Taille des firmes	0	-	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Addition d'effets des deux signes négatif et positif
Revenu/habitant	+	ND	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Effet demande

++/- - (+/-) : effet significatif (de moindre ampleur) ; 0 : non significativement différent de 0 ; ND : non disponible.

Pour résumer, malgré l'agrégation de toutes les activités de services au niveau de la branche « tertiaire », les signes des différents effets des exogènes, sont identiques à Combes (2000) pour la France en ce qui concerne la spécialisation, la concurrence, la diversité et la densité (absence d'effet) ; pour ce qui est de la taille moyenne des firmes la nuance par rapport à la France est finalement légère puisque nous n'obtenons pas un signe opposé mais bien un signe nul là où Combes obtient un signe négatif (tableau 10). En d'autres termes, *les économies d'échelle locales semblent bien être essentiellement externes aux firmes.*

3.2.2. Le secondaire

La branche secondaire comprend non seulement toute l'industrie manufacturière, mais aussi le *bâtiment* et la *distribution d'énergie et services d'eau* qui s'apparentent pourtant à un secteur de services. L'agrégation de tous ces secteurs au niveau de la branche rend plus difficile l'interprétation des résultats, qui d'ailleurs sont nettement moins probants que pour le tertiaire (v. tableau 11 en annexe). La colinéarité entre les variables de structure locale est nettement plus importante et problématique que dans le cas des services (v. tableau 7b en annexe), ce qui amoindrit la précision des estimations.

D'abord, nous n'avons trouvé aucune preuve empirique d'existence d'économies de localisation dans la branche industrielle.³⁵ En France, quand bien même Combes (2000) affine l'analyse au niveau des secteurs d'activités, il ne trouve dans ses régressions séparées pour 52 secteurs industriels NACE 2, aucun coefficient significatif pour la variable de spécialisation. En d'autres termes, le résultat que nous obtenons est peut-être « plus général » qu'on pourrait le croire et demande à être confirmé. Qui plus est, nos estimations n'ont détecté aucune trace de la présence d'économies d'urbanisation, que ce soit au niveau des externalités inter-sectorielles ou au niveau du partage des infrastructures urbaines. Non seulement la diversité des activités (*div*) ne semble avoir aucun effet sur la croissance industrielle agrégée mais en outre, le coefficient significativement négatif de *den* indique même l'existence de *déséconomies d'urbanisation* : **la densité urbaine découragerait donc la croissance de la branche secondaire, ce qui est très vraisemblablement l'expression de l'exurbanisation tendancielle de l'industrie.** (Combes, 2000, obtient le même résultat pour la France). Rappelons que les valeurs foncières et la congestion dans les infrastructures augmentent avec la taille urbaine. En outre, sur le plan technologique, il est bien connu que les bâtiments industriels, depuis les années 60, consomment plus d'espaces qu'autrefois si bien que beaucoup d'industries n'ont d'autres choix que de quitter les centres-villes pour s'installer dans des zones industrielles périurbaines.³⁶

L'industrie flamande semble bien intrinsèquement plus performante (v. aussi, Crevits et Maesele, 1998). Le coefficient de la variable binaire indique que l'indice normalisé de croissance $y_{97/93}$ est 1,06 fois supérieur en Flandres par rapport à la moyenne du reste du pays ce qui est en accord avec les données observées (non ajustées) de taux de croissance: la croissance moyenne a été de 3,16% par an en Flandres sur cette période pour seulement 2% en Wallonie et une croissance négative à Bruxelles (-0,6% par an en moyenne). Rappelons que la Flandre représente environ 71% de la valeur ajoutée totale (à prix courants) de l'industrie en 1997 (pour 7% à la RBC). La Wallonie, par contraste, est confrontée à des difficultés de reconversion et est très vraisemblablement touchée, lors de la période d'étude (1991-1997), par la continuation d'un effet « *boule de neige inverse* » d'interdépendances entre travailleurs et entreprises.³⁷

La taille moyenne de l'entreprise industrielle et la concurrence à laquelle elle fait face, que ce soit localement ou à l'intérieur de la branche « nationale », ne semblent pas jouer non plus sur

³⁵ Le coefficient de *spec* s'est révélé non significativement différent de zéro. Il est possible que ce résultat soit une addition au niveau de la branche, d'effets positifs pour certains secteurs et d'effets négatifs dans d'autres. Plus précisément, dans les secteurs industriels « jeunes » en phase de *développement* (« high tech »), on s'attend à de fortes économies de localisation ; dans les secteurs « anciens » où l'emploi décroît (industrie lourde), la spécialisation est plutôt un frein à la croissance locale (manque de flexibilité et d'adaptabilité des agents économiques, des équipements, des produits, dans ces arrondissements).

³⁶ L'*exurbanisation de l'industrie* a en réalité commencé dans les années 50, et s'est intensifiée depuis 1984 : v. Mérenne-Schoumaker (2002), p. 99.

³⁷ Puig, Thisse et Jayet (1995), p. 7.

la croissance réelle. Par contre, Combes a détecté des effets négatifs de la concurrence dans environ un tiers des secteurs industriels, et dans la grande majorité de ces cas, en association avec un signe négatif pour la variable de taille moyenne.³⁸ A nouveau, seules des régressions (sur l'emploi ?) par secteur NACE2, pourraient tester cette hypothèse pour la Belgique. Le coefficient de la variable de conditions initiales (*init*) a parfois le bon signe mais est très instable. En raison de l'existence de fortes colinéarités, il s'est avéré impossible de trouver une spécification satisfaisante qui permette d'effectuer un test concluant. Par contre, le coefficient du salaire a le signe négatif attendu, contrairement au tertiaire : **les arrondissements où les salaires sont les plus faibles en 1995 ont connu une croissance plus forte entre 1993 et 1997**. Il faut à nouveau rester prudent ici en raison du faible pouvoir explicatif des spécifications et de la forte corrélation entre *w95* et *den*.

4. Conclusion

La structure économique locale a un impact significatif sur la croissance de la valeur ajoutée dans les arrondissements belges. Les effets jouent essentiellement dans les services, qui représentent 70% de l'économie belge, tandis que dans l'industrie, probablement en raison de son ouverture au commerce international et du problème d'agrégation de secteurs fort différents, nous n'avons trouvé aucune preuve empirique d'existence d'économies d'échelle externes de localisation ou d'urbanisation. A ce sujet, les résultats ont confirmé que le surplus de croissance dans la branche secondaire en Flandres s'expliquerait bien par un secteur industriel intrinsèquement plus performant. Par contre, nos estimations suggèrent que le surplus de croissance dans les services en Région flamande s'expliquerait « simplement » par un degré de diversité sectorielle plus élevé.

Sur le plan méthodologique, nous avons construit des indicateurs de concurrence sur base de l'information sectorielle par arrondissement, ce que nous n'avons pas rencontré dans la littérature. Cela permet de tester séparément les effets, étroitement liés *a priori*, de la taille et du pouvoir de marché (et en particulier les conjectures *schumpetériennes*). En ce qui concerne le tertiaire, nous avons obtenu les mêmes résultats que Combes (2000): la diversité locale influence positivement la croissance locale, tandis que la spécialisation, et dans une moindre mesure le degré de concurrence lui sont néfastes ; la densité urbaine n'aurait pas d'effet global sur la croissance du tertiaire. Par contre, les arrondissements belges les plus denses ont connu une croissance de l'industrie nettement plus faible, ce qui est une traduction de l'exurbanisation tendancielle du secondaire. En outre, les conditions initiales n'auraient pas les effets de rendements décroissants prédits par la théorie néoclassique, ce qui tendrait à indiquer la présence de fortes externalités locales, qu'elles soient technologiques ou pécuniaires.

Aucune des trois théories des externalités technologiques locales n'est toutefois pleinement vérifiée. La théorie de Porter, selon laquelle la spécialisation et la concurrence locale favoriseraient l'innovation, serait même plutôt réfutée (provisoirement) par nos résultats. Les résultats sont contradictoires en ce qui concerne la théorie de Jacobs (1969): si la diversité sectorielle semble bien promouvoir la croissance locale dans le tertiaire, la concurrence lui est plutôt défavorable. La théorie de Marshall-Arrow-Romer (MAR) quant à elle, tout comme dans Combes (2000), et contrairement aux Etats-Unis rappelons-le, semble être globalement infirmée: non seulement la spécialisation géographique découragerait la croissance dans le

³⁸ C'est en particulier le cas pour les secteurs « *high tech* » où les externalités technologiques entre petites firmes compétitives seraient particulièrement à l'œuvre.

tertiaire mais en outre il est difficile d'interpréter pour une grande partie des services en Belgique, le signe négatif de la variable de concurrence comme une preuve empirique de l'hypothèse *schumpeterienne* d'appropriation de l'innovation. Nous avons d'ailleurs interprété ce signe négatif comme le reflet de la force centrifuge que constitue la concurrence en prix dans beaucoup d'activités de services.³⁹ En outre, comme le soulignent Glaeser et al. (1992), la spécialisation locale peut être recherchée, non pas pour générer une *dynamique* d'innovation mais simplement pour exploiter un avantage naturel ou d'autres *externalités statiques* que nous avons décrites dans la section 1.⁴⁰

Avant d'envisager de donner des avis de politique économique, il faudra clairement effectuer une analyse sectorielle plus fine pour savoir quels sont les secteurs porteurs, et quel est, pour chacun d'entre eux, le lien entre structure économique locale et croissance. Toutefois, signalons que la Région de Bruxelles-Capitale, selon nos résultats, cumulerait les trois handicaps, pour la croissance locale, d'être « sur-spécialisée » dans les services, de présenter une diversité sectorielle relativement faible et d'être le territoire d'une concurrence exacerbée dans les services.

³⁹ Néanmoins, parce que la théorie de MAR porte sur la croissance à long terme, et non pas sur le moyen terme, nous devons lui laisser le bénéfice du doute. De plus, en l'absence de test par secteur NACE2, l'existence d'externalités communicationnelles ne peut être rejetée a priori pour des activités comme la consultance, la santé, la recherche et plus généralement pour tout produit en phase initiale du cycle de vie (cf. les « hautes technologies » en France).

⁴⁰ cf. la relocalisation des sidérurgies sur les façades littorales

BIBLIOGRAPHIE

- Baudewyns D., Ben-Ayad M. et Sekkat K. (2000), « Infrastructure publique et localisation des entreprises à Bruxelles et en Wallonie », **in** : *Croissance et convergence économiques des régions*, Michel Beine et Frédéric Docquier, eds., De Boeck, Bruxelles, pp. 280-303.
- Capron H., Debande O. (1994), « Services, base industrielle et développement régional », *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, n°2, pp. 223-249.
- Combes Pierre-Philippe (2000), « Economic Structure and Local Growth: France, 1984-1993 », *Journal of Urban Economics*, **47**, 329 – 355.
- Crevits et Maesele (1998), « Les performances régionales et sous-régionales en matière d'activité productive », **in**: *Treizième Congrès des économistes belges de langue française, rapport préparatoire de la Commission 1*, pp. 17-44.
- Fujita et Thisse (1997), « Economie géographique, Problèmes anciens et nouvelles perspectives », *Annales d'Economie et de Statistique*, n°45, pp. 37-87.
- Fujita et Thisse (2002), *Economics of Agglomeration*, Cambridge (UK) : Cambridge University Press.
- Glaeser E. , Kallal Hedi D., Scheinkman J.A. et Shleifer A. (1992), « Growth in Cities », *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 6, Centennial Issue. (Dec., 1992), pp. 1126-1152.
- Hamilton J., Thisse J.-F., Zenou Y. (1999), « Wage Competition with Heterogeneous Workers and Firms », *Journal of Labor Economics*, **18**(3), pp. 453-472.
- Henderson J. V. (1997), « Externalities and industrial development », *Journal of Urban Economics*, **42**: 449-470.
- Henderson, J. V. , A. Kuncoro, and M. Turner (1995), « Industrial development in cities », *Journal of Political Economy*, **103**:1067-1090.
- Jacobs (1969), *The Economy of Cities*. New-York: Vintage.
- Krugman (1991), *Geography and trade*, Leuven University Press: Leuven and MIT press.
- Lucio J. J, Herce J. A et Goicolea A. (2002) « The effects of externalities on productivity growth in Spanish industry », *Regional Science and Urban Economics*, **32** (2) : 241-258.
- Mérenne-Schoumaker (2002), *La localisation des industries. Enjeux et dynamiques*, Nathan, 2002.
- Porter M. E. (1995), « The competitive advantage of the inner-city », *Harvard Business Review*, May-June 1995, pp. 55-71.
- Porter M. E. (1990), *The competitive advantage of Nations*, New-York: Free Press.
- Puig J-P., Thisse J.-F. et Jayet H. (1995), « Enjeux économiques de l'organisation de l'espace français », Discussion paper n°9502, Service d'Etude et de la Statistique, Région Wallonne.
- Schulz N., et K. Stahl (1996), « Do Consumers Search for the Highest Price? Oligopoly Equilibrium and Monopoly Optimum in Differentiated-Products Markets", *Rand Journal of Economics*, 27(3), pp. 542-62.
- Thisse J.-F. et van Ypersele T. (1998), « Localisation des activités économiques: efficacité versus équité" **in**: *Treizième Congrès des économistes belges de langue française, rapport préparatoire de la Commission 2*, pp. 10-35.
- Von Hagen J, Hammond G. (1994), "An empirical test for marshallian localization economies", CEPR, working paper.
- Wallsten S. J. (2001), « An empirical test of geographic knowledge spillovers using geographic information systems and firm-level data », *Regional Science and Urban Economics*, **31**(5), pp. 571-599.

ANNEXE 1 : DESCRIPTION DES DONNEES

TABLEAU 2 : EMPLOI DANS LES 5 PLUS GRANDS ARRONDISSEMENTS EN 1991

ARRONDIS-SEMENT	POPULATION EN 1991	EMPLOI TOTAL	EMP% TERTIAIRE	REVENU BRUT / HABITANT (,000 BEF)	5 PLUS GRANDS SECTEURS
Bruxelles (RBC)	954045	576340	85	319	Administration générale, défense nationale, sécurité sociale ; Services aux entreprises-Location de biens ; Commerce de gros-Récupération-Intermédiaire du commerce ; Enseignement ; Institutions de crédit
Anvers	926105	356172	68	353	Transports et communications ; Enseignement ; Services fournis aux entreprises-Location de biens ; Commerce de gros-Récupération-Intermédiaire du commerce ; Administration générale, défense nationale, sécurité sociale
Liege	588705	177992	72	306	Enseignement ; Administration générale, défense nationale, sécurité sociale obligatoire ; Commerce de détail ; Services fournis aux entreprises-Location de biens ; Santé et services vétérinaires
Halle-Vilvorde	537859	156316	69	382	Commerce de gros et Récupération-Intermédiaire du commerce ; Transports et communications ; Commerce de détail ; Administration générale, défense nationale, sécurité sociale ; Services fournis aux entreprises et location de biens
Gand	487220	167653	65	331	Enseignement ; Administration générale, défense nationale, sécurité sociale ; Autres services sociaux fournis à la collectivité ; Santé et services vétérinaires ; Bâtiment et génie civil
Le Royaume	9978631	3136792	69	313	Enseignement ; Administration générale, défense nationale, sécurité sociale ; Services fournis aux entreprises-Location de biens ; Transports et communications ; Commerce de gros-Récupération-Intermédiaire du commerce

TABLEAU 3 : LES 10 SECTEURS PLUS GROS EMPLOYEURS (PRIVES+PUBLICS)

ARRONDISSEMENT	SECTEUR	EMPLOI	% FONCTIONNAIRES
BRUXELLES	Administration générale, défense nationale, sécurité sociale	91148	67
BRUXELLES	Services fournis aux entreprises-Location de biens	63832	0
BRUXELLES	Commerce de gros-Récupération-Intermédiaire du commerce	51419	0
BRUXELLES	Enseignement	46417	54
BRUXELLES	Institutions de crédit	46373	7
ANVERS	Transports et communications	40846	20
BRUXELLES	Transports et communications	33387	45
ANVERS	Enseignement	29410	66
ANVERS	Services fournis aux entreprises-Location de biens	27617	0
BRUXELLES	Commerce de détail	27473	0

TABLEAU 4 : DESCRIPTION SOMMAIRE DES DISTRIBUTIONS DES VARIABLES

	AREA Km ²	EMP	DEN emp _z /km ²	DEN2 pop _z /km ²	RE VHAB Mios BEF/hab
Mean	710	73184	174	463	296.400
Median	607	38166	74	282	293.000
Maximum	2016	576340	3571	5912	381.600
Minimum	101	8068	8	36	230.900
Std. Dev.	407	101979	536	880	28.900

TABLEAU 5 : DESCRIPTION DES DISTRIBUTIONS DES VARIABLES SECTORIELLES

	SPEC	DIV	SIZE	COMP1	COMP2 ×100.000	INIT2 %
SERVICES						
Mean	1.00	0.79	0.85	61.5	149	2.3
Median	1.02	0.76	0.83	42	125	1.2
Maximum	1.28	1.18	1.39	321.5	706	18
Minimum	0.62	0.43	0.58	16.9	37	0.3
Std. Dev.	0.16	0.18	0.18	59.6	123	3.3
INDUSTRIE						
Mean	0.95	0.79	0.86	67.31	51	2,3
Median	0.92	0.76	0.86	43.39	38	1,5
Maximum	1.74	1.17	1.41	315.88	274	18
Minimum	0.40	0.43	0.33	18.37	12	0.1
Std. Dev.	0.35	0.17	0.27	59.07	45	3.3

TABLEAU 7a : MATRICE DE CORRELATION : TERTIAIRE

	LOG(SPEC2)	LN(DIV)	LN(SIZE)	LN(COMP2)	LN(RE VHAB)	LN(DEN)	LN(INIT2)	FLANDRE	WAL	RBC	BXLHV	LN(W95)	DW9597
LN(SPEC2)	1.00	-0.41	0.18	0.06	-0.11	-0.09	0.06	-0.36	0.30	0.21	0.19	0.28	0.02
LN(DIV)		1.00	0.31	-0.05	0.50	0.58	0.57	0.65	-0.64	-0.06	-0.05	0.21	-0.23
LN(SIZE)			1.00	0.06	0.43	0.71	0.75	-0.07	-0.04	0.39	0.41	0.79	0.01
LN(COMP2)				1.00	0.05	0.45	-0.10	0.10	-0.21	0.38	0.20	0.02	-0.15
LN(RE VHAB)					1.00	0.62	0.66	0.48	-0.52	0.13	0.39	0.57	0.10
LN(DEN)						1.00	0.81	0.35	-0.51	0.53	0.47	0.66	-0.07
LN(INIT2)							1.00	0.25	-0.38	0.42	0.44	0.79	0.05
FLANDRE								1.00	-0.95	-0.16	-0.01	0.03	-0.34
WAL									1.00	-0.14	-0.21	-0.19	0.32
RBC										1.00	0.70	0.51	0.05
BXLHV											1.00	0.65	0.02
LN(WPE95)												1.00	0.05

TABLEAU 7b : MATRICE DE CORRELATION : SECONDAIRE

	LN(YZBEL93)	LN(SPEC)	LN(COMP2)	BXLHV	FLANDRE	LN(DEN)	LN(W95)	LN(INIT2)	LN(DIV)	RBC	LN(SIZE)	LN(RE VHAB)
LN(SPEC2)	-0.05	1.00	0.25	-0.11	0.37	0.33	0.45	0.63	0.60	-0.18	0.74	0.33
LN(COMP2)	0.07	0.25	1.00	0.05	0.31	0.40	-0.14	-0.04	0.16	0.18	0.31	0.06
BXLHV	-0.26	-0.11	0.05	1.00	-0.01	0.47	0.33	0.30	-0.04	0.70	0.16	0.39
FLANDRE	0.29	0.37	0.31	-0.01	1.00	0.35	0.05	0.39	0.65	-0.16	0.39	0.48
LN(DEN)	-0.21	0.33	0.40	0.47	0.35	1.00	0.63	0.80	0.59	0.53	0.74	0.62
LN(WPEN95)	-0.32	0.45	-0.14	0.33	0.05	0.63	1.00	0.78	0.44	0.27	0.68	0.55
LN(INIT2)	-0.20	0.63	-0.04	0.30	0.39	0.80	0.78	1.00	0.74	0.25	0.79	0.68
LN(DIV)	0.07	0.60	0.16	-0.04	0.65	0.59	0.44	0.74	1.00	-0.04	0.66	0.50
LN(SIZE)	-0.11	0.74	0.31	0.16	0.39	0.74	0.68	0.79	0.66	0.10	1.00	0.52
LN(RE VHAB)	-0.10	0.33	0.06	0.39	0.48	0.62	0.55	0.68	0.50	0.13	0.52	1.00

ANNEXE 2 : RÉGRESSIONS - SURPLUS DE CROISSANCE LOCALE RÉELLE

TABL. 8 : TERTIAIRE, 1993 – 1997

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Constante	-0,019	-0,089**	-0,131***	-0,174***	-1,965***	-0,128***	-0,68***
LN(SPEC)	-0,052**	-0,062***	-0,051***	-0,047***	-0,097***	-0,039*	-0,064***
LN(DIV)	0,046***	0,034**					
LN(COMP2)	-0,014**	-0,014***	-0,017***	-0,020***	-0,012**	-0,015***	-0,013**
LN(SIZE)	-0,029						
LN(W95)*					0,184***		
BXLHV	0,059***	0,049***	0,047***	0,060***			
FLANDRE			0,027***	0,031***		0,027***	
LN(DEN)						-0,002	
LN(REVHAB)							0,105***
LN(INIT2)				-0,006			
R-carré ajusté	0,27***	0,27***	0,39***	0,41***	0,40***	0,29***	0,23***
Observations	43	43	43	43	43	43	43

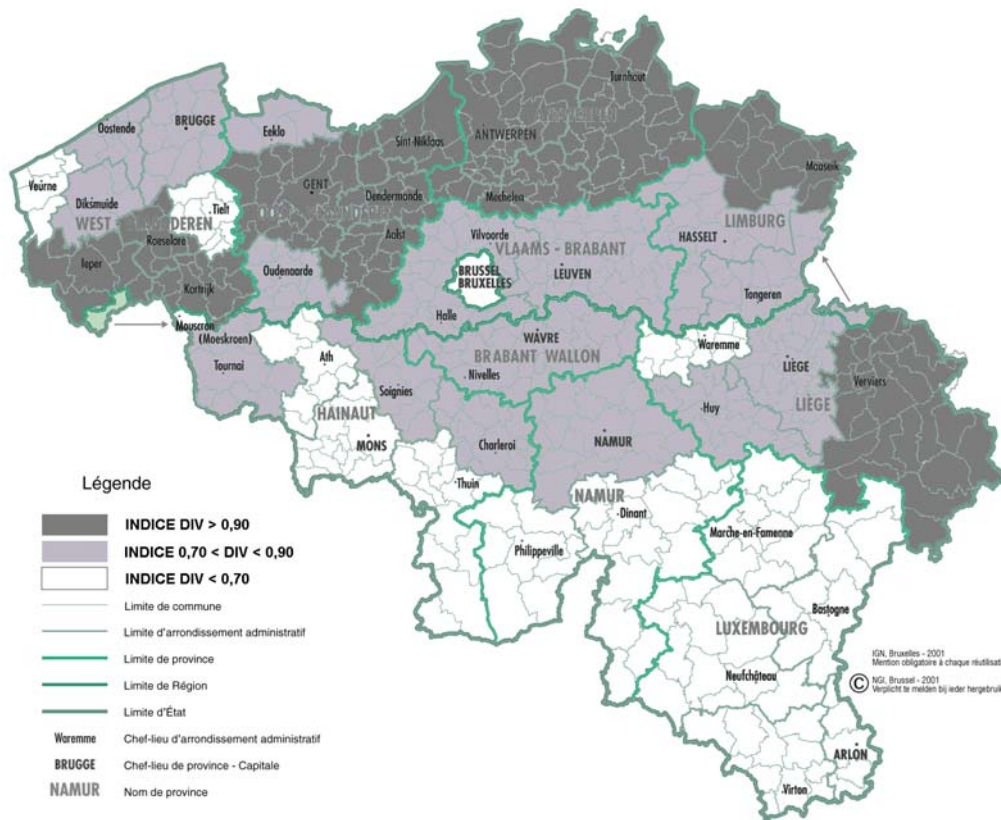
TABL. 11: SECONDAIRE, 1993 – 1997

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constante	0.002	0.061	-0.100	0.057	0.051	-0.172
LN(SPEC)	-0.042	-0.020				
LN(DIV)				-0.040		
LN(COMP2)	0.003		-0.009	0.001		-0.007
LN(SIZE)					-0.003	
LN(W95)*			-0.162**			
BXLHV	-0.098**		-0.046	-0.091*	-0.078*	-0.053*
LN(INIT2)						-0.020**
FLANDRE	0.052***	0.064***	0.048**	0.064***	0.053***	0.063***
LN(DEN)		-0.021***				
R-carré ajusté	0,11**	0,14***	0,13***	0,08	0,10**	0,15***
Observations	43	43	43	43	43	43

***, **, * : significatifs aux niveaux de probabilité de 5, 10 et 15%.

* Estimation par doubles moindres carrés (instrument ajouté aux exogènes reprises ici : REVHAB, le revenu par habitant en 1991)

GRAPHIQUE 4 : DIVERSITE SECTORIELLE LOCALE (FACE AU TERTIAIRE)



GRAPHIQUE 5 : CROISSANCE LOCALE 1993-1997 (INDICE NORMALISE y_z)

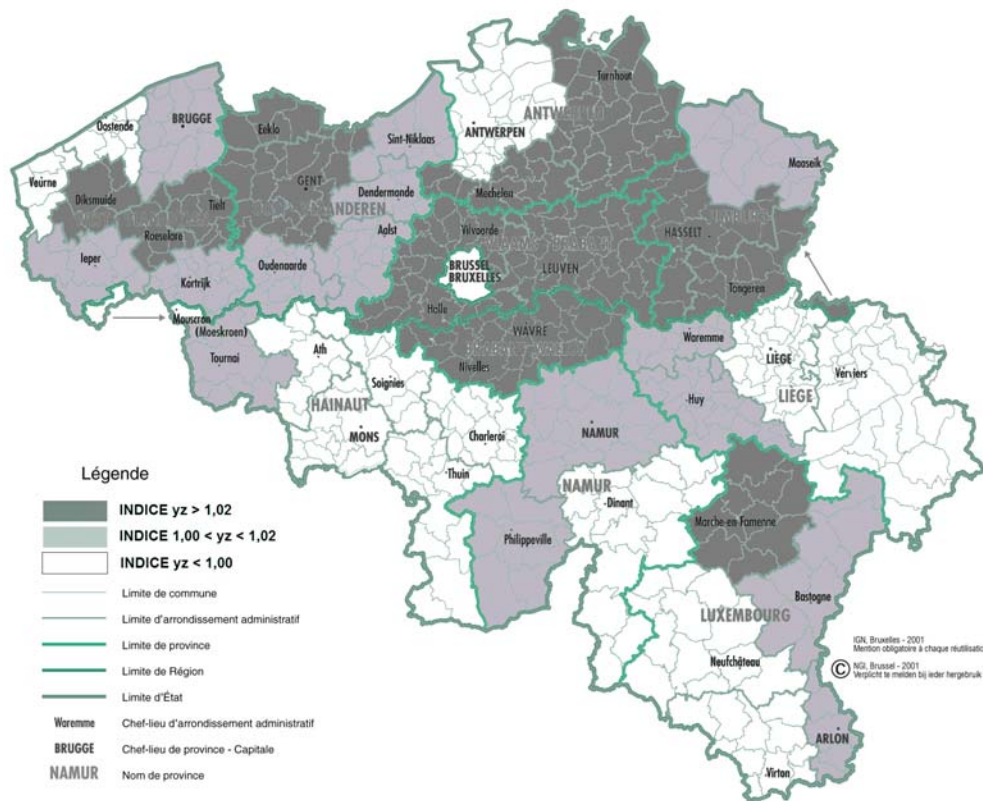


TABLEAU 12: SECTEURS D'ACTIVITÉS EN BELGIQUE : EMPLOI ET NOMBRE D'ENTREPRISES EN 91

BRANCHE D'ACTIVITÉ (NACE2/ONSS)	Emploi	% Emploi total	Nombre de firmes	Emploi / firme
Agriculture et chasse	12908	0,4	4226	3
Sylviculture et exploitation forestière	1115	0,0	288	4
Pêche	1131	0,0	204	6
Somme Primaire	15154	0,5	4718	3
Extraction et agglomération de combustibles solides (1)	2587	0,1	17	152
Extraction de pétrole, de gaz naturel-Raffinage de pétrole, industrie des combustibles nucléaires-Production et distribution électricité, gaz, vapeur et eau chaude-Service des eaux	3505	0,1	21	167
Extraction/préparation de minerais métalliques-Production et première transformation des métaux	50481	1,6	159	317
Industrie des produits alimentaires	78047	2,5	6961	11
Industrie des boissons	12559	0,4	217	58
Industrie du tabac	4507	0,1	55	82
Industrie textile	52255	1,7	1171	45
Synthétiques	15973	0,5	233	69
Industrie de l'habillement	34261	1,1	1991	17
Industrie du cuir	2136	0,1	128	17
Industrie des chaussures	1522	0,0	93	16
Industrie du bois et du meuble en bois	33630	1,1	2542	13
Industrie du papier et fabrication d'articles en papier	17908	0,6	307	58
Imprimerie et édition	34790	1,1	2654	13
Cokeries	1051	0,0	4	263
Industrie chimique - Production de fibres artificielles et synthétiques	75366	2,4	784	96
Industrie du caoutchouc	5058	0,2	100	51
Transformation des matières plastiques	19607	0,6	573	34
Industrie des prod. Minéraux non métalliques (excepté verre)	20342	0,6	1147	18
Fabrication d'ouvrages en métaux	71121	2,3	3714	19
Construction machines et matériel mécanique	45754	1,5	898	51
Construction machines de bureau et machines pour traitement de l'information-Construction électronique	58165	1,8	936	62
Fabrication instruments de précision, optique et similaires	4959	0,2	476	10
Construction automobiles et pièces détachées et autre matériel de transport	74623	2,4	537	139
Industrie du diamant	4219	0,1	362	12
Autres industries manufacturières n.d.a	4840	0,2	589	8
Industrie des combustibles nucléaires-production et distribution énergétique électrique, gaz, vapeur et eau chaude-service des eaux	29381	0,9	529	56
Bâtiment et génie civil	189686	6,0	26366	7
Somme Secondaire	948333	30,1	53547	18
Réparation de biens de consommation et de véhicules	38293	1,2	7687	5
Commerce de gros- Récupération-Intermédiaire du commerce	192887	6,1	23546	8
Commerce de détail	187676	6,0	36565	5
Restauration et hébergement	84711	2,7	17288	5
Transports et communications (2)	199725	6,3	9411	21
Institutions de crédit	95906	3,0	5243	18
Assurance (excepté assurances sociales obligatoires)	29436	0,9	500	59
Services fournis aux entreprises-Location de biens	203110	6,5	27659	7
Recherche et développement	8843	0,3	410	22
Administration générale, défense nationale, sécurité sociale obligatoire	314480	10,0	6706	47
Enseignement	342434	10,9	6451	53
Santé et services vétérinaires	159149	5,1	6923	23
Hygiène publique, administration des cimetières	45683	1,5	1883	24
Autres services sociaux fournis à la collectivité	163129	5,2	13772	12
Service récréatifs et autres services culturels	42653	1,4	4079	10
Services personnels	24532	0,8	7233	3
Services domestiques	29156	0,9	3308	9
Autres services n.d.a. (3)	21613	0,7	90	240
Somme Tertiaire	2183416	69,4	178754	12
TOTAL BELGIQUE	3146903	100,0	237019	13