

POLITIQUES DE DEVELOPPEMENT ET CROISSANCE REGIONALE EN EUROPE : LE ROLE DES RENDEMENTS CROISSANTS ET DES DEPENDANCES SPATIALES [§]

Sandy Dall'erba

Professeur associé, Dept. of Geography and Regional Development, University of Arizona, Harvill Building Box #2, Tucson, AZ 85721, USA, dallerba@email.arizona.edu

Rachel Guillain

Maître de Conférences, Laboratoire d'Economie et de Gestion, Pôle d'Economie et de Gestion, B.P. 21611 21066 Dijon Cedex, France, guillain@u-bourgogne.fr

Julie Le Gallo

Professeur, Centre de Recherche sur les Stratégies Economiques, Université de Franche-Comté, 45D, avenue de l'Observatoire, 25030 Besançon Cedex, France, jlegallo@univ-fcomte.fr

RESUME :

L'objectif de cet article est d'évaluer l'impact des fonds structurels sur la croissance régionale pour 145 régions européennes en intégrant les rendements croissants pour la période 1989-2004 sur la base du modèle de Verdoorn. Par ailleurs, notre approche introduit les trois éléments suivants. Tout d'abord, nous étudions l'impact des fonds selon leur objectif propre étant donné la nature différenciée des objectifs des fonds. Ensuite, la géographie des régions européennes est intégrée dans l'analyse en mobilisant les techniques de l'économétrie spatiale. Enfin, l'endogénéité des variables explicatives du modèle est systématiquement examinée. Les résultats corroborent l'existence de rendements croissants et un impact significatif mais négatif et très faible des fonds structurels.

Mots clés : croissance, politiques régionales, rendements croissants, Europe, économétrie spatiale

ABSTRACT:

This paper assesses the impact of structural funds on the manufacturing sector of 145 European regions in the context of a Verdoorn's law for the period 1989-2004. Three main innovations are included. First, we pay attention to the nature of the cohesion objective under study. Second, the geographical linkages between regions are explicitly taken into account by using spatial econometric techniques. Third, potential endogeneity of explanatory variables is systematically checked. The results are in favour of increasing returns and of a significant but small and negative impact of funds.

Key words: growth, regional policy, increasing returns, Europe, spatial econometrics

Classification JEL : C14, O52, R11, R15

[§] Cet article s'insère dans le programme de recherche « Jeunes chercheuses et jeunes chercheurs 2005 » intitulé « Dynamiques régionales, territoires urbains et modes de gouvernance au sein de l'Union Européenne Elargie » et financé par l'ANR et le CNRS. Il a été présenté au colloque annuel de la Regional Science Association International, RSAI (Toronto, Canada, 16-18 novembre 2006).

INTRODUCTION

L'élargissement de l'Europe aux Pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO), à Malte, à Chypre, à la Roumanie et à la Bulgarie, constitue un défi sans précédent pour les politiques de cohésion de la Commission Européenne. En effet, le niveau de PIB par tête des dix nouveaux membres est plus bas que celui des pays déjà membres, ce qui a pour conséquence d'augmenter « à coup sûr l'hétérogénéité au sein de l'Union Européenne » (Commission Européenne, 1999) alors que l'objectif de ces politiques est de réduire les disparités économiques et sociales.

L'évaluation de l'impact des politiques de développement régional connaît actuellement un regain d'intérêt. En effet, les politiques régionales sont présentées comme un instrument permettant le développement des régions les plus défavorisées, la réduction des inégalités de PIB par tête entre les régions européennes et du niveau de chômage notamment de longue durée, assurant la reconversion des régions affectées par les crises industrielles et promouvant la cohésion sociale. Le rattrapage de l'Espagne, du Portugal et de l'Irlande (ces pays convergent, dix ans après leur adhésion, vers la moyenne européenne du niveau de PIB par habitant) est souvent cité en exemple pour montrer l'efficacité de ces politiques, étant donné que ces pays ont été les principaux bénéficiaires des fonds régionaux.

Cependant, l'utilité et le bien fondé de ces politiques font également l'objet d'une importante remise en question. Si un processus de rattrapage a bien eu lieu pour les pays mentionnés, les disparités régionales n'ont cessé de croître à l'intérieur de ces pays et peu de changements ont eu lieu dans les régions éligibles à l'objectif 1 au cours du temps, ce qui ne plaide pas en faveur de l'efficacité des politiques. De plus, un tiers du budget de la Commission Européenne est consacré aux politiques régionales. Certains, notamment les économistes du très médiatisé rapport Sapir (2003), argumentent alors que le coût budgétaire direct des fonds apparaît très élevé tandis que d'autres argumentent que ce budget est trop faible au regard des disparités régionales européennes et par rapport aux nombreux objectifs fixés, ne serait-ce qu'en comparaison des fonds alloués à la Politique Agricole Commune (deux fois plus de budget pour le seul secteur agricole).

Afin de relancer le débat sur le bien-fondé des politiques régionales, il est nécessaire d'évaluer la capacité de ces politiques à réduire les disparités régionales. En effet, si depuis le début des années 90, l'estimation de l'impact des politiques régionales sur la croissance a retenu l'attention, les conclusions ne sont pas unanimes quand à leur efficacité et sont même

parfois contradictoires. En conséquence, il convient d'approfondir les études empiriques sur le sujet.

Dans cet article, notre approche se démarque des travaux antérieurs qui se situent dans le cadre de la croissance néoclassique décrit par Barro et Sala-i-Martin (1991). En effet, nous prenons en compte l'existence possible de rendements croissants. Compte tenu de la référence à un cadre conceptuel différent, les résultats des estimations peuvent conduire à des conclusions différentes. Par ailleurs, nous prêtons une attention particulière dans les estimations au mode d'attribution et aux effets attendus des fonds selon trois angles : la différenciation des fonds selon leur objectif, le principe d'additionnalité des fonds et le délai potentiel d'action des fonds. Enfin, nous mobilisons les outils de l'économétrie spatiale afin d'intégrer dans les estimations la géographie des régions et les effets de débordement entre les régions.

Le plan de cet article est le suivant. Dans un premier temps, les cadres théorique et empirique dans lesquels s'inscrit notre analyse sont expliqués. Dans un second temps, nous présentons la spécification économétrique retenue, les données et la matrice de poids. Dans un troisième temps, les résultats sont analysés et mis en perspective.

CADRE D'ANALYSE DE L'IMPACT DES POLITIQUES REGIONALES

Les politiques de développement régional trouvent leur origine dans les différentes phases de l'intégration européenne. C'est l'élargissement de l'Europe en 1973, au Danemark, à l'Irlande et au Royaume-Uni qui a amorcé le développement de ces politiques. Elles ont connu un véritable essor (se traduisant notamment par un accroissement du budget) à partir de la fin des années 80, lorsque l'Espagne et le Portugal rejoignent l'Union Européenne. Ceci s'explique par plusieurs raisons : 1) l'entrée de nouveaux pays dans l'Union Européenne s'est traduite par un accroissement des disparités de PIB par tête entre les Etats membres ; 2) le Marché Commun nécessitait la mise en place d'infrastructures de transport développées dans les pays du Sud qui, à cause de leur niveau de développement, n'étaient pas capables de les financer eux-mêmes ; 3) les critères de Maastricht ont réduit la capacité des pays membres de l'UE à recourir aux politiques budgétaires et monétaires pour assurer leur développement ; 4) dans le cadre de la mise en place d'une monnaie commune, des niveaux de développement différents faisaient courir des risques de différentiels d'inflation inacceptables et 5) les

différences régionales de développement sont jugées inacceptables par les autorités européennes tant pour des raisons d'équité que pour assurer un bon fonctionnement des politiques communes. Ainsi, sur la période 1989-1999, près de 250 milliards d'écus ont été consacrés aux politiques régionales, soit un tiers du budget de l'Union Européenne.

