

FONDS STRUCTURELS, EFFETS DE DÉBOURDEMENT GÉOGRAPHIQUE ET CROISSANCE RÉGIONALE EN EUROPE *

Sandy Dall'erba

Département de géographie et de développement régional, Université d'Arizona, États-Unis

Rachel Guillain

Laboratoire d'économie et de gestion, Université de Bourgogne

Julie Le Gallo

Centre de recherche sur les stratégies économiques, Université de Franche-Comté

Les fonds structurels constituent l'un des instruments financiers de la politique régionale européenne les plus intensément utilisés afin de promouvoir la convergence entre les régions des pays membres de l'Union européenne. Cependant, de nombreuses divergences théoriques et empiriques existent dans la littérature quant à leur capacité à encourager la croissance économique des régions les plus défavorisées. Par conséquent, cet article se propose de procéder à des estimations complémentaires en intégrant des éléments nouveaux : tout d'abord, nous adoptons une approche par l'économétrie spatiale afin de prendre en compte de possibles effets de débordement géographique entre régions ; ensuite, nous intégrons l'impact des fonds additionnels fournis par les autorités régionales et nationales ; enfin, nous appliquons les méthodes d'estimation appropriées pour traiter du caractère endogène des fonds structurels. Nos résultats confirment que les fonds alloués sur la période 1989-1999 n'ont pas favorisé la convergence régionale, ce qui conforte la nécessité des réformes des fonds structurels effectuées depuis.

Mots clés : Croissance. Politiques régionales. β -Convergence. Europe. Économétrie spatiale.

* 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.

dallerba@email.arizona.edu
guillain@u-bourgogne.fr
jlegallo@univ-fcomte.fr

Malgré l'abondance de documents traitant des mécanismes d'allocation des fonds structurels, le nombre d'articles mesurant l'impact réel de ces fonds reste très limité. Dans une étude récente, Dall'erba *et al.* (2007) indiquent, en effet, que seulement douze études économétriques se sont penchées sur cette question jusqu'à présent. Ce constat, quelque peu surprenant lorsque l'on sait que près d'un tiers du budget européen est dévolu aux politiques de cohésion, est principalement dû aux difficultés liées à l'accès aux données de fonds structurels.

Le faible nombre de travaux empiriques sur le sujet ne constituerait pas nécessairement un problème si leurs résultats pointaient tous dans la même direction. Cependant, ceci n'est pas le cas. En effet, les travaux empiriques peuvent être séparés en deux classes distinctes : ceux qui soutiennent que les fonds ont un impact positif sur la croissance régionale, et ceux qui trouvent un impact non-significatif voire négatif. Par ailleurs, cette ambiguïté sur l'impact des fonds structurels est renforcée par les différences fondamentales entre les approches théoriques de la croissance sous-tendant les études empiriques. Si l'approche néoclassique stipule que soutenir l'investissement en capital physique dans les régions pauvres en capital conduit à une amélioration temporaire de leur croissance, la théorie de la croissance endogène précise qu'un tel investissement a un impact non seulement sur la croissance à court terme, mais aussi à long terme (Aschauer, 1989; Barro, 1990). Par ailleurs, l'absence de considération des deux approches précédentes concernant les effets de délocalisation suivant la mise en place de nouvelles infrastructures publiques, plus particulièrement de transport, est à l'origine du regain d'intérêt pour les théories de l'économie géographique. Ces dernières soulignent notamment que les investissements publics réduisant les coûts de transport (30 % des fonds structurels et 60 % des fonds de cohésion ont été attribués aux infrastructures de transport entre 1989 et 1999 (Dall'erba, 2005)) ont un impact ambigu sur la croissance régionale. En effet, leur impact dépend des caractéristiques intrinsèques de la région aidée, des modifications en termes d'accessibilité et de l'équilibre entre forces d'agglomération et de dispersion (Puga, 1999; Fujita et Thisse, 2002). L'impact final peut sembler contre-intuitif puisque, comme le souligne Molle (2007), une augmentation de l'accessibilité des régions pauvres rend également les firmes de cette région plus vulnérables à la concurrence des firmes des régions riches.

Afin de contribuer au débat sur l'efficacité des fonds structurels, notre article se propose de mesurer l'impact de leur allocation pendant les périodes 1989-1999 et 1989-2004 sur la convergence régionale.

D'un point de vue économétrique, deux points nous semblent importants. Premièrement, nous utilisons les outils de l'économétrie spatiale afin de prendre en compte les effets de débordement géographique entre régions. De nombreuses études ont déjà souligné la présence d'effets spatiaux entre régions européennes (voir, par exemple, Fingleton 2003; Le Gallo et Ertur, 2003; Dall'erba, 2005; Le Gallo et Dall'erba, 2006) et, en l'absence de tableaux input/output au niveau régional en Europe, l'économétrie spatiale est une technique en mesure de confronter les avancées théoriques récentes de la croissance aux données. Deuxièmement, une attention particulière est portée à l'endogénéité possible des fonds structurels. En effet, le montant des fonds est relatif au niveau de PIB moyen d'une région avant le début d'une période de programmation. Par exemple, les fonds versés au titre de l'objectif 1 sont alloués aux régions dont le PIB par habitant était, en moyenne sur les trois années précédant 1989 (pour la période 1989-1993) ou 1994 (pour 1994-1999) à moins de 75 % de la moyenne européenne. S'il s'avère que les fonds sont une variable explicative endogène, des instruments appropriés doivent être mobilisés. Seuls Dall'erba et Le Gallo (2008) se sont penchés sur ce point jusqu'à présent.

Notre article s'organise comme suit : la section 1 souligne le degré d'hétérogénéité entre les douze études économétriques précédentes relatives à l'impact des fonds. Alors que la section 2 introduit le modèle de convergence et les effets spatiaux sur lesquels repose notre analyse, la section 3 décrit les données et notre échantillon. Les résultats de nos estimations économétriques apparaissent en section 4. Enfin, la section 5 conclut et propose quelques éléments de réflexion sur les politiques de cohésion en Europe.

I. L'évaluation des politiques régionales : comparer des pommes et des poires

La confusion sur l'impact réel des fonds provient des différences entre les résultats des estimations empiriques, comme l'indique le tableau 1, extrait de Dall'erba *et al.* (2007). Toutes sont des estimations économétriques de l'impact des fonds sur la croissance. Nous avons donc éliminé les deux autres types de méthodologie utilisée pour mesurer l'impact des fonds : d'une part, les études de cas car elles ne fournissent pas une mesure de l'impact *général* des fonds; d'autre part, les modèles input/output car (i) leurs résultats sont obtenus uniquement au niveau national, (ii) ils dépendent de nombreuses hypothèses incomparables entre études et (iii) ils ne considèrent pas les effets de délocalisation.

Parmi les études qui concluent à un impact positif des fonds, Beugelsdijk et Eijffinger (2005) trouvent l'impact moyen le plus élevé. Ils soulèvent alors la question du hasard moral et de l'effet de substitution dans la distribution des fonds. Cette question, développée précédemment par Ederveen *et al.* (2002), repose sur l'hypothèse que des régions bénéficient des fonds alors qu'elles ne devraient pas être éligibles du fait de la malveillance de leur dirigeant. Les fonds peuvent alors ne pas être utilisés efficacement. Néanmoins, leurs résultats révélant que les pays les plus corrompus n'utilisent pas forcément les fonds moins efficacement, le versement des fonds n'est pas remis en cause pour autant. La question de savoir à quel point leurs résultats sont biaisés par leurs observations au niveau national reste cependant ouverte. À cet égard, les fonds étant attribués au niveau régional, il semble plus logique d'estimer leur impact à ce niveau spatial. Cappelen *et al.* (2003), qui basent leurs estimations au niveau des régions NUTS I et II, concluent également à un impact significatif des fonds. Par ailleurs, les résultats sont en faveur d'une efficacité plus grande lorsque le soutien est alloué aux régions avec un bon environnement économique (faible chômage, capacités de R&D élevées). Par conséquent, les fonds sont les moins efficaces là où l'aide se fait le plus grandement sentir.

Rodriguez-Posé et Fratesi (2004) se penchent sur les régions éligibles à l'objectif 1 puisqu'elles reçoivent le montant des fonds le plus élevé. Leur approche est innovante au sens où ils se concentrent sur différents axes de développement et incluent un retard temporel de un à sept ans afin de tester si les investissements publics affectent la croissance régionale avec un décalage dans le temps. Ils concluent que, malgré la concentration de l'aide communautaire sur les infrastructures et, dans une moindre mesure sur le soutien aux entreprises, le rendement des engagements dans ces axes n'est pas significatif. Seuls les investissements dans l'éducation et le capital humain ont des effets positifs à moyen terme, ce qui confirme d'autres études récentes (voir, par exemple, Duranton and Monastiriotis, 2002) alors que le soutien à l'agriculture a seulement des effets de court terme sur la croissance.

L'hypothèse de conditionnalité de l'efficacité des fonds est davantage développée par Ederveen *et al.* (2006). Ils indiquent que les fonds structurels ne sont efficaces qu'à condition d'être alloués à des pays ayant « de bonnes institutions », définies d'après le degré d'ouverture du pays et la qualité directe des institutions. Leurs résultats corroborent ceux de Burnside et Dollar (2000) qui se concentrent sur l'aide aux pays en développement. En l'absence de données similaires au niveau régional en Europe, leurs résultats sont valables pour les pays de l'UE à 13 (EU à 15 moins l'Allemagne et le Luxembourg).

Les conclusions de Garcia-Solanes et María-Dolores (2001) soutiennent entièrement la poursuite de l'attribution de fonds. Leurs résultats, au niveau des régions et des pays, concluent, en effet, à un

impact significatif et positif des fonds sur la croissance. Notons, cependant, que le niveau des fonds structurels par habitant est la seule variable explicative considérée dans leur modèle, en dehors du niveau initial de PIB par habitant, variable habituellement prise en compte dans les estimations de convergence. Par conséquent, leurs résultats peuvent souffrir d'un biais de variables omises.

Ederveen *et al.* (2002) sont plus prudents avant de formuler leurs conclusions. Ils soulignent le fait que l'impact des fonds varie en fonction du type de convergence retenu. En d'autres termes, un modèle sans variable muette conduit à des résultats différents de ceux d'un modèle avec variables muettes régionales ou nationales. Alors que le premier aboutit à un effet significativement négatif des fonds, le deuxième aboutit à un effet non-significatif et le dernier indique un impact positif et significatif. Ils proposent trois explications au manque d'efficacité effective des fonds. Tout d'abord, rien n'empêche les gouvernements régionaux de choisir des projets qui remplissent les critères de l'UE mais qui ne stimulent pas forcément la croissance (recherche de rente ou *rent seeking*). Ensuite, les régions peuvent utiliser les fonds pour des projets faiblement productifs afin de garder la région dans la limite des critères d'élection aux fonds structurels (hasard moral). Enfin, ils trouvent qu'en moyenne pour chaque euro dépensé pour soutenir la cohésion, l'État retire 17 cents de son soutien au développement régional, comme si le développement régional était avant tout une affaire européenne (effet de substitution ou *crowding-out*). Ils ajoutent que ce phénomène se produit également lorsque l'UE finance des projets qui s'avèrent être des substituts proches d'investissements privés, ou lorsque les subventions réduisent la mobilité du travail, qui pourtant permettrait d'augmenter la cohésion.

Deux autres faiblesses institutionnelles dans l'attribution des fonds sont soulignées dans Dall'erba (2005) : la première réside dans le fait que ce n'est pas forcément une entreprise de la région cible qui est en charge du projet financé par les fonds, si bien qu'une part importante de la valeur ajoutée bénéficie directement à une autre région. La seconde repose sur le fait qu'un projet particulier n'est jamais mis en place sans un financement additionnel de la région cible ou du pays où elle se trouve. C'est le principe d'additionnalité, mis en place afin d'éviter que les régions proposent des projets non viables. Cependant, ce principe introduit un biais : les régions périphériques sont à peine capables de doubler l'aide communautaire, alors que les régions riches du nord de l'Espagne, par exemple, et de nombreuses régions-centres réussissent à fournir entre 2,5 et 6,4 fois le montant alloué par les fonds structurels (Dall'erba, 2005).

Une conclusion en faveur d'un impact négatif des fonds sur la croissance date de la toute première étude sur le sujet. En effet, Fagerberg et Verspagen (1996), qui se penchent sur la période 1980-1990 et utilisent

les Fonds européens de développement régional (FEDER) alloués sur la période 1985-1987, seules données disponibles à cette époque, concluent à un impact négatif des fonds alors qu'investir dans la Recherche et développement conduit à un impact positif et significatif.

Ce résultat est très similaire à celui de Dall'erba et Le Gallo (2007 ; 2008), deux des plus récentes études qui mesurent l'impact des fonds. Ils adoptent une approche basée sur l'observation que les niveaux régionaux de croissance (Le Gallo et Ertur, 2003 ; Le Gallo et Dall'erba, 2006) ainsi que l'allocation des fonds (Dall'erba, 2005) sont corrélés dans l'espace. Leur étude de 2008 conclut à un impact non-significatif des fonds dans les régions aidées alors qu'un exercice de simulation indique que seules les régions situées au coeur de l'Europe diffusent de la croissance à leurs régions voisines, quel que soit le montant des fonds structurels alloués. Ainsi, le montant limité, voire inexistant, des effets de débordement géographique entre régions périphériques est peut être une source de leur déficit de croissance. Les résultats de leur étude de 2007, où l'impact de chaque objectif de développement est pris en considération, sont plus mitigés. Certains fonds (objectif 1, 3 et 4, et les Initiatives communautaires) ont un impact significatif mais très faible dans les régions périphériques. La même conclusion reste vraie pour les coûts totaux des projets communautaires (qui cumulent les fonds alloués par la Commission et les aides additionnelles régionales ou nationales). Cela signifie qu'une approche dans laquelle les fonds structurels sont différenciés par objectif de cohésion conduit à des conclusions plus nuancées.

Cette approche par objectif de développement est également adoptée par Fayolle et Lecuyer (2000). Ils concluent qu'à l'intérieur d'un pays aidé, ce sont les régions les plus riches qui bénéficient le plus des fonds structurels. Cela vient du fait que l'offre des pays riches correspond à la demande due aux fonds européens, ou bien les producteurs situés dans les régions riches vendent plus aisément leurs produits grâce aux nouvelles infrastructures dans les régions pauvres. De plus, ils trouvent que la pratique d'additionalité (qui est d'autant plus significative que la région est riche) est discutable puisqu'elle affecte l'effet redistributif des fonds.

Puigcerver-Peñalver (2004) souligne la nécessité de séparer les deux périodes de programmation. Alors que dans la première (1989-93), leurs résultats indiquent que les fonds ont positivement bénéficié à la croissance des régions éligibles à l'objectif 1, les fonds alloués sur la deuxième période (1994-99) ont eu un effet négatif ou nul. Cela explique sûrement la faiblesse de l'effet des fonds observée sur l'ensemble de la période. Cette conclusion est opposée à celle de Rodriguez-Pose et Fratesi (2004), où l'impact des fonds est plus significatif sur la période 1994-1999 (cf. tableau 7 dans leur analyse).

Cependant, cela peut provenir des différences dans la définition des fonds (fonds totaux ou fonds différenciés par axe de développement).

Enfin, dans Bussoletti et Esposti (2004), le taux de croissance régional dépend de plusieurs variables, dont les fonds et la part de l'agriculture dans l'emploi régional. Parmi les résultats significatifs, l'impact des fonds est très faible et positif. Ils concluent, sans surprise, à un effet négatif de l'agriculture sur la croissance.

Plusieurs raisons expliquent une telle diversité des résultats. Tout d'abord, le choix de l'échantillon (régions éligibles à l'objectif 1, toutes les régions de l'UE à 15 ou uniquement les pays), la période, le type de données (panel ou coupe transversale) ou la définition des fonds affectent forcément les résultats des estimations. En outre, comme l'indiquent Ederveen *et al.* (2002), les résultats dépendent du type de convergence estimée. Dans un modèle de convergence absolue, l'hypothèse sous-jacente est que toutes les régions convergent vers le même état régulier. En revanche, ajouter des variables muettes par pays ou groupe de régions (centre-périphérie) permet de différencier leur état régulier. La différence n'est pas triviale puisque ce dernier cas implique que les inégalités peuvent persister, même dans le long terme. Les différences dans les états réguliers sont également contrôlées par les variables explicatives incluses dans le modèle. Le choix et la qualité des variables explicatives qui ont été utilisées dans les articles mentionnés précédemment sont plutôt variables. Il n'y a aucun doute que ces deux éléments affectent la qualité des estimations.

1. L'impact des fonds structurels sur la croissance dans la littérature économétrique

Auteurs	Minimum Moyenne Maximum	Mesure des fonds	Nombre d'estimations	Échantillon	Panel/ coupe transversale	Estimateur
Fagerberg et Verspagen (1996)	- 0,225 - 0,321 - 0,417	FEDER / PIB en 1985-1987	2	Régions UE 6	Coupe transv.	MCO
Fayolle et Lecuyer (2000)	- 1,6 (a) 3,0333 6,5 (b)	(a) FS obj. 2 par hab. relatifs à la moyenne de l'UE en 1989-99 (b) FS par hab. relatifs à la moyenne de l'UE en 1989-99	3	Régions UE 12	Coupe transv.	MCO
García-Solanes et María-Dolores (2001)	0,0002 (a) 0,0036 0,012 (b)	(a) FSE par hab. en 1989-1999 (b) FEOGA par hab. en 1989-1999	8	Pays/Régions UE 12	Coupe transv.	MCO
Ederveen et al. (2002)	- 0,35 0,1233 0,7	(FS + fonds de cohésion) / hab. en 1981-1996	3	Régions UE 12	Panel	MCO
Cappelen et al. (2003)	0,0046 0,0057 0,0068	FS/PIB	3	Régions UE 9	Coupe trans.	MCO
Bussoletti et Esposti (2004)	- 0,047 (a) - 0,009 4,32.10-5 (b)	(a) Variable muette pour les régions obj. 1 (b) Moyenne des FS obj. 1 (sur les 3 dernières années) en 1989-99	12	Régions UE 15	Panel	MG-DIFF / MG-SYS (une/deux étapes)

1bis. L'impact des fonds structurels sur la croissance dans la littérature économétrique (suite)

Auteurs	Minimum Moyenne Maximum	Mesure des fonds	Nombre d'estimations	Échantillon	Panel/ coupe transversale	Estimateur
Puigcerver-Peñalver (2004)	-3,938 (a) -0,181 1,09 (b)	(a) FEOGA/somme FEOGA reçus par régions obj. 1 en 1989-99 (b) FSE/PIB en 1989-99	28	Régions obj. 1 UE 12	Panel	MCO
Rodriguez-Posé et Fra tesi (2004)	-7,586 (a) 0,484 6,294 (b)	(a) FS en 1989-1993 dans l'agriculture et le développement rural divisé par la croissance du PIB en 1994-1999 (b) FS dans l'éducation et le capital humain en 1989-1999	92	Régions UE 8	Panel	MCO en groupe MCG/MCVM
Beugelsdijk et Eijffinger (2005)	0,270 5,170 16,080	FS/PIB en 1995-2001 (retard de 3 périodes)	4	Pays UE 15	Panel	MCG à une et deux étapes
Ederveen et al. (2006)	-0,416 -0,184 0,008	Log de (FEDER / PIB + 1) en 1975-1995	30	Pays UE 12/13	Panel	MCO/MCG deux étapes
Dall'erba et Le Gallo (2007)	-0,002 (a) 0,0004 0,007 (b)	(a) décalage spatial des FS par hab. dans les régions cœur en 1989-99 (b) décalage spatial des coûts communautaires totaux par hab. en périphérie en 1989-99	28	Régions UE 12	Coupe transv.	MV
Dall'erba et Le Gallo (2008)	-0,003 (a) -0,004 0,002 (b)	(a) FS par hab. (b) FS par hab. en périphérie en 1989-99	3	Régions UE 12	Coupe transv.	VILAG
Total			Nombre d'estimations : 216			

Note: FS indique Fonds structurels ; obj. indique Objectif ; FSE est le Fonds social européen ; FEOGA est le Fonds européen pour l'orientation et la garantie agricole ; hab. indique par habitant.
Estimateurs : MCO indique Moindres carrés ordinaires ; MCG indique Moindres carrés généralisés ; MCVM indique Moindres carrés avec variable muette ; VILAG indique Variables instrumentales
dans un modèle à variable endogène décalée ; MV indique Maximum de vraisemblance ; MG-DIFF indique Moments généralisés en différence première ; MG-SYS indique Moments généralisés dans un
système d'équation. Voir les articles respectifs pour de plus amples détails.

2. Le modèle de β -convergence

À l'exception de Fayolle et Lecuyer (2000), qui utilisent un modèle de rattrapage, et de certaines estimations réalisées par Rodriguez-Posé et Fratesi (2004), toutes les études sont basées sur le modèle de β -convergence, qui a fait l'objet de nombreuses applications dans la littérature (Durlauf et Quah, 1999; Durlauf *et al.*, 2005). Ce concept est lié au modèle de croissance néoclassique, qui prédit qu'à long terme, le taux de croissance de la production par tête d'une économie est positivement lié à la distance qui la sépare de son état régulier. Puisque notre objectif est d'analyser les effets des fonds structurels sur la croissance, nous utilisons le modèle de β -convergence conditionnel suivant, qui se base sur l'équation structurelle proposée par Mankiw *et al.* (1992) et l'étend :

$$g_T = \alpha e_N + \beta y_0 + \gamma_1 \ln(s) + \gamma_2 \ln(n + g + \delta) + X\phi + \mu FS + \varepsilon \quad (1)$$

$$\varepsilon \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2 I_N)$$

où g_T est le vecteur (N, I) des taux de croissance moyens du PIB par tête entre les dates 0 et T; e_N est le vecteur unitaire (N, I) ; y_0 est le vecteur (N, I) des niveaux de PIB par tête en logarithmes à la date 0; s représente le taux d'épargne domestique moyen; n est le taux de croissance de la population; g est le taux de croissance du progrès technique exogène; δ est le taux de dépréciation; X est la matrice des autres variables explicatives, maintenant constant l'état régulier de chaque région; FS est le vecteur contenant les fonds structurels; α , β , ϕ , γ_1 , γ_2 et μ sont les paramètres inconnus à estimer. D'après le modèle théorique, la restriction suivante doit être vérifiée : $\gamma_1 = -\gamma_2$.

Il y a β -convergence conditionnelle si l'estimation de β est significative et négative. La vitesse de convergence est alors définie par $b = -\ln(2)/\ln(1 + \hat{\beta})$ et représente la vitesse nécessaire à une région pour atteindre son état régulier. La demi-vie, définie par $\tau = -\ln(2)/\ln(1 + \hat{\beta})$ est le temps nécessaire à une région pour atteindre la moitié de la distance qui la sépare de son état d'équilibre. En outre, si l'estimation de μ est significative et positive, cela indique que les fonds structurels affectent positivement l'état régulier des régions, ce qui accroît la vitesse de convergence transitoire de chaque région vers son propre état régulier.

Le concept de β -convergence a soulevé un certain nombre de critiques méthodologiques : ces tests présentent notamment plusieurs problèmes tels que la robustesse au choix des variables de contrôle, la multicollinéarité, l'hétérogénéité des paramètres, l'endogénéité des variables explicatives, les problèmes de mesure, etc. (Durlauf et Quah, 1999; Temple, 1999; Durlauf *et al.*, 2005). Dans cet article, nous nous intéressons plus particulièrement à deux aspects des estimations liées à la mesure de la β -convergence : l'endogénéité des variables explica-

tives et la dimension spatiale des données utilisées dans les études de convergence. Nous présentons dans cette section ce dernier aspect et envisageons le problème de l'endogénéité dans la section suivante.

Les régions ne constituent pas des économies isolées. Au contraire, elles interagissent entre elles de multiples façons : liens amont-aval, effets de débordements technologiques (Coe et Helpman, 1995 ; Keller, 2002 ; Ertur et Koch, 2007), migrations, etc. Ces effets doivent être formellement inclus dans notre modèle de convergence. Selon Abreu *et al.* (2005), la dimension spatiale des données est habituellement modélisée de deux façons possibles : les modèles de localisation absolue et les modèles de localisation relative. La localisation absolue fait référence à l'impact d'être localisé en un point particulier de l'espace (continent, zone climatique, etc.) et peut se capter à l'aide de variables muettes. La localisation relative fait référence à l'effet d'être localisé à proximité ou non d'autres pays ou régions. Abreu *et al.* (2005) ajoutent que cette distinction entre modèles de localisation absolue et modèles de localisation relative peut être rapprochée d'une classification similaire utilisée en économétrie spatiale, c'est-à-dire la distinction entre hétérogénéité spatiale et autocorrélation spatiale.

L'autocorrélation spatiale fait référence à la coïncidence entre similitude des attributs et similitude en termes de localisation (Anselin, 1988 ; Jayet, 2001 ; Le Gallo, 2002). Dans notre contexte, une autocorrélation spatiale positive signifie que les régions riches tendent à être géographiquement concentrées alors que les régions pauvres tendent à être géographiquement proches d'autres régions pauvres. Si l'autocorrélation spatiale peut être le résultat de différents processus reliant des lieux différents et étant à l'origine d'une organisation particulière des activités dans l'espace (processus de diffusion, migrations et commerce inter-régional, etc.), elle peut également provenir de problèmes de spécification du modèle économétrique : variables omises, problèmes de forme fonctionnelle, etc.

Les activités économiques sont inégalement réparties dans les régions de l'Union européenne (Le Gallo et Ertur, 2003 ; Dall'erba 2005 ; Ertur et Koch, 2006). Il est donc important de prendre en compte explicitement l'autocorrélation spatiale dans les modèles de β -convergence pour trois raisons. Premièrement, l'inférence statistique basée sur les MCO n'est pas fiable lorsque l'hypothèse d'indépendance des termes d'erreurs n'est pas vérifiée. Deuxièmement, l'autocorrélation spatiale permet de capter les effets de débordement géographique entre les régions européennes. Troisièmement, l'autocorrélation spatiale permet de tenir compte des variations de la variable dépendante qui proviennent de variables non observées. En effet, le choix des variables explicatives appropriées est souvent problématique dans les modèles de β -convergence conditionnelle. Pour toutes ces raisons, cet effet a très souvent été intégré dans les modèles de β -convergence, ainsi qu'en

témoignent les revues de littérature effectuées par Abreu *et al.* (2005), Fingleton et López-Bazo (2006), Rey et Le Gallo (2008).

L'hétérogénéité spatiale peut être reflétée par des coefficients variables, c'est-à-dire une instabilité structurelle, par des variances du terme d'erreur différentes entre observations ou par une combinaison des deux (Le Gallo, 2004). Dans notre contexte, l'hétérogénéité spatiale peut être liée au concept de clubs de convergence, caractérisé par la possibilité d'états d'équilibre multiples et localement stables (Durlauf et Johnson, 1995). Un club de convergence est un groupe d'économies dont les conditions initiales sont suffisamment proches pour converger vers le même équilibre de long terme. Afin de déterminer ces clubs, plusieurs méthodes peuvent être utilisées : certains auteurs fixent des critères *a priori*, comme l'appartenance à une zone géographique (Baumol, 1986) ou à une classe de PIB par tête (Durlauf et Johnson, 1995) ; d'autres ont préféré une méthode endogène, basée sur des fonctions polynomiales (Chatterji, 1992) ou des arbres de régression (Durlauf et Johnson, 1995 ; Berthélemy et Varoudakis, 1996). Dans le contexte des régions européennes, où les structures géographiques sont fortes, comme la structure centre-périphérie, nous choisissons, dans le paragraphe 4.3, de détecter les clubs de convergence en se basant sur une analyse exploratoire sur données spatiales qui repose sur des critères géographiques.

3. Données et matrice de poids spatiale

Les séries de PIB par tête régional proviennent de la base de données NewCronos Regio d'Eurostat. Il s'agit de la base de données officielle utilisée par la Commission européenne pour l'évaluation de la convergence régionale. Nous utilisons les logarithmes du PIB par tête de chaque région sur deux périodes : 1980-1999, d'une part, et 1980-2004, d'autre part. Notre échantillon est composé de 145 régions NUTS II¹ (Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques) appartenant à 12 pays européens : la Belgique (11 régions), le Danemark (1 région), l'Allemagne (30 régions, Berlin et les 9 ex-régions de l'Allemagne de l'Est sont exclues pour des raisons historiques), la Grèce (13 régions), l'Espagne (16 régions, car nous excluons les îles Canaries, Ceuta y Mellila), la France (22 régions donc les DOM-TOM ne sont pas inclus pour les mêmes raisons), l'Irlande (2 régions), l'Italie (20 régions), les Pays-Bas (12 régions), le Portugal (5 régions, les Açores et Madère sont exclus à cause de leur distance géographique), le

1. La Commission utilise comme unité statistique régionale la classification spatiale établie par Eurostat sur la base d'unités administratives nationales. L'Europe peut ainsi être partagée en 77 régions NUTS I, 211 NUTS II, 1 031 NUTS III, 1 074 NUTS IV ou 98 433 NUTS V. Les politiques de développement régional sont principalement définies aux niveaux NUTS II ou NUTS III.

Luxembourg (1 région) et le Royaume-Uni (12 régions). Dans ce cas, nous utilisons les régions au niveau NUTS I.

La variable dépendante est le taux de croissance du PIB par tête sur la période 1980-1999 ou 1980-2004. Les variables explicatives sont construites comme suit. Nous mesurons s comme la part moyenne de l'investissement réel dans le PIB et n comme le taux de croissance moyen de la population. Comme il est habituel dans la littérature, nous supposons en outre que $g + \delta$ est égal à 0,05. Le signe attendu de la variable $\ln(s)$ est positif alors qu'il est négatif pour la variable $\ln(n + g + \delta)$. Alors que Mankiw *et al.* (1992) ont étendu ce modèle afin d'introduire une variable de capital humain, les restrictions de la base de données Eurostat ne nous permettent pas d'introduire cette variable dans notre modèle. Cependant, nous considérons un ensemble d'autres variables explicatives, habituellement utilisées dans les études empiriques, afin de contrôler les différences dans les états réguliers.

Premièrement, nous incluons la part de l'emploi dans l'agriculture en 1989 afin de contrôler la structure des régions, à l'instar de Barro et Sala-i-Martin (1995), Cappelen *et al.* (2003) ou Bussoletti and Esposti (2004). Deuxièmement, l'inclusion du taux de chômage de long terme a fait l'objet d'une justification théorique par Bräuningner et Pannenberg (2002). Sur la base d'un modèle de Solow augmenté, ils montrent que le taux de chômage réduit le niveau de long terme de productivité ainsi que l'accumulation de capital. Le taux de chômage de long terme a été intégré dans les modèles de β -convergence conditionnel par Cappelen *et al.* (2003), Rodriguez-Pose et Fratesi (2004) ou Baddeley *et al.* (1998). Le signe attendu de ces deux variables est négatif. Finalement, nous incluons les fonds structurels (variable FS) de différentes façons possibles :

- (i) somme totale des fonds alloués 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).

Les données sur les fonds proviennent de deux publications de la Commission européenne, 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^e rapport annuel sur les fonds structurels pour les données 1994-1999 (Commission européenne, 1999). Toutes les données sont en euros valeur 1995.

Nous définissons maintenant la matrice de poids spatiale qui spécifie les liens de voisinage entre les régions. Les caractéristiques de la configuration géographique des régions européennes nous conduisent à ne

pas utiliser 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 incluant des lignes et des colonnes composées de zéros pour celles-ci. Puisque les observations ne possédant pas de connections sont éliminées dans les procédures d'estimation d'économétrie spatiale, la taille de l'échantillon et donc l'interprétation des résultats seraient affectées.

Aussi, nous privilégions une matrice basée sur la distance entre centroïdes régionaux dont la forme générale est définie de la façon suivante :

$$\begin{cases} w_{ij}^* = 0 \text{ si } i = j \\ w_{ij}^* = 1/d_{ij}^2 \text{ si } d_{ij} \leq D(1) \text{ et } w_{ij} = w_{ij}^* / \sum_j w_{ij}^* \\ w_{ij}^* = 0 \text{ si } d_{ij} > D(1) \end{cases} \quad (2)$$

où w_{ij}^* est un élément de la matrice de poids non standardisée; w_{ij} est un élément de la matrice standardisée en lignes; d_{ij} représente la distance sphérique entre les centroïdes des régions i et j ; $D(1)$ représente le premier quartile de la distribution des distances et la valeur seuil au-delà de laquelle les interactions spatiales sont supposées négligeables. Cette matrice de poids est standardisée de telle sorte que c'est la distance relative entre régions qui compte, et non la distance absolue. Les résultats obtenus peuvent, bien entendu, être dépendants de la spécification de la matrice de poids. Par conséquent, nous avons également mené toutes nos analyses empiriques avec d'autres définitions de la matrice de poids pour évaluer la robustesse des résultats. Tout d'abord, nous avons considéré différentes valeurs seuils : médiane et troisième quartile de la distribution des distances. Ensuite, nous avons utilisé la spécification (2) basée non plus sur la distance géographique entre régions, mais sur une mesure d'accessibilité : le temps de transport par route entre les villes les plus peuplées de chaque région. Enfin, nous avons également construit une matrice des 10 plus proches voisins, où chaque région possède pour voisines les 10 régions les plus proches. Les résultats économétriques de la section 4 sont présentés à l'aide de la première matrice mais ils sont robustes à ces définitions alternatives.

4. Résultats économétriques

Afin d'estimer l'impact des fonds structurels sur le processus de convergence en Europe, nous commençons par évaluer la forme prise par l'autocorrélation spatiale. Ensuite, nous testons et traitons l'endogénéité potentielle des variables relatives aux fonds structurels. Enfin, la robustesse de nos résultats sera évaluée par l'estimation d'une spécifi-

cation avec paramètres hétérogènes et une estimation non-paramétrique de la matrice de variances-covariances ².

4.1. Autocorrélation spatiale

La première étape de notre analyse consiste à détecter la forme la plus appropriée de l'autocorrélation spatiale dans le modèle de β -convergence. Dans ce but, différents tests ont été décrits par Anselin (1988) et Anselin *et al.* (1996) et sont appliqués ici. L'autocorrélation spatiale peut en effet prendre la forme d'une autocorrélation spatiale des erreurs ou d'une variable endogène décalée. Afin de discriminer entre ces deux formes, nous utilisons deux tests du multiplicateur de Lagrange ainsi que leur version robuste : LMERR pour une autocorrélation spatiale des erreurs et LMLAG pour une variable endogène décalée. Les versions R-LMERR et R-LMLAG ont une bonne puissance contre leur alternative spécifique. La règle de décision suggérée par Anselin et Florax (1995) est alors utilisée pour détecter la spécification la plus appropriée. Si LMLAG (resp. LMERR) est plus significatif que le LMERR (resp. LMLAG) et si R-LMLAG (resp. R-LMERR) est significatif alors que R-LMERR (resp. R-LMLAG) ne l'est pas, alors le modèle le plus approprié est le modèle avec variable endogène décalée (resp. avec autocorrélation des erreurs).

Par conséquent, nous avons estimé le modèle (1) pour la période 1980-1999 et 1980-2004 à l'aide de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et calculé le test I de Moran adapté aux résidus d'une régression (Cliff et Ord, 1981) et les différents tests du multiplicateur de Lagrange décrits précédemment à l'aide des matrices de poids présentées dans la section 3. Les résultats sont fournis dans le tableau 2 pour la matrice décrite en (2). L'application de la règle de décision indique que le modèle autorégressif spatial est la meilleure spécification. En effet, quelle que soit la période analysée, LMLAG est plus élevé que LMERR et R-LMLAG est significatif alors que R-LMERR ne l'est pas. Nous poursuivons donc notre analyse sur la base d'un modèle autorégressif spatial, qui est le modèle (1) auquel on a rajouté un décalage spatial de la variable expliquée :

$$g_T = \rho Wg_T + \alpha e_N + \beta y_0 + \gamma_1 \ln(s) + \gamma_2 \ln(n + g + \delta) + X\phi + \mu FS + \varepsilon \quad (3)$$

$$\varepsilon \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2 I_N)$$

où Wg_T est le vecteur contenant la moyenne pondérée des taux de croissance moyens des régions voisines à chaque région, puisque W est standardisée en ligne. Le paramètre ρ représente le niveau d'interaction spatiale entre les régions. Cette spécification permet de mesurer

2. Tous les résultats de cette section ont été obtenus à l'aide des logiciels SpaceStat 1.91 (Anselin, 1999) et Matlab 6.5.

l'ampleur de la dépendance du taux de croissance d'une région à celui de ses voisines, après avoir conditionné par les niveaux initiaux de PIB par tête et par les autres variables explicatives. Puisque le décalage spatial est une variable stochastique toujours corrélée avec le terme d'erreurs ε , quelle que soit la distribution de ce terme, l'estimation de ce modèle par les MCO produit des estimateurs non convergents. Il doit donc être estimé à l'aide de la méthode du maximum de vraisemblance ou celle des variables instrumentales.

2. Résultats des tests d'autocorrélation spatiale du modèle de β -convergence estimé par les MCO

	Modèle avec fonds structurels...		Modèle avec...		
	totaux	par objectif	coûts totaux	coûts totaux par objectif	
1989-1999	<i>I de Moran</i>	8,210 (0,000)	8,040 (0,000)	8,512 (0,000)	7,980 (0,000)
	LMERR	46,122 (0,000)	43,063 (0,000)	49,898 (0,000)	42,036 (0,000)
	R-LMERR	0,048 (0,826)	0,008 (0,929)	0,240 (0,524)	0,014 (0,906)
	LMLAG	69,791 (0,000)	68,500 (0,000)	72,130 (0,000)	67,863 (0,000)
	R-LMLAG	23,717 (0,000)	25,445 (0,000)	22,472 (0,000)	25,877 (0,000)
1989-2004	<i>I de Moran</i>	4,957 (0,000)	5,271 (0,000)	5,005 (0,000)	5,097 (0,000)
	LMERR	15,148 (0,000)	16,884 (0,000)	15,499 (0,000)	15,490 (0,000)
	R-LMERR	1,543 (0,214)	1,368 (0,242)	1,396 (0,237)	1,459 (0,227)
	LMLAG	38,176 (0,000)	40,018 (0,000)	38,631 (0,000)	38,214 (0,000)
	R-LMLAG	24,570 (0,000)	24,502 (0,000)	24,529 (0,000)	24,183 (0,000)

Notes : N = 145 observations. Les probabilités critiques sont données entre parenthèses. Le test *I* de Moran est le test de Moran adapté aux résidus d'une régression (Cliff et Ord, 1981). LMERR est le test du multiplicateur de Lagrange pour une autocorrélation des erreurs et R-LMERR est sa version robuste. LMLAG est le test du multiplicateur de Lagrange pour une variable endogène décalée et RLMLAG est sa version robuste (Anselin et al., 1996). Les statistiques LM sont distribuées selon une loi du χ^2 à 1 degré de liberté.

Source : Estimations des auteurs.

4.2. L'endogénéité

Dans un deuxième temps, nous examinons le problème de l'endogénéité possible des différentes variables de fonds structurels dans la mesure où l'attribution des fonds n'est pas aléatoