

Un regard nouveau sur les politiques de développement régional en Europe *

Sandy Dall'erba
Dept. of Geography and Regional Development
University of Arizona
Harvill Building Box #2
Tucson, AZ 85721, USA

Rachel Guillain
Laboratoire d'Economie et de Gestion
Pôle d'Économie et de Gestion
B.P. 21611
21066 Dijon Cedex, France

Julie Le Gallo
Centre de Recherche sur les Stratégies Économiques
Université de Franche-Comté
45D, avenue de l'Observatoire
25030 Besançon Cedex, France

Introduction

Les politiques de développement régional de l'Union européenne (UE) trouvent leur origine dans les différentes phases d'élargissement. En effet, l'entrée de nouveaux pays dans l'UE s'est traduite par un accroissement des disparités de PIB par tête. Ces différences de développement sont jugées inacceptables par les autorités européennes tant pour des raisons d'équité que pour assurer le bon fonctionnement des politiques communes. Aussi, les politiques de développement régional sont utilisées comme un instrument permettant le développement des régions en retard économiquement et la réduction des inégalités. Sur 1989-1999, près de 250 milliard d'euros ont été consacrés aux politiques de développement

* 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.

régional soit un tiers du budget de l'UE. Le rattrapage de l'Espagne, du Portugal et de l'Irlande est souvent cité en exemple pour montrer l'efficacité de ces politiques : principaux bénéficiaires des fonds régionaux, ils convergent vers la moyenne européenne du niveau de PIB par habitant dix ans après leur adhésion. Cependant, l'utilité et le bien fondé de ces politiques font également l'objet d'une remise en question. En effet, les disparités régionales augmentent 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. Ceci 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. Le coût budgétaire direct des fonds apparaît alors très élevé, comme le mentionnent les économistes du rapport Sapir (2003). Au contraire, d'autres considèrent ce budget trop faible au regard des disparités régionales.

Dans ce contexte, il est nécessaire d'évaluer la capacité des politiques régionales à réduire les disparités. Plus précisément, il convient d'approfondir les études empiriques sur le sujet car les conclusions actuelles ne sont pas unanimes voire contradictoires.

Ainsi, notre approche se démarque des travaux antérieurs qui se situent dans le cadre de la croissance néoclassique (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. L'introduction de ces quatre éléments différencie cette étude de celles menées par Dall'erba et Le Gallo (2008a, b) et Dall'erba et al (2008). Enfin, nous mobilisons les outils de l'économétrie spatiale afin d'intégrer dans les estimations la localisation relative des régions et les effets de débordement entre ces dernières. Le plan de cet article est le suivant. Premièrement, les cadres théorique et empirique dans lesquels s'inscrit notre analyse sont expliqués. Deuxièmement, nous présentons la spécification économétrique retenue, les données et la matrice de poids. Troisièmement, les résultats sont analysés et mis en perspective. Une dernière section conclut.

Cadre d'analyse de l'impact des politiques régionales

Sur la période 1989-1999, les politiques de développement régional se sont articulées autour de cinq objectifs prioritaires. L'objectif 1 est dédié au développement des régions les plus pauvres ; l'objectif 2 finance la reconversion des régions affectées par les crises industrielles ; l'objectif 3 vise à réduire le chômage de longue durée ; l'objectif 4 s'attache à améliorer l'adaptabilité des travailleurs ; l'objectif 5 a pour fonction de promouvoir les zones rurales. Les objectifs 1 et 2 sont les plus importants des politiques régionales, avec respectivement 68 % et 11 % du total des fonds.

La plupart des fonds structurels 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 ailleurs, la loi oblige qu'un cofinancement national ou régional accompagne les fonds alloués à un projet. C'est le principe d'additionnalité : il permet de réduire l'incitation que pourraient avoir certaines régions à présenter des projets non viables. Cependant, ceci introduit un biais. Fayolle et Lecuyer (2000), Dall'Erba (2005) et Dall'erba et Le Gallo (2008a) ont mis en avant la capacité des régions riches à quadrupler voire à quintupler le montant des fonds régionaux attribués. Le montant total d'investissement dont bénéficient certaines régions « centres » peut donc être largement plus élevé que celui dont jouissent les régions périphériques les plus défavorisées, qui double à peine le montant qui leur est donné (Dall'erba 2005).

Après plus de dix années de soutien aux régions défavorisées, force est de constater que l'objectif de cohésion fixé par la Commission Européenne n'a effectivement pas été atteint. En effet, la pauvreté de nombreuses régions périphériques (Mezzogiorno, régions grecques, régions du Sud de l'Espagne) persiste et les disparités à l'intérieur de certains pays membres s'aggravent (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.

Rendements croissants, théories de la croissance et économie géographique

À l'exception de Fayolle et Lecuyer (2000) et 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.

Nous privilégions une approche basée sur les arguments de la théorie de la croissance endogène et de l'économie géographique. La croissance endogène lève 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). 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 de rendements croissants. De plus, nous souhaitons vérifier quel résultat ressort dans l'estimation de l'impact des fonds lorsque la présence de rendements croissants est incluse. Les fonds structurels agissent directement dans la fonction de production puisqu'ils favorisent le développement du capital humain régional (éducation, programme de reconversion) et du capital privé et public régional (infrastructures de transport, de

télécommunication),¹ eux-mêmes à l'origine de rendements croissants, comme le soulignent les deux approches théoriques ci-dessus.

La loi de Verdoorn (1949) permet 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 :

$$p = b_0 + b_1 q + \varepsilon \quad (1)$$

où b_0 et b_1 sont les paramètres inconnus à estimer et ε est un terme d'erreurs tel que $\varepsilon \sim iid(0, \sigma^2)$. Le paramètre b_1 est appelé le coefficient de Verdoorn pour lequel une valeur positive traduit la présence de rendements croissants (Fingleton et McCombie 1998). Cette spécification sera étendue pour prendre en compte l'endogénéité du progrès technique.

L'impact des fonds structurels : revue de la littérature

Les résultats des estimations économétriques visant à évaluer l'impact des fonds structurels sont hétérogènes, ce qui augmente la confusion quant à l'effet des politiques. Certaines sont en faveur d'un effet positif des fonds (Beugelsdijk et Eijfinger 2005 ; Garcia-Solones et Maria-Dolores 2001 ; Cappelen et al 2003 ; Bussoletti et Esposti 2004), d'autres affirment que cet effet est conditionné à d'autres variables (Ederveen et al 2006) tandis que certains résultats concluent à l'absence d'impact significatif des fonds voire à un effet négatif (Dall'Erba et Le Gallo 2008a ; Puigcerner-Penalver 2004).

Ces résultats 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 une méthodologie nouvelle basée sur les apports et les critiques qui peuvent adressées aux études précédentes sur le traitement des fonds.

Tout d'abord, les études précédentes, à l'exception de Rodriguez-Pose et Fratesi (2004) et Puigcerner-Penalver (2004), n'attachent pas d'importance à la diversité des objectifs auxquels les fonds engagés répondent. Cependant, nous estimons qu'intégrer dans les estimations les sommes totales des fonds peut conduire à des biais compte tenu de leurs objectifs différenciés. Ensuite, nous intégrons le principe d'additionnalité. Enfin, nous abordons la question du décalage temporel pouvant exister entre le versement des fonds et l'impact de ces fonds. L'introduction d'un décalage temporel repose sur l'idée que les investissements publics n'ont pas nécessairement un impact immédiat sur la croissance régionale. Bien que l'effet sur la demande puisse se produire à court terme (augmentation de la demande de travailleurs ou de produits intermédiaires

1. 50% des fonds de l'objectif 1 ont financé des infrastructures publiques de transport et environnementales, 23% ont financé de l'aide au capital privé et 13% ont soutenu l'éducation (Rodriguez-Posé et Fratesi 2004).

pour la construction d'une infrastructure publique), les effets sur l'offre sont potentiellement beaucoup plus longs à se concrétiser. Par exemple, une nouvelle infrastructure de transport ne conduit pas à des effets de délocalisation immédiatement ; les investissements dans le capital humain ne conduisent pas instantanément à de nouvelles technologies.

Du point de vue économétrique, deux caractéristiques de nos estimations doivent être soulignées. Premièrement, les estimations sont effectuées à l'aide des techniques de l'économétrie spatiale (Anselin 1988 ; Anselin et al 2004 ; Le Gallo 2002). En effet, ces méthodes permettent de prendre en compte explicitement la dimension spatiale des activités économiques dans les modèles économétriques. Les effets de dépendance spatiale sous forme de débordements géographiques entre les régions peuvent être alors révélés. Si ces techniques sont de plus en plus utilisées dans les analyses de la convergence régionale (Abreu et al 2005), elles ne sont pas encore mobilisées dans les études sur l'impact des fonds à notre connaissance, hormis dans Dall'Erba et Le Gallo (2008a, 2008b) et Dall'erba et al (2008).

Deuxièmement, 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 (2003, 2004) ont montré qu'elle est susceptible d'être corrélée avec les termes d'erreurs du modèle. Par ailleurs, les fonds sont utilisés comme variable explicative de la croissance et sont susceptibles d'être endogènes étant donné leur mode d'attribution par rapport au PIB des trois dernières années. L'endogénéité potentielle de ces variables dans les régressions doit par conséquent, être testée à l'aide d'instruments appropriés. Seuls Dall'erba et Le Gallo (2008a) et Dallerba *et al* (2008) se sont penchés sur ce point jusqu'à présent. Ces différents aspects sont détaillés dans la section sur les résultats économétriques.

Spécification économétrique, données et matrice de poids spatiale

Spécification du modèle et données

Dans sa forme initiale, la loi de Verdoorn s'avère trop simplificatrice et ne permet pas de caractériser l'endogénéité du progrès technique. 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 travailleur) et que la croissance du capital par travailleur est égale à la croissance de la productivité, on a la relation suivante :

$$\lambda = \lambda^* + \Phi p + \bar{\omega} Wp \quad (2)$$

où 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) ; Φ et $\bar{\omega}$ sont des coefficients à estimer et W est une matrice de poids spatiale spécifiant les liens de voisinage entre les régions. Le coefficient $\bar{\omega}$ permet de capter 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 (Φp) mais aussi extra-régionale ($\bar{\omega} W p$). 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 niveau initial de technologie (λ^*) est introduit au moyen d'un écart technologique, approché par le différentiel 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.

Le capital humain est supposé, d'une part, être une fonction croissante du niveau d'urbanisation car un stock de capital humain important est supposé favoriser l'innovation et donc la croissance de la productivité. D'autre part, le niveau de capital humain est une fonction négative du degré de périphérie : 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).

Les rendements croissants et les effets de débordement étant des concepts fondamentaux de la théorie de la croissance endogène et de l'économie géographique (Englmann et Walz 1995 ; Martin et Ottaviano 1999 ; Baldwin et Forslid 2000), 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 :

$$p = \bar{\omega} W p + b_0 + b_1 q + b_2 G + b_3 u + b_4 l + \varepsilon \quad (3)$$

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'erreurs tel que $\varepsilon \sim iid(0, \sigma^2)$. Les autres variables sont définies comme suit :

- G correspond à l'écart technologique (approché par le différentiel de productivité du travail) à la période initiale entre chaque région de l'échantillon et la région leader. Dans un cadre endogène, les régions avec un retard technologique connaissent une croissance de la productivité plus faible que les régions développées. Cependant, cet effet est incertain puisque les fonds structurels sont principalement alloués aux régions défavorisées.
- u est une mesure de l'urbanisation. Elle est mesurée par la densité de population en 1989 et a pour objectif de capter l'effet de la densité de

l'activité économique.

- l est 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. Nous préférons retenir comme mesure un indice d'accessibilité à une région (noté acc)². Ces données, issues de Fürst et al (2000), représentent un indicateur par route, rail et air pour chacune des régions considérées. A notre avis, une mesure de l'accessibilité est plus riche qu'une pure distance géographique car elle reflète les caractéristiques du réseau et du secteur des transports.

Il convient enfin de noter qu'en économétrie spatiale, cette spécification (3) correspond à un modèle autorégressif spatial, dans lequel le coefficient $\bar{\omega}$ 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 base de données « Cambridge Econometrics » couvrant la période 1989-2004. En 1989, Groningen (aux Pays-Bas) 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 sur les objectifs 1 et 2 de ces fonds car ce sont les plus importants et les seuls qui affectent la fonction de production. En conséquence, la spécification que nous testons est la suivante :

$$p = \bar{\omega}Wp + b_0 + b_1q + b_2G + b_3d + b_4acc + b_5SF + \varepsilon \quad (4)$$

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 différence entre les cas (I)-(II) et (III)-(IV) est importante puisque les deux premiers correspondent à l'effort de cohésion des autorités européennes, alors que

2. Moyenne arithmétique des indices régionaux d'accessibilité par route, rail et air (Fürst et al 2000).

les deux suivants représentent l'investissement *réel* réalisé dans les régions européennes pour promouvoir leur cohésion. Puisque les régions développées ont moins de difficultés à accompagner les fonds européens, l'écart entre régions dans les montants (III)-(IV) est moindre que dans les montants (I)-(II).

La période d'étude couvre deux périodes de politiques régionales, 1989-1993 et 1994-1999. Les données sur les fonds proviennent des 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. Bien que certains fonds structurels soient alloués à un niveau spatial plus fin, nous utilisons ce niveau d'agrégation suite à l'absence de disponibilité de données plus détaillées. De plus, les données disponibles sur les fonds ne nous permettent pas d'élargir notre échantillon ou notre période d'estimation.

Matrice de poids

Nous mobilisons une matrice de plus proches voisins (matrice k -plus proches voisins) définie de la façon suivante :

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

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. $d_i(k)$ est la valeur seuil définie pour chaque région i : c'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 $k = 10$: le Royaume-Uni est alors 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. Pour assurer la robustesse de nos résultats, nous avons également mis en œuvre les estimations pour $k = 7$ et $k = 15$.

Résultats des estimations économétriques de l'impact des fonds et mise en perspective

Nous présentons les résultats des estimations réalisées en les comparant avec les conclusions des études réalisées sur le sujet³ puis nous apportons une discussion critique de ces résultats.

Étude et traitement de l'endogénéité des variables

Commençons par examiner le problème de l'endogénéité possible des différentes variables de fonds structurels. Plusieurs instruments ont été construits 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). Une variable instrumentale est construite prenant 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. La variable spatialement décalée pour cet instrument est aussi construite. Ces instruments ont été utilisés par Fingleton (2004).

Les résultats complets ne sont pas présentés 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, 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). 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 (Fingleton et McCombie 1998),
- la méthode des trois groupes définis précédemment.

Les tests d'Hausman (tableau 1) impliquent que l'hypothèse nulle d'exogénéité

3. Les estimations ont été mises en œuvre à l'aide des logiciels SpaceStat 1.91 (Anselin,1999) et Matlab 6.5.

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 : 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.

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 privilégions le second instrument et considérons que la variable croissance de l'output manufacturier est endogène. Afin de vérifier la qualité des instruments utilisés, nous avons mis en œuvre le test proposé par Stock et Yogo (2005). En effet, l'une des conditions requises pour l'estimation par la méthode des variables instrumentales est la corrélation entre la variable endogène et les instruments utilisés, l'inférence statistique étant affectée si les instruments sont faibles (c'est-à-dire si cette corrélation est faible). Stock et Yogo (2005) proposent un test de faiblesse des instruments et fournissent les valeurs critiques associées à ce test. Les résultats sont fournis dans le tableau 2 pour chacune des régressions et indiquent que l'hypothèse nulle de faiblesse des instruments est toujours rejetée. Nous avons également calculé, dans le second cas, le test de sur-identification de Sargan (tableau 2). L'hypothèse nulle ne peut pas être rejetée. Pour ces différentes raisons, nous considérons donc que ces instruments sont adaptés pour notre analyse.

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 (ils sont similaires pour la période 1989-1999). 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 $Wacc$.

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.

TABLEAU 2 Résultats des estimations (variables instrumentales) 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)
	0,169	0,170	0,169	0,170
Sq. corr	0,557	0,553	0,558	0,554
Test de Stock et Yogo (2005)	91,506 (0,000)	89,822 (0,000)	94,477 (0,000)	93,832 (0,000)
Test de Sargan	5,794 (0,122)	6,5461 (0,088)	7,483 (0,112)	6,779 (0,148)
LMERR	0,158 (0,691)	0,421 (0,516)	0,295 (0,587)	0,344 (0,558)

Notes : Les probabilités critiques sont données entre parenthèses. 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.

Les coefficients de Verdoorn varient de 0,440 à 0,453 et sont significatifs, ce qui indique la présence de rendements croissants. Cette valeur est très proche de 0,5 qui est souvent observé lorsque la loi de Verdoorn est appliquée à la croissance de la productivité du secteur manufacturier et la croissance de l'output. Cette relation implique que si la croissance de la productivité du travail augmente d'un point de pourcentage, la croissance de l'output augmente de 2,22 (=1/0,45) points de pourcentage.

Le coefficient correspondant au décalage spatial ω est positif et significatif, ce qui implique l'existence d'effets de débordement positifs entre les régions

européennes. 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, résultats semblables à 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 sont comparables à ceux obtenus dans Rodriguez-Pose et Fraseti (2004). Ils indiquent que les fonds structurels sont loin d'avoir favorisé la croissance en Europe : soit ils n'ont eu aucun impact sur la croissance régionale, soit ils ont eu un effet négatif. Cependant, il serait trop rapide d'en conclure que les fonds structurels ont été inutiles, voire contre-productifs, et que leur existence même devrait être reconsidérée. En l'absence de fonds structurels, les écarts auraient peut-être été encore plus importants.

Par ailleurs, 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). Nous avons également effectué un test de robustesse des résultats afin de contrôler la présence possible d'hétérogénéité spatiale en estimant la spécification (4) en intégrant une hétéroscédasticité en groupes sur les termes d'erreurs, avec deux groupes de régions, le « centre » et la « périphérie ». Les résultats des estimations sont très similaires qualitativement et quantitativement aux résultats précédents.⁴

Mise en perspective des résultats

Une mise en perspective de nos résultats pessimistes s'impose. Premièrement, l'impact n'est évalué que cinq ans après l'attribution des fonds. Même si les conclusions de Rodriguez-Pose et Fratesi (2004) sont similaires en considérant un décalage de 7 ans, il est 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 : les dépenses représentent 30 % des sommes allouées aux fonds structurels (Vickerman et al 1999 ; Venables et Gasiorek 1999). Les effets du développement des équipements routiers interrégionaux 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 réseaux de transport sont aussi les régions les plus défavorisées, un effet bénéfique est attendu. Cependant, les infrastructures permettent aussi à la région « centre » d'accéder à un nouveau marché. L'effet devient alors plus incertain. Les

4. Les résultats complets sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

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 termes de coût de main d'œuvre notamment, ne contrecarrent pas 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 est susceptible d'aggraver les disparités déjà existantes (Martin et Rogers 1995). Ainsi, l'accent mis sur les infrastructures de transport peut expliquer nos résultats sur l'impact des fonds : celles-ci ne sont pas toujours un instrument efficace de réduction des disparités inter-régionales.

Troisièmement, bien que la Commission Européenne affiche 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. Les objectifs 2 et 3 sont destinés à des régions autrefois prospères mais pas forcément les plus défavorisées.

Les objectifs 4, 5 et 6 sont plus orientés vers la promotion de la cohésion sociale. Cette multiplicité des objectifs peut avoir nuit à la réduction des inégalités. D'une manière générale, il convient d'apprécier ces résultats avec prudence. L'efficacité des fonds pourrait être mise en évidence sous des conditions que nous ne captions pas, essentiellement pour des raisons de non-disponibilité de données. Par exemple, Ederveen et al (2006), à une échelle nationale, concluent que l'efficacité des fonds est conditionnelle à des variables telles que l'ouverture, la qualité institutionnelle, 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

Même si nos résultats sur l'impact des politiques de développement régional doivent être maniés avec prudence, ce manque d'efficacité conduit à s'interroger sur l'avenir de ces politiques. D'un côté, la réduction du nombre d'objectifs avec la réforme de 2007 ainsi que la modification des mécanismes d'attribution et de gestion des subventions peut contrer les imperfections des politiques de développement régional antérieures. Ces réformes peuvent conduire à un impact non contesté des politiques. D'un autre côté, l'accent mis sur les infrastructures de transport pose problème en tant qu'instrument de réduction des disparités. Etant donné le rôle des rendements croissants et la présence d'effets de débordement

entre les régions mis en évidence dans cet article, une opportunité pourrait être saisie par les autorités européenne d'investir plus dans l'éducation, volet important d'une politique de développement régional.

Bibliographie

- Abreu, M., H. de Groot, et R. Florax. 2005. "Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods". *Région et Développement*, 21 : 12-43.
- Aghion, P. et P. Howitt. 1998. *Endogenous Growth Theory*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- _____. 1999. *SpaceStat, A Software Package for the Analysis of Spatial Data*. Version 1.90, BioMedware, Ann Arbor.
- Anselin, L., R. Florax et S. Rey. 2004. *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*. Berlin: Springer-Verlag.
- Baldwin, R. 1999. "Agglomeration and Endogenous Capital". *European Economic Review*, 43 : 253-280.
- Baldwin, R. et R. Forslid. 2000. "The Core-Periphery Model and Endogenous Growth: Stabilizing and Destabilizing Integration". *Economica*, 67: 307-324.
- Baldwin, R. et P. Martin. 2004. "Agglomeration and Regional Growth", dans J. Henderson et J.-F. Thisse (éds). *Handbook of Urban and Regional Economics: Cities and Geography*. Amsterdam: Elsevier.
- Barro, R., et X. Sala-I-Martin. 1991. "Convergence Across States and Regions". *Brookings Papers on Economic Activity*, 1: 107-182.
- Beugelsdijk, M. et S. Eijffinger. 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. et R. Esposti. 2004. "Regional Convergence, Structural Funds and the Role of Agriculture in the European Union. A Panel-Data Approach". Working paper. Italy: Dept. of Economics, University of Marche.
- Cappelen, A., F. Castellacci, J. Fagerberg et B. Verspagen. 2003. "The Impact of EU Regional Support on Growth and Convergence in the European Union". *Journal of Common Market Studies*, 41: 621-644.
- Commission Européenne. 1992a. *Community Structural Interventions, Statistical Report n°3 (July)*. Office des Publications Officielles des Communautés Européennes.
- _____. 1992b. *Community Structural Interventions, Statistical Report n°4 (December)*. Office des Publications Officielles des Communautés Européennes.
- _____. 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'ërba, S. et J. Le Gallo,. 2008a. "Regional Convergence and the Impact of European Structural Funds Over 1989-1999: A Spatial Econometric Approach". *Papers in Regional Science*, 87: 505-525.
- _____. 2008b. "The Impact of EU Regional Support on Growth and Employment". *Czech Journal of Economics and Finance*, 57: 324-340.
- Dall'ërba, S., R. Guillaïn et J. Le Gallo. 2008. « Fonds structurels, effets de débordement géographique et croissance régionale en Europe ». *La Revue de l'OFCE*, 104: 241-270.
- Ederveen, S., H. de Groot, R. Nahuis. 2006. "Fertile Soil for Structural Funds? A Panel Data Analysis of the Conditional Effectiveness of European Cohesion Policy". *Kyklos*, 59: 17-42.
- Englmann, F. et U. Walz. 1995. "Industrial Centers and Regional Growth in the Presence of Local Inputs". *Journal of Regional Science*, 35: 3-27.
- Fayolle, J. et A. Lecuyer. 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.
- _____. 2001. "Equilibrium and Economic Growth: Spatial Econometric Models and Simulations". *Journal of Regional Science*, 41: 117-147.
- _____. 2003. "Models and Simulations of GDP per Inhabitant Across Europe's Regions: A Preliminary View", dans B. Fingleton (éd.). *European Regional Growth*. Berlin: Springer-Verlag.
- _____. 2004. "Some Alternative Geo-Economics for Europe's Regions". *Journal of Economic Geography*, 4: 389-420.
- Fingleton, B. et J. McCombie. 1998. "Increasing Returns and Economic Growth: Some Evidence for Manufacturing from the European Union Regions". *Oxford Economic Paper*, 50: 89-105.
- Fujita, M. et J.-F. Thisse. 2002. *Economics of Agglomeration; Cities, Industrial Location and Regional Growth*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fürst, F., C. Shuermann et K. Spiekermann. 2000. ESPON Study Program on European Spatial Planning.
- Garcia-Solanes, J. et R. María-Dolores. 2001. "The Impact of European Structural Funds on Economic Convergence in European Countries and Regions", dans W. Meeusen et J. Villaverde (éds.). *Convergence Issues in the European Union*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Kelejian, H. et I. Prucha. 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*. Oxford: Blackwell.
- Krugman, P. 1991. "Increasing Returns and Economic Geography". *Journal of Political Economy*, 99: 483-499.
- Le Gallo, J. 2002. « Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire ». *Economie et Prévision*, 155: 139-158.
- Lucas, R. 1988. "On the Mechanics of Economic Development". *Journal of Monetary Economics*, 22: 13-42.
- Martin, P. 2000. « A quoi servent les politiques régionales européennes ? ».

- Economie Internationale, La Revue du CEPII*, 81: 3-20.
- Martin, P. et G. Ottaviano. 1999. "Growing Locations: Industry Location in a Model of Endogenous Growth". *European Economic Review*, 43: 281-302.
- Martin, P. et C. Rogers. 1995. "Industrial Location and Public Infrastructure". *Journal of International Economics*, 39: 335-351.
- 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. Spain: University of Navarra, December 16-18.
- Rodriguez-Pose, A. et U. Fratesi. 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., P. Aghion, G. Bertola, M. Hellwig, J. Pisani-Ferry, D. Rosati, J. Vinals et H. Wallace. 2003. *An Agenda for a Growing Europe*, Luxembourg: Office des Publications Officielles des Communautés Européennes.
- Spiekermann, K. et M. Wegener. 1996. "Trans-European Networks and Unequal Accessibility in Europe". *European Journal of Regional Development (EUREG)* 4: 35-42.
- Stock, J. et M. Yogo. 2005. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", dans J. Stock et D. Andrews (éds.). *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas J. Rothenberg*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Temple, J. 1999. "The New Growth Evidence". *Journal of Economic Literature*, 37: 112-156.
- Venables, A. et M. Gasiorek. 1999. "Evaluating Regional Infrastructure: A Computable Equilibrium Approach". *Study of the Socio-Economic Impact of the Projects Financed by the Cohesion Fund – A Modelling Approach*, vol. 2. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Verdoorn, P. 1949. "Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro". *L'Industria*, 1: 3-10.
- Vickerman, R., K. Spiekermann et M. Wegener. 1999. "Accessibility and Economic Development in Europe". *Regional Studies*, 33: 1-15.