Avec l'arrivée de dix nouveaux pays dont les niveaux de PIB par tête sont plus bas que ceux des pays de l'Europe des 15, les efforts financiers à fournir pour renforcer la cohésion risquent d'être encore plus importants. Pourtant, après plus de dix années de soutien aux régions défavorisées, nous sommes obligés de constater que l'objectif de cohésion fixé par la Commission Européenne n'a pas vraiment été atteint puisque la pauvreté de nombreuses régions périphériques persiste et que les disparités à l'intérieur de certains pays membres s'aggravent (Quah, 1996 ; Fayolle et Lecuyer, 2000 ; Martin, 2000). Ainsi, la réflexion sur l'avenir de la politique régionale dépasse le simple cadre des mécanismes financiers et touche les fondements mêmes du projet communautaire. Ceci explique le développement d'études empiriques visant à évaluer l'efficacité des politiques de développement régional. Néanmoins, si l'utilité de ces études n'est pas mise en question, l'évaluation des effets des politiques n'est pas aisée. Nous présentons le cadre théorique dans lequel nous nous plaçons avant de procéder à une synthèse des résultats des travaux sur le sujet afin d'en dégager les points essentiels pour effectuer notre analyse empirique.

Rendements croissants, théories de la croissance et économie géographique

A l'exception de Fayolle et Lecuyer (2000), qui utilisent un modèle de rattrapage, et certaines estimations de Rodriguez-Pose et Fratesi (2004), la plupart des travaux sur l'évaluation des politiques de développement régional sont réalisés dans le cadre théorique du modèle de croissance néoclassique. Aussi, les hypothèses sont celles de rendements d'échelle constants et d'un progrès technique exogène.

Nous privilégions une autre approche en nous basant sur les arguments des théories de la croissance endogène et de la nouvelle économie géographique. Les théories de la croissance endogène lèvent l'hypothèse de progrès technique exogène et la présence d'externalités est source d'existence de rendements croissants, à l'origine de la croissance à long terme et de la diversité des taux de croissance des économies (Romer, 1986 ; Lucas, 1988 ; Aghion et Howitt, 1998 ; Amable, 1999). Par ailleurs, ces rendements croissants jouent un rôle essentiel dans la formation des agglomérations, comme le souligne la théorie en économie géographique : associés à des processus cumulatifs, ils conduisent notamment à l'émergence d'une structure centre-périphérie des activités économiques (Krugman, 1991 ;

Fujita et Thisse, 2002). En conséquence, il nous semble important de privilégier un cadre théorique permettant de tester la présence ou non de rendements croissants.

La loi de Verdoorn (Verdoorn, 1949) permet précisément d'envisager une telle hypothèse. Cette loi relie, de manière linéaire, les taux de croissance de la productivité du travail (p) à ceux de l'output (q) dans le secteur manufacturier pour un ensemble d'économies. La spécification de base est donnée par :

$$p = b_0 + b_1q + \varepsilon \quad (1)$$

où b_0 et b_1 sont les paramètres inconnus à estimer et ε est un terme d'erreur possédant les propriétés habituelles. Le paramètre b_1 est appelé le coefficient de Verdoorn. Une valeur positive de ce coefficient traduit la présence de rendements croissants (Fingleton et McCombie, 1998 ; Fingleton, 2001).

Les études réalisées dans le cadre de la loi de Verdoorn au niveau régional concluent en faveur de la présence de rendements croissants ¹, ce qui corrobore la pertinence de l'introduction des rendements croissants potentiels dans notre analyse (Casetti et Tanaka, 1992 ; Bernat, 1996 ; Fingleton et McCombie, 1998 ; Harris et Lau, 1998 ; Pons-Novell et Viladecans-Marsal, 1999 ; Leon-Ledesma, 2000) et le positionnement dans le cadre de la théorie de la croissance endogène. D'autres éléments de cette théorie sont introduits dans les spécifications économétriques dans la section suivante pour prendre en compte l'endogénéité du progrès technique.

L'évaluation des politiques régionales : revue de la littérature

D'après Ederveen *et al.* (2002), les études sur l'impact des politiques régionales peuvent être classées selon trois catégories : les cas d'étude, les modèles de simulations et les études économétriques. Ce sont les analyses économétriques qui estiment l'impact des politiques de développement régional de la manière la plus directe. Les résultats sont hétérogènes, ce qui a pour conséquence d'augmenter la confusion quant à l'impact de ces politiques. Certaines sont en faveur d'un effet positif des fonds, d'autres affirment que cet effet est conditionné à d'autres variables tandis que certains résultats concluent à l'absence d'impact significatif des fonds voire à un effet négatif.

¹ Voir Bernat (1996), McCombie *et al.* (2002) et Pons-Novell et Viladecans-Marsal (1999) pour des références d'études empiriques corroborant la relation à l'échelle des pays.

Parmi les études en faveur d'un impact positif, les résultats de Beugelsdijk et Eijfinger (2005) conduisent à l'impact le plus élevé des fonds mais ce résultat peut être lié au fait que leurs estimations sont réalisées à l'échelle nationale. En effet, des estimations à l'échelle régionale concluent à un impact positif mais très faible (Garcia-Solones et Maria-Dolores, 2001 ; Cappelen *et al.*, 2003 ; Bussoletti et Esposti, 2004). Rodriguez-Posé et Fratesi (2004) divisent les fonds selon les axes de soutien (l'agriculture et le développement rural, les affaires et le tourisme, l'éducation et le capital humain, les infrastructures, le transport et l'environnement) et concluent seulement à un effet pour un soutien dans l'éducation et le capital humain et dans l'agriculture. Cette approche par axe est aussi retenue par Fayolle et Lecuyer (2000). Ils ajoutent qu'à l'intérieur d'un pays aidé, ce sont les régions les plus riches qui tirent le meilleur parti des aides. L'aspect conditionnel de l'impact positif des fonds ressort aussi dans l'analyse d'Ederveen *et al.* (2006) : les fonds n'ont une efficacité que si les pays ont des bonnes institutions. Ces études sont donc peu optimistes quant à l'impact des fonds : ils ont au mieux un effet très modeste et souvent l'effet n'est positif que s'il est conditionné par d'autres variables. Dall'Erba et Le Gallo (2007), qui, à notre connaissance, sont les seuls à avoir utilisé une approche explicitement spatiale jusqu'à présent, sont encore plus pessimistes : ils concluent à un impact non significatif des fonds, que leur impact soit mesuré sur la région bénéficiaire ou sur ses voisines. De même, dans l'analyse de Puigcerver-Penalver (2004), si les fonds ont un impact positif sur la période 1989-1993, les fonds alloués sur la période 1994-1999 n'ont pas eu d'impact ou ont eu un impact négatif.

Ces résultats, parfois contradictoires, s'expliquent, en partie, par des différences d'échantillon, de période et de données disponibles. Face à ce manque d'unanimité des conclusions, nous proposons d'enrichir le débat en proposant une méthodologie nouvelle basée sur les apports et les critiques qui peuvent adressés aux études précédentes sur le traitement des fonds.

Tout d'abord, les études précédentes n'attachent pas toujours d'importance aux particularités des fonds qui sont engagés. A l'exception de Rodriguez-Pose et Fratesi (2004) et Puigcerver-Penalver (2004), les sommes allouées aux fonds structurels ne sont pas différenciées par objectifs. Ceci pose un problème étant donné la diversité des objectifs : si l'objectif 1 concerne les régions les moins favorisées, l'objectif 5 est destiné à l'adaptation des structures agricoles. Nous estimons qu'intégrer dans les estimations les sommes totales des fonds peut conduire à des biais compte tenu de leurs objectifs différenciés dans les

politiques de développement régional. Il nous apparaît donc nécessaire de tenir compte de la nature différenciée des fonds dans les estimations.

Ensuite, nous intégrons le fait qu'un projet n'est pas jamais entièrement financé par le budget de l'Union Européenne. La loi oblige qu'un cofinancement national ou régional accompagne les fonds alloués à un projet particulier. C'est le principe d'additionnalité : il permet de réduire l'incitation que pourraient avoir certaines régions à présenter des projets qui ne seraient pas viables. Cependant, ceci introduit un biais car toutes les régions n'ont pas les mêmes capacités de financement. Fayolle et Lecuyer (2000) et Dall'Erba (2005) ont mis en avant la capacité des régions riches de quadrupler voire de quintupler le montant des fonds régionaux qui leur sont attribués pour le financement d'un projet. Le montant total d'investissement dont bénéficient certaines régions « centres » peut donc être largement plus élevé que dans les régions périphériques les plus défavorisées, qui parviennent à peine à doubler le montant qui leur est donné. Dans les estimations mentionnées précédemment, seuls Fayolle et Lecuyer (2000) et Dall'Erba et Le Gallo (2007) prennent en compte ce phénomène alors que l'impact sur la réduction des inégalités n'est pas négligeable.

Enfin, nous abordons la question du décalage temporel pouvant exister entre le versement des fonds et l'impact de ces fonds. A notre connaissance, seuls Rodriguez-Pose et Frasetti (2004) ont analysé cette possibilité en incluant dans leur analyse un décalage temporel de sept ans dans leurs estimations. Cependant, leurs conclusions ne changent pas que le retard temporel soit inclus ou non.

Du point de vue économétrique, nous introduisons deux innovations. D'une part, les estimations sont effectuées à l'aide des techniques de l'économétrie spatiale (Jayet, 2001 ; Le Gallo, 2002). En effet, ces méthodes permettent de prendre en compte explicitement la dimension spatiale des activités économiques dans les modèles économétriques. Elles sont particulièrement adaptées à notre sujet puisqu'elles ont pour objectif le traitement de données localisées, c'est-à-dire les observations d'une variable mesurée en des localisations différentes. Par ailleurs, les techniques de l'économétrie spatiale présentent des propriétés intéressantes pour notre propos. D'une part, elles permettent de prendre en compte la géographie des régions européennes et non pas de les considérer comme des entités isolées. D'autre part, des effets de dépendance spatiale sous forme de débordements géographiques entre les régions peuvent être révélés. Si ces techniques sont de plus en plus utilisées dans les analyses de la convergence régionale (voir Abreu *et al.*, 2005 pour une revue de la littérature),

elles ne sont pas encore mobilisées dans les études sur l'impact des fonds à notre connaissance, hormis dans Dall'Erba et Le Gallo (2007).

D'autre part, une attention particulière doit être portée à l'endogénéité possible des variables explicatives. Concernant la variable explicative du modèle, le taux de croissance de l'output, Fingleton et McCombie (1998) et Fingleton (2002, 2004) ont montré qu'elle est susceptible d'être corrélée avec les termes d'erreurs du modèle. Par ailleurs, la plupart des fonds structurels (fonds objectif 1 qui représentent 68% des fonds totaux) sont alloués par rapport à un critère de niveau relatif de PIB régional mesuré trois années avant le début de la période de programmation. Par exemple, les fonds objectifs 1 alloués sur la période 1989-1993 dépendaient du niveau régional relatif de PIB sur la période 1985-1988. Par conséquent, ces fonds, utilisés comme variable explicative de la croissance, sont susceptibles d'être endogènes. L'endogénéité potentielle de ces variables dans les régressions doit par conséquent être testée à l'aide d'instruments appropriés. A notre connaissance, nous sommes les premiers à tester cette hypothèse qui a des implications importantes d'un point de vue économétrique. Ces différents aspects sont détaillés dans la section sur les résultats économétriques.

SPECIFICATION ECONOMETRIQUE, DONNEES ET MATRICE DE POIDS SPATIALE

Cette partie est consacrée à la présentation de la spécification économétrique que nous retenons dans notre analyse, les données que nous avons mobilisées et la matrice de poids que nous utilisons dans les estimations.

Spécification du modèle et données

Afin d'introduire les rendements croissants, nous faisons référence à la loi de Verdoorn. Cependant, dans sa forme initiale, cette loi s'avère trop simplificatrice et ne permet pas de caractériser l'endogénéité du progrès technique. De plus, la spécification de base ne permet de capter que la liaison entre le taux de croissance de la productivité du travail et le taux de croissance de l'output alors que d'autres facteurs peuvent influencer la croissance de l'output notamment au niveau régional. En conséquence, nous retenons la spécification de Fingleton (2000, 2001) dans laquelle le progrès technique dépend de débordements géographiques, de la diffusion des technologies et du niveau de capital humain des régions.

En supposant que le changement technique est proportionnel à l'accumulation du capital (sous la forme d'une croissance du capital par travailleurs) et que la croissance du capital par travailleur est égale à la croissance de la productivité, on a la relation suivante :

$$\lambda = \lambda^* + \Phi p + \varpi W p \quad (2)$$

où Φ et ϖ sont des coefficients et W est une matrice de poids spatiale qui capte les effets de débordement entre les régions, c'est-à-dire dans quelle mesure le taux de croissance de la productivité d'une région est affecté par celui des régions voisines. λ est proportionnel à la croissance de la productivité intra-régionale mais aussi extra-régionale (le terme de droite dans l'équation). La croissance de la productivité dans une région est conditionnée par celle des régions voisines du fait de l'existence d'effets de débordements *via* le progrès technique. Le terme λ^* dépend des conditions socio-économiques de chaque région à savoir le niveau initial de technologie et le niveau de capital humain de chacune des régions.

Le niveau initial de technologie est introduit au moyen d'un écart technologique entre chaque région et la région leader pour capter l'effet possible de diffusion de l'innovation d'une région à haut niveau de technologie vers une région à bas niveau de technologie. Ceci est basé sur les hypothèses suivantes. Tout d'abord, les différences dans les technologies impliquent des différences dans la productivité (Barro et Sala-i-Martin, 2004). Ensuite, les régions les plus avancées technologiquement connaissent une croissance *via* l'innovation alors que les régions accusant un retard technologique procèdent par imitation et adaptent les technologies de la région leader (Baumol, 1986). En conséquence, la diffusion technologique dans les régions en retard peut induire une croissance plus rapide dans ces régions et l'impact de la région leader est d'autant plus fort que l'écart technologique est grand (Abramovitz, 1986 ; Gomulka, 1987 ; Targetti et Foti, 1997).

Le capital humain est supposé, d'un côté, être une fonction croissante du niveau d'urbanisation dans la mesure où un stock de capital humain important est supposé favoriser l'innovation et par là même, la croissance de la productivité. D'un autre côté, le niveau de capital humain est une fonction négative du degré de périphérie dans la mesure où les régions périphériques sont peu peuplées et ont, en conséquence, moins de capital humain. De plus, elles sont aussi distinctes de par leur structure économique car elles sont plus orientées vers l'agriculture et technologiquement moins avancées (Baldwin, 1999 ; Baldwin et Martin, 2004).

L'introduction de ces éléments dans la spécification retenue permet non seulement d'introduire les concepts de la théorie de la croissance endogène mais aussi ceux de

l'économie géographique. En effet, les rendements croissants et les effets de débordement sont des concepts fondamentaux des deux courants théoriques (Englmann et Walz, 1995 ; Walz, 1996 ; Martin et Ottaviano, 1999 ; Baldwin et Forslid, 2000 ; Rezgui, 2004). Ainsi, la spécification apparaît pertinente pour étudier la croissance régionale dans le cadre de ces deux théories.

Après différents calculs arithmétiques, Fingleton (2000, 2001) propose d'estimer la spécification en coupe transversale suivante :

$$p = \varpi Wp + b_0 + b_1q + b_2G + b_3u + b_4l + \varepsilon \quad (3)$$

où p est le taux de croissance de la productivité du travail (en log) dans le secteur manufacturier ; q est le taux de croissance de l'output (en log) dans ce même secteur et ε est un terme d'erreur avec les propriétés habituelles. Les autres variables sont définies comme suit :

* G correspond à l'écart technologique (approximé par le différentiel de productivité du travail) à la période initiale entre chaque région de l'échantillon et la région leader.

* u est une mesure de l'urbanisation. Elle est mesurée par la densité de population et a pour objectif de capter l'effet de la densité de l'activité économique.

* l une mesure de la périphérie. Dans Fingleton (2001), la variable l mesure la distance géographique d'une région donnée par rapport à un point central (Luxembourg) pour refléter la structure centre-périphérie du système économique. Pour capter ce phénomène, nous préférons retenir comme mesure un indice d'accessibilité à une région (noté *acc*). Ces données, issues de Fürst *et al.* (2000), représentent un indicateur par route, rail et air pour chacune des régions considérées. Ces données ont été utilisées dans certaines études (par exemple, Spiekermann et Wegener, 1996 ; Vickerman *et al.*, 1999). Nous pensons qu'une mesure de l'accessibilité est plus riche qu'une pure distance géographique par rapport à une localisation centrale car cette mesure reflète les caractéristiques du réseau et du secteur des transports. Comme mentionné dans Dall'Erba and Le Gallo (2007), la relation entre les gains d'accessibilité et le développement économique requiert de plus amples investigations empiriques car les dépenses en infrastructures de transport représentent 30 % des sommes allouées aux fonds structurels.

Il convient enfin de noter que dans littérature en économétrie spatiale, cette spécification (3) correspond à un modèle autorégressif spatial, dans lequel le coefficient ϖ reflète la présence d'effets de débordement interrégionaux, c'est-à-dire que la croissance de la

productivité apparaissant dans des régions voisines (définies par la matrice de poids spatial W) affecte la croissance de la productivité (*via* le progrès technique) de la région considérée.

Les données sur la productivité manufacturière, l'output manufacturier, le niveau initial d'écart de productivité (qui est utilisé comme proxy de l'écart initial de technologie) et la densité (noté d) proviennent de la version la plus récente de la base de données « Cambridge Econometrics ». Elles couvrent la période 1989-2004. En 1989, l'Ile-de-France était la région avec le niveau le plus élevé de productivité dans le secteur manufacturier.

Nous étendons la spécification (3) afin d'évaluer l'impact des fonds structurels. Nous nous concentrons plus spécifiquement sur l'objectif 1 et 2 de ces fonds car ce sont les seuls sur la période 1989-1999 qui affectent la fonction de production et ils représentent, avec respectivement 68 % et 11 % du total des fonds, les deux objectifs les plus importants des politiques régionales. En effet, alors que les fonds de l'objectif 1 ont servi principalement à financer des infrastructures publiques dans les régions les plus défavorisées, la reconversion des régions affectées par les crises industrielles fut notamment financée par l'objectif 2.

En conséquence, la spécification que nous testons est la suivante :

$$p = \varpi Wp + b_0 + b_1q + b_2G + b_3d + b_4acc + b_5SF + \varepsilon \quad (4)$$

où SF est une matrice de variables explicatives qui est complétée de quatre manières différentes comme suit :

- (i) somme totale des fonds allouée à une région
- (ii) fonds structurels différenciés par objectif : objectif 1 et objectif 2
- (iii) coût total des projets financés (c'est-à-dire fonds structurels plus fonds additionnels)
- (iv) coût total des projets financés différenciés par objectif (c'est-à-dire fonds structurels correspondant à l'objectif 1 et 2 plus fonds additionnels).

La période d'étude couvre deux périodes de politiques régionales, 1989-1993 et 1994-1999. Les données sur les fonds proviennent de deux publications de la Commission, les rapports statistiques n°3 et 4 des interventions structurelles communautaires pour les données sur la période 1989-1993 (Commission Européenne, 1992a et b), et du 11^{ème} rapport annuel sur les fonds structurels pour les données 1994-1999 (Commission Européenne, 1999). Toutes les données sont en euros valeur 1995.

Notre échantillon est composé de 145 régions à l'échelle NUTS II (Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques) appartenant aux pays de l'UE des 12.

Matrice de poids

Les caractéristiques de la configuration géographique des régions européennes nous conduisent à ne pas utiliser pour nos études empiriques des matrices de contiguïté simple, la contiguïté se définissant par l'existence ou non d'une frontière commune entre deux régions. En effet, dans le contexte européen, la présence d'îles comme le Royaume-Uni ou l'Irlande conduirait à une matrice de poids qui inclurait des lignes et des colonnes composées de zéros pour celles-ci. Puisque les observations qui ne possèdent pas de connections sont éliminées dans les procédures d'estimations d'économétrie spatiale, la taille de l'échantillon et donc l'interprétation des résultats seraient affectées.

Aussi, nous privilégions une matrice de plus proches voisins (matrice k -plus proches voisins) dont la forme générale est définie de la façon suivante :

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } i = j, \forall k \\ w_{ij}^*(k) = 1 & \text{si } d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad \text{et } w_{ij}(k) = w_{ij}^*(k) / \sum_j w_{ij}^*(k) \quad (5)$$

où $w_{ij}^*(k)$ est un élément de la matrice de poids non standardisée, $w_{ij}(k)$ est un élément de la matrice standardisée en lignes et $d_i(k)$ est la valeur seuil définie pour chaque région i . Plus précisément, $d_i(k)$ est la plus petite distance d'ordre k entre les régions i et j , telle que la région i possède exactement k régions voisines. Afin d'assurer les connections entre les îles et le continent, il est nécessaire de prendre $k = 7$ au minimum. Les résultats sont présentés avec $k = 10$. Dans ce cas, le Royaume-Uni est connecté à l'Europe continentale, la Grèce à l'Italie et 24,28 % des plus proches voisins appartiennent à un pays différent du pays d'origine. Néanmoins, pour assurer la robustesse de nos résultats, nous avons également mis en œuvre les estimations pour $k = 7$ et $k = 15$.

Nous sommes conscients qu'une définition des relations interrégionales basée sur la distance géographique pourrait prêter à controverse. En effet, le commerce interrégional est plus souvent utilisé pour capter les effets de dépendance spatiale. Cependant, les données ne sont toujours pas disponibles au niveau régional en Europe. Des tableaux « input-output » ont bien été construits au niveau régional pour quelques pays (comme l'Espagne et la Hollande)

mais pas entre régions de pays différents. Par conséquent, l'économétrie spatiale apparaît comme une solution alternative permettant de tenir compte des effets de débordement entre toutes les régions de notre échantillon.

RESULTATS DES ESTIMATIONS ECONOMETRIQUES DE L'IMPACT DES FONDS ET MISE EN PERSPECTIVE

Dans un premier temps, nous présentons les résultats des estimations réalisées en les comparant avec les conclusions des études réalisées sur le sujet. Dans un second temps, nous apportons une discussion critique de ces résultats.

Etude et traitement de l'endogénéité des variables

Commençons par examiner le problème de l'endogénéité possible des différentes variables de fonds structurels dans la mesure où l'attribution des fonds n'est pas aléatoire mais dépend en partie du niveau relatif du PIB trois années avant le début d'une période de programmation. Tester et tenir compte de l'endogénéité est un problème difficile en économétrie appliquée d'une manière générale. Un instrument approprié doit être indépendant du terme d'erreur mais doit être corrélé suffisamment avec la variable endogène. Plusieurs instruments ont été construits (Dall'Erba et Le Gallo, 2007) que ce soit pour les fonds structurels et les coûts totaux, de manière globale ou différenciée par objectifs :

- * la distance par route par rapport à Bruxelles (en km) dans la mesure où la distribution spatiale des fonds suit une distribution centre-périphérie
- * le temps de trajet de la ville la plus peuplée de chaque région à Bruxelles
- * un quasi-instrument défini par une méthode en trois groupes présentée par Kennedy (2003) dans un contexte de mesure des erreurs et utilisée dans le contexte spatial par Fingleton (2003). Plus précisément, nous construisons une variable instrumentale qui prend les valeurs 1, 0 et -1 selon que les valeurs de la variable de départ sont dans le premier, le second ou le troisième tiers. Par construction, cet instrument est corrélé avec la variable endogène. Nous avons aussi construit la variable spatialement décalée pour cet instrument. Dans le contexte de la loi de Verdoorn, ces instruments ont été utilisés par Fingleton (2004).

Les résultats complets ne sont pas présentés ici pour des raisons de contrainte d'espace. Néanmoins, quelle que soit la spécification retenue et l'instrument choisi, le test d'Hausman ne rejette jamais l'hypothèse nulle d'exogénéité à 5%. Par conséquent, nous

pouvons utiliser la variable fonds structurels comme les études précédentes sur le sujet. Néanmoins, nous pensons qu'il est important de systématiquement tester ce risque.

Examinons à présent, le problème de l'endogénéité de la variable de la croissance de l'output manufacturier. Le problème a été soulevé par Fingleton et McCombie (1998) et Fingleton (2000 ; 2004). Dans nos estimations, nous avons étudié plusieurs possibilités de variables instrumentales pour la variable de croissance de l'output manufacturier :

- * le taux de croissance de l'output manufacturier pour la période antérieure 1980-1988 comme dans Fingleton et McCombie (1998).

- * la méthode des trois groupes définis précédemment

Les tests d'Hausman (tableau 1) impliquent que l'hypothèse nulle d'exogénéité doit être rejetée à 5 %. Pour le premier instrument, les tests ne sont jamais significatifs au niveau de significativité habituel mais comme le souligne Temple (1999), utiliser une variable décalée dans le temps comme instrument n'est pas sans poser problèmes. Aussi, nous préférons privilégier le second instrument et considérer que la variable croissance de l'output manufacturier est endogène.

Résultats des estimations

Les résultats des estimations pour le modèle autorégressif spatial (3) par la méthode des variables instrumentales sont reportés dans le tableau 2 pour la période 1989-2004 c'est-à-dire avec un décalage temporel. Comme indiqué précédemment, la variable q est instrumentée à l'aide de la méthode des trois groupes. Il convient également d'instrumenter la variable spatiale décalée Wp , qui est toujours corrélée avec le terme d'erreurs, quelle que soit la distribution de ce terme d'erreurs (Anselin, 1988 ; Le Gallo, 2002). Suivant la suggestion de Kelejian et Prucha (1998), nous utilisons comme instruments pour cette variable les décalages spatiaux des variables exogènes du modèle, c'est-à-dire WG , Wu et Wl .

Ces résultats sont similaires pour la période 1989-1999. Les résultats indiquent que les coefficients associés à l'écart technologique et à la densité sont significativement positifs pour chaque spécification tandis que le coefficient associé à l'accessibilité n'est pas significatif. Les coefficients de Verdoorn varient de 0,440 à 0,453 et sont significatifs, ce qui indique la présence de rendements croissants. Le coefficient correspondant au décalage spatial ϖ est positif et significatif, ce qui implique l'existence d'effets de débordement positifs entre les régions européennes : le taux de croissance de la productivité d'une région est positivement et significativement influencé par le taux de croissance de la productivité des régions voisines.

Le test du multiplicateur de Lagrange ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'une absence d'autocorrélation spatiale résiduelle au niveau des erreurs.

Les fonds structurels pris dans leur totalité comme les coûts totaux des projets affectent significativement mais négativement et faiblement la croissance, ce qui est comparable aux résultats trouvés par Ederveen *et al.* (2006). Cependant, lorsque ces variables intègrent les objectifs différenciés des fonds, les coefficients associés à l'objectif 1 sont significatifs, négatifs et faibles alors que les coefficients associés à l'objectif 2 ne sont pas significatifs. Ces résultats, obtenus en différenciant les fonds par objectif, sont semblables à ceux trouvés dans Rodriguez-Pose et Fraseti (2004). Par ailleurs, les résultats étant fournis avec un décalage dans le temps de 5 ans, il n'y a pas d'effet retardé des fonds structurels sur la croissance. Ce résultat est à rapprocher de ceux de Rodriguez-Pose et Fraseti (2004) : prendre en compte un délai de temps ne modifie pas les conclusions quant à l'impact des fonds.

Nous effectuons un test de robustesse des résultats afin de contrôler la présence possible d'hétérogénéité spatiale. L'hétérogénéité spatiale signifie que les comportements économiques ne sont pas stables dans l'espace. Dans un modèle de régression, l'hétérogénéité spatiale peut être reflétée par des coefficients qui varient, c'est-à-dire une instabilité structurelle, par des variances du terme d'erreur différentes entre observations, phénomène appelé hétéroscédasticité, ou par la combinaison des deux. L'instabilité structurelle provient du fait que les formes fonctionnelles et les paramètres varient selon leur localisation. L'hétéroscédasticité peut provenir de variables manquantes ou de toute autre forme de mauvaise spécification (Le Gallo, 2004).

Nous nous intéressons ici à la robustesse des résultats lorsque les régions sont organisées en plusieurs régimes. Différentes méthodes ont été proposées dans la littérature pour déterminer des régimes spatiaux. Nous utilisons ici la méthode des statistiques G-I* développée par Ord et Getis (1995) sur l'écart de productivité du travail par rapport à Groningen, la région leader en 1989². Ces statistiques conduisent à une division de notre échantillon en deux groupes, avec 78 régions « centres » et 67 régions « périphériques ». Comme on peut le voir sur la figure 1, les régions avec le plus fort écart de productivité en 1989 par rapport à Groningen étaient des régions périphériques (en Grèce, Italie, Espagne, Portugal, Irlande, certaines régions françaises et anglaises).

² La robustesse des résultats à d'autres méthodes de choix de régimes est laissée pour de futures recherches.

Les estimations précédentes ont été refaites pour analyser l'instabilité potentielle des coefficients : en d'autres termes, nous avons estimé un modèle pour chaque régime, soit deux modèles au total. A l'aide d'un test de Chow spatialement ajusté, il apparaît que l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients entre les régimes ne peut être rejetée. De plus, nous considérons une possible hétéroscédasticité en groupe suivant la forme :

$$\varepsilon \sim iid \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_c^2 I_{78} & 0 \\ 0 & \sigma_p^2 I_{67} \end{bmatrix} \right) \quad (6)$$

Les résultats des estimations (tableau 3) sont très similaires qualitativement et quantitativement aux résultats précédents.

Mise en perspective des résultats

Les résultats obtenus ne sont pas en faveur d'un impact positif des politiques de développement régional destinées à réduire les inégalités entre les régions européennes. Etant donné l'importance des fonds engagés, une mise en perspective de ce résultat pessimiste s'impose.

Premièrement, l'impact n'est évalué que cinq ans après l'attribution des fonds alors que les répercussions peuvent être plus longues à se concrétiser. Même si les résultats de Rodriguez-Pose et Frasetti (2004) vont dans le même sens que nos analyses en considérant un laps de temps de 7 ans, il est tout à fait possible qu'un délai supplémentaire soit nécessaire pour voir des effets bénéfiques apparaître.

Deuxièmement, l'amélioration des infrastructures de transport joue un rôle clé dans la politique de réduction des disparités régionales d'après la Commission européenne. Pour cette raison, elle attribue une part importante des fonds structurels et de cohésion à cet objectif. Le développement des infrastructures interrégionales de transport ont, par définition, un impact sur plusieurs régions en même temps (Venables et Gasiorek, 1999 ; Vickerman *et al.*, 1999). Cependant, les effets du développement des infrastructures ne sont pas simples à évaluer : ils nécessitent de faire le lien entre les implications d'un changement d'accessibilité régionale et les changements de localisation spatiale des activités économiques.

L'absence d'infrastructures de transport empêche le développement d'un potentiel de croissance dans une région. Puisque les régions les moins bien dotées en infrastructures de transport sont aussi les régions les plus défavorisées, un effet bénéfique des infrastructures est attendu. Néanmoins, comme le souligne Puga (2002), les infrastructures ne permettent pas seulement à la périphérie d'atteindre le centre, la réciproque est vraie. En cela, les

infrastructures de transport permettent à la région « centre » d'accéder à un nouveau marché. L'effet devient alors plus incertain. Les régions périphériques ont généralement des coûts unitaires du travail moins élevés que les régions « centres », ce qui peut inciter les entreprises à s'y localiser. Néanmoins, l'économie géographique nous enseigne qu'il existe aussi des bénéfices au regroupement : si les coûts du regroupement en terme de coût de main d'œuvre notamment ne contrecarrent par les bénéfices à la proximité, l'attractivité du centre est renforcée. L'amélioration des infrastructures conduit à une réduction des coûts de transaction, ce qui permet aux entreprises de la région initialement favorisée de rester localisées dans cette région en servant à moindre coût les régions plus défavorisées (Martin et Rogers, 1995). Dans ce cas, l'effet des politiques de développement régional est alors contraire à celui attendu : le développement des infrastructures de transport ne conduit pas à un développement régional équilibré, il est même susceptible d'aggraver les disparités régionales déjà existantes (Martin et Rogers, 1995 ; Charlot et Lafourcade, 2000). Ainsi, l'accent mis dans les politiques de développement régional sur les infrastructures de transport peut expliquer nos résultats sur l'impact des fonds : les infrastructures de transport ne sont pas toujours un instrument efficace de réduction des disparités inter-régionales.

Troisièmement, bien que la Commission Européenne affiche clairement une volonté de réduction des inégalités, les aides attribuées ne sont pas nécessairement corrélées avec l'écart de développement ou le potentiel de développement des régions (Dall'Erba, 2005). En d'autres termes, si la réduction des inégalités constitue une priorité, elle n'est pas non plus l'unique objectif. Seul l'objectif 1 des fonds est vraiment destiné aux régions les plus défavorisées. L'objectif 2 concerne l'aide à la restructuration industrielle, l'objectif 3 la lutte contre le chômage de longue durée. Ils sont donc destinés à des régions autrefois prospères mais pas forcément les plus défavorisées. Quant aux objectifs 4 (adaptabilité de la force de travail), 5 (adaptation des structures agricoles) et 6 (aide aux régions peu denses), ils sont plus orientés vers la promotion de la cohésion sociale. En conséquence, la multiplicité des objectifs sur la période 1989-1999 peut avoir nuit à la réduction des inégalités.

D'une manière générale, il convient d'apprécier ces résultats avec prudence. Comme le mentionnent Ederveen *et al.* (2006), nous admettons que l'efficacité des fonds pourrait être mise en évidence sous des conditions que nous ne captions pas dans notre spécification, essentiellement pour des raisons de non-disponibilité de données. Par exemple, Ederveen *et al.* (2006) qui adoptent une approche nationale concluent que l'efficacité des fonds est conditionnelle à un ensemble de variables, telles que l'ouverture, la qualité institutionnelle,

etc., qui ne sont pas disponibles au niveau régional. Nous avons choisi d'adopter une approche régionale puisque c'est à ce niveau que les fonds structurels sont attribués.

CONCLUSION

Dans cet article, nous avons proposé une méthode d'estimation de l'impact des fonds dans un cadre théorique différent de celui habituellement retenu, à savoir celui de la théorie néoclassique de la croissance. En effet, les estimations intègrent les rendements croissants et les débordements géographiques, concepts clé des théories de la croissance endogène et de l'économie géographique. Par ailleurs, nous utilisons les techniques de l'économétrie spatiale adaptées au traitement de données localisées, nous prenons en compte les particularités des fonds engagés (différenciation par objectif et principe d'additionnalité), nous envisageons un effet décalé dans le temps et nous contrôlons l'endogénéité d'une variable explicative du modèle.

Tout d'abord, les estimations corroborent l'existence de rendements croissants, un rattrapage technologique entre les régions et un rôle positif de la densité régionale sur la productivité. Ensuite, la variable d'accessibilité n'a pas de rôle significatif. Enfin, l'impact des fonds structurels est significatif, mais négatif et très faible, même lorsque ceux-ci sont différenciés par objectif. Les résultats sont identiques quand nous considérons les fonds totaux qui représentent la somme des fonds structurels versés par les autorités européennes et les fonds régionaux et/ou nationaux.

Les résultats concernant l'accessibilité méritent de plus amples investigations. Avec une part importante des fonds régionaux dévolue aux infrastructures de transport, leur impact sur le développement régional devrait être plus spécifiquement analysé en fonction des variations de la demande par secteur (Lafourcade et Tropeano, 2000) et, en conséquence, en fonction des structures productives des régions. Par ailleurs, les résultats sur l'impact faible mais négatif des fonds doivent être interprétés avec prudence. En effet, leurs effets bénéfiques pourraient apparaître après une période plus longue que celle considérée dans cette analyse. Par ailleurs, la réduction du nombre d'objectifs avec la réforme de 2007 ainsi que la modification des mécanismes d'attribution et de gestion des subventions aux régions peuvent contrer les imperfections des politiques de développement régional menées jusqu'alors.

Tableau 1 : Résultats des tests d'Hausman pour le taux de croissance de l'output

	Modèle avec fonds structurels		Modèle avec coûts totaux	
	Fonds structurels totaux	Fonds structurels par objectif	Coûts totaux	Coûts totaux par objectif
1989-1999	5,072 (0,026)	5,494 (0,020)	4,832 (0,029)	6,205 (0,014)
1989-2004	5,843 (0,016)	6,900 (0,009)	5,610 (0,019)	7,270 (0,007)

Notes : $N = 145$ observations. Les probabilités critiques sont données entre parenthèses. La statistique individuelle d'Hausman d'exogénéité de la variable de croissance de l'output manufacturier est distribuée selon une loi du χ^2 avec 1 degré de liberté.

Tableau 2 : Résultats des estimations (VI) 1989-2004 ;
Modèle autorégressif spatial avec matrice de poids $k = 10$

	Modèle avec fonds structurels		Modèle avec coûts totaux	
	Fonds structurels totaux	Fonds structurels par objectif	Coûts totaux	Coûts totaux par objectif
Constante	-0,309 (0,050)	-0,384 (0,113)	-0,314 (0,047)	-0,372 (0,017)
Output	0,440 (0,000)	0,448 (0,000)	0,453 (0,000)	0,450 (0,000)
Ecart technologique	$4,1 \times 10^{-3}$ (0,000)	$4,3 \times 10^{-3}$ (0,000)	4×10^{-3} (0,000)	$4,2 \times 10^{-3}$ (0,000)
Densité	$7,2 \times 10^{-5}$ (0,001)	$7,6 \times 10^{-5}$ (0,001)	7×10^{-5} (0,002)	$7,5 \times 10^{-5}$ (0,001)
Accessibilité	$1,3 \times 10^{-5}$ (0,218)	$1,7 \times 10^{-5}$ (0,119)	$1,4 \times 10^{-5}$ (0,177)	$1,7 \times 10^{-5}$ (0,105)
Obj. 1	Total : $-4,9 \times 10^{-5}$ (0,007)	$-4,2 \times 10^{-5}$ (0,039)	Total : $-2,3 \times 10^{-5}$ (0,008)	$-2,2 \times 10^{-5}$ (0,030)
Obj. 2		$1,2 \times 10^{-4}$ (0,614)		$2,8 \times 10^{-4}$ (0,685)
Décalage spatial	0,456 (0,029)	0,516 (0,020)	0,489 (0,022)	0,505 (0,025)
σ^2	0,169	0,170	0,169	0,170
Sq. corr	0,557	0,553	0,558	0,554
LMERR	0,158 (0,691)	0,421 (0,516)	0,295 (0,587)	0,344 (0,558)

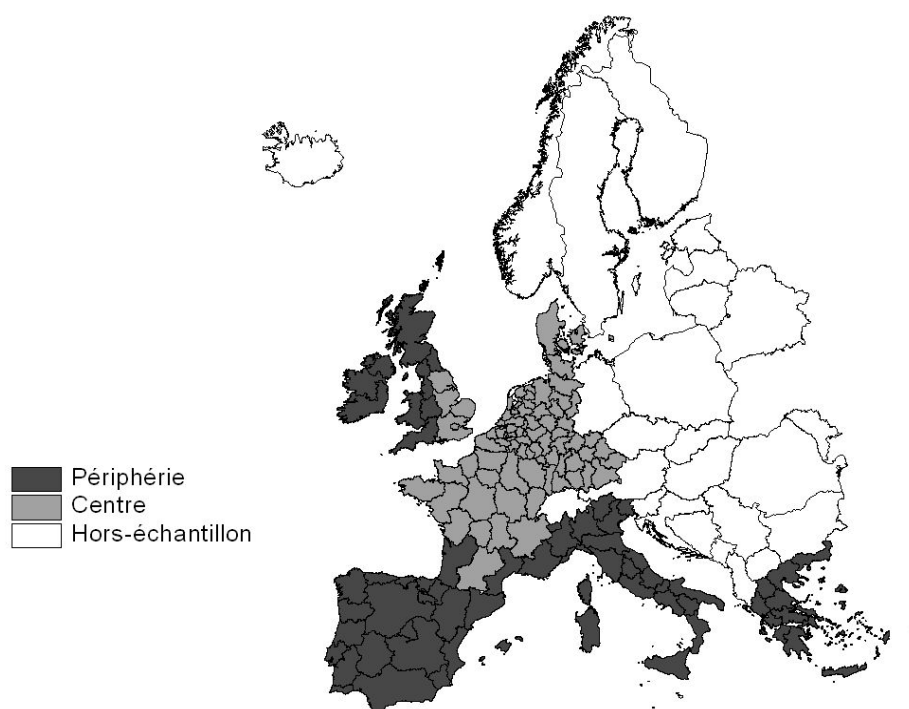
Notes : $N = 145$ observations. Les probabilités critiques sont données entre parenthèses. VI indique l'utilisation de la méthode des variables instrumentales. Sq. Corr. est la corrélation au carré entre les valeurs observées et prévues. LMERR est le test du multiplicateur de Lagrange pour une autocorrélation spatiale résiduelle des erreurs. La statistique LMERR est distribuée selon une loi du χ^2 avec 1 degré de liberté.

Tableau 3 : Résultats des estimations (VI) 1989-2004 ;
Modèle autorégressif spatial avec matrice de poids $k = 10$ et hétéroscédasticité en groupe

	Modèle avec fonds structurels		Modèle avec coûts totaux	
	Fonds structurels totaux	Fonds structurels par objectif	Coûts totaux	Coûts totaux par objectif
Constante	-0,312 (0,042)	-0,390 (0,009)	-0,322 (0,036)	-0,377 (0,013)
Output	0,455 (0,000)	0,467 (0,000)	0,469 (0,000)	0,465 (0,000)
Ecart technologique	4×10^{-3} (0,000)	$4,2 \times 10^{-3}$ (0,000)	$3,9 \times 10^{-3}$ (0,000)	$4,1 \times 10^{-3}$ (0,000)
Densité	$7,2 \times 10^{-5}$ (0,002)	$7,6 \cdot 10^{-5}$ (0,001)	$7,1 \times 10^{-5}$ (0,002)	$7,5 \times 10^{-5}$ (0,001)
Accessibilité	$1,4 \times 10^{-5}$ (0,182)	$1,7 \times 10^{-5}$ (0,103)	$1,5 \times 10^{-5}$ (0,145)	$1,7 \times 10^{-5}$ (0,093)
Obj. 1	Total : $-4,7 \times 10^{-5}$ (0,005)	$-4,1 \times 10^{-5}$ (0,029)	Total : $-2,2 \times 10^{-5}$ (0,005)	$-2,1 \times 10^{-5}$ (0,019)
Obj. 2		$6,7 \times 10^{-5}$ (0,768)		$7,3 \times 10^{-5}$ (0,911)
Décalage spatial	0,460 (0,018)	0,539 (0,009)	0,500 (0,012)	0,528 (0,012)
σ_{centre}^2	0,023	0,022	0,022	0,023
$\sigma_{périphérie}^2$	0,031	0,031	0,031	0,031
Sq. corr	0,558	0,553	0,559	0,555

Notes : $N = 145$ observations. Les probabilités critiques sont données entre parenthèses. VI indique l'utilisation de la méthode des variables instrumentales. Sq. Corr. est la corrélation au carré entre les valeurs observées et prévues.

Carte 1 : Partition en deux groupes de l'échantillon selon les statistiques G-I*



BIBLIOGRAPHIE

- Abramovitz, M., 1986. Catching up, forging ahead, and falling behind, *Journal of Economic History*, 43, 385-406.
- Abreu, M., de Groot, H.L.F, Florax, R.J.G.M., 2005. Space and growth: a survey of empirical evidence and methods, *Région et Développement*, 21, 12-43.
- Aghion, P., Howitt, P., 1998. *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, Cambridge, MA.
- Amable, B., 1999. Un survol des théories de la croissance endogène, dans : Beine, M., Docquier, F., (éds.), *Croissance et Convergence Economique des Régions*, De Boeck Université, Bruxelles.
- Anselin, L., 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Baldwin, R.E., 1999. Agglomeration and endogenous capital, *European Economic Review*, 43, 253-280.
- Baldwin, R.E., Forslid, R., 2000. The core-periphery model and endogenous growth: stabilizing and destabilizing integration, *Economica*, 67, 307-324.
- Baldwin, R.E, Martin, P.J., 2004. Agglomeration and regional growth, dans : Henderson, J.V., Thisse, J.-F., (éds) *Handbook of Urban and Regional Economics: Cities and Geography*, Elsevier, Amsterdam.
- Baumol, W.J., 1986. Productivity growth, convergence and welfare: what the long-run data show, *American Economic Review*, 76, 1072-1085.
- Barro, R.J., Sala-I-Martin, X., 1991. Convergence across states and regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 107-182.
- Barro, R.J., Sala-I-Martin, X., 2004. *Economic Growth*, MIT Press, Cambridge, MA (Second Edition).
- Bernat, G.A., 1996. Does manufacturing matter? A spatial econometric view of Kaldor's laws, *Journal of Regional Science*, 36, 463-477.
- Beugelsdijk, M., Eijffinger, S., 2005. The effectiveness of structural policy in the European Union: an empirical analysis for the EU-15 in 1995–2001, *Journal of Common Market Studies*, 43, 37-51.
- Bussoletti, S., Esposti, R., 2004. Regional convergence, structural funds and the role of agriculture in the European Union. A panel-data approach, *Working paper, dept. of Economics, University of Marche, Italy*.

- Cappelen, A., Castellacci, F., Fagerberg, J., Verspagen, B., 2003. The impact of EU regional support on growth and convergence in the European Union, *Journal of Common Market Studies*, 41, 621-644.
- Casetti, E., Tanaka, K., 1992. The spatial dynamics of Japanese manufacturing productivity: an empirical analysis by expanded Verdoorn equations, *Papers in Regional Science*, 71, 1-13.
- Charlot, S., Lafourcade, M., 2000. Infrastructures publiques, coûts de transport et croissance régionale, dans : Baumont, C., Combes, P.-P., Derycke, P.-H., Jayet, H., (éds), *Economie géographique : les théories à l'épreuve des faits*, Economica, Paris, 143-177.
- Commission Européenne, 1992a. *Community Structural Interventions, Statistical Report n°3 (July)*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes.
- Commission Européenne, 1992b. *Community Structural Interventions, Statistical Report n°4 (December)*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes.
- Commission Européenne, 1999. *11th Annual Report on the Structural Funds*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes.
- Dall'erba, S., 2005. Distribution of income and regional funds in Europe 1989-1999: an exploratory spatial data analysis, *Annals of Regional Science*, 39, 121-148.
- Dall'erba, S., Le Gallo, J., 2007. Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric approach, *EUC Discussion Paper*, n°07-01, University of Arizona.
- Ederveen, S., de Groot, H.L.F., Nahuis, R., 2006. Fertile soil for structural funds? A panel data analysis of the conditional effectiveness of European cohesion policy, *Kyklos*, 59, 17-42.
- Ederveen, S., Gorter, J., de Mooij, R., Nahuis, R., 2002. Funds and games: the economics of european cohesion policy, *CPB working paper*, 1-103.
- Englmann, F.C., Walz, U., 1995. Industrial centers and regional growth in the presence of local inputs, *Journal of Regional Science*, 35, 3-27.
- Fayolle, J., Lecuyer, A., 2000. Croissance régionale, appartenance nationale et fonds structurels européens, un bilan d'étape, *La revue de l'OFCE*, 1-31.
- Fingleton, B., 2000. Spatial econometrics, economic geography, dynamics and equilibrium: a 'third way'? *Environment and Planning A*, 32, 1481-1498.
- Fingleton, B., 2001. Equilibrium and economic growth: Spatial econometric models and simulations, *Journal of Regional Science*, 41, 117-147.

- Fingleton, B., 2003. Models and simulations of GDP per inhabitant across Europe's regions: a preliminary view, dans : Fingleton, B., (éd.), *European Regional Growth*, Springer-Verlag, Berlin.
- Fingleton, B., 2004. Some alternative geo-economics for Europe's regions, *Journal of Economic Geography*, 4, 389-420.
- Fingleton, B., McCombie, J.S.L., 1998. Increasing returns and economic growth: some evidence for manufacturing from the European Union regions, *Oxford Economic Paper*, 50, 89-105.
- Fujita, M., Thisse, J.-F., 2002. *Economics of Agglomeration; Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Fürst, F., Shuermann, C., Spiekermann, K., 2000. ESPON Study Program on European Spatial Planning.
- Garcia-Solanes, J.G., María-Dolores, R., 2001. The impact of European structural funds on economic convergence in European countries and regions, dans : Meeusen, W., Villaverde, J., (éds.), *Convergence Issues in the European Union*, Edward Elgar Publishing, Cheltenham.
- Gomulka, S., 1987. Catching up, dans : Eatwell, J., Milgate, M., Newman, P., (éds.), *The New Palgrave. A Dictionary of Economics*, MacMillan, London.
- Harris, R.I.D., Lau, E., 1998. Verdoorn's law and increasing returns to scale in the UK regions, 1968-91: some new estimates based on the cointegration approach, *Oxford Economic Papers*, 50, 201-219.
- Jayet, H., 2001. Économétrie des données spatiales. Une introduction à la pratique, *Cahiers d'Économie et de Sociologie Rurale*, 58-59, 105-129.
- Kelejian, H.H., Prucha, I.R., 1998. A generalized spatial least squares procedure for estimating a spatial autoregressive model with autoregressive disturbances, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 17, 99-121.
- Kennedy, P., 2003. *A Guide to Econometrics, Fifth Edition*, Blackwell, Oxford.
- Krugman, P., 1991. Increasing returns and economic geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
- Lafourcade, M., Tropeano, J.-P., 2000. Choix de localisation, coûts de transport et asymétries régionales, *Revue Économique*, 51, 1463-1476.
- Le Gallo, J., 2002. Économétrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire, *Économie et Prévision*, 155, 139-158.

- Le Gallo, J., 2004. Hétérogénéité spatiale, principes et méthodes, *Economie et Prévision*, 162, 151-172.
- Leon-Ledesma, M.A., 2000. Economic growth and Verdoorn's law in Spanish regions, *International Review of Applied Econometrics*, 14, 55-69.
- Lucas, R.E., 1988. On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, 13-42.
- Martin, P.J., 2000. A quoi servent les politiques régionales européennes ? *Economie Internationale, La Revue du CEPII*, 81, 3-20.
- Martin, P.J., Ottaviano, G.I.P., 1999. Growing locations: industry location in a model of endogenous growth, *European Economic Review*, 43, 281-302.
- Martin, P.J., Rogers, C.A., 1995. Industrial location and public infrastructure, *Journal of International Economics*, 39, 335-351.
- McCombie, J.S.L., Pugno, M., Soro, B., 2002. *Productivity Growth and Economic Performance. Essays on Verdoorn's Law*, Palgrave-MacMillan, Basingstoke.
- Ord, J.K., Getis, A., 1995. Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application, *Geographical Analysis*, 27, 286-305.
- Pons-Novell, J., Viladecans-Marsal, E., 1999. Kaldor's law and spatial dependence: Evidence from the European regions, *Regional Studies*, 33, 443-451.
- Puga, D., 2002. European regional policy in light of recent location theories, *Journal of Economic Geography*, 2, 372-406.
- Puigcerver-Peñalver, M.-C., 2004. The impact of structural funds policy on European regions growth. A theoretical and empirical approach, *Paper presented at the XXIX Simposio de Análisis Económico*, University of Navarra, Spain, December 16-18, 2004.
- Quah, D., 1996. Empirics for economic growth and convergence, *European Economic Review*, 40, 1353-1375.
- Rezgui, S., 2004. Localisation géographique, commerce international et diffusion des connaissances technologiques, *Economie Internationale*, 97, 129-144.
- Rodriguez-Pose, A., Fratesi, U., 2004. Between development and social policies: the impact of European structural funds in objective 1 regions, *Regional Studies*, 38, 97-113.
- Romer, P., 1986. Increasing returns and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- Sapir, A., Aghion, P., Bertola, G., Hellwig, M., Pisani-Ferry, J., Rosati, D., Vinals, J., Wallace, H., 2003. *An Agenda for a Growing Europe*, Office des Publications Officielles des Communautés Européennes, Luxembourg.

- Spiekermann, K., Wegener, M., 1996. Trans-European Networks and unequal accessibility in Europe, *European Journal of Regional Development (EUREG)* 4, 35-42.
- Targetti, F., Foti, A., 1997. Growth and productivity: a model of cumulative growth and catching up, *Cambridge Journal of Economics*, 21, 27-43.
- Temple, J., 1999. The new growth evidence, *Journal of Economic Literature*, 37, 112-156.
- Venables, A., Gasiorek, M., 1999. Evaluating regional infrastructure: a computable equilibrium approach, dans : *Study of the Socio-economic Impact of the Projects Financed by the Cohesion Fund – A Modelling Approach*, vol. 2, Office for Official Publications of the European Communities, Luxembourg.
- Verdoorn, P.J., 1949. Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro, *L'Industria*, 1, 3-10.
- Vickerman, R., Spiekermann, K., Wegener, M., 1999. Accessibility and economic development in Europe, *Regional Studies*, 33, 1-15.
- Walz, U., 1996. Transport costs, intermediate goods, and localized growth, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 671-695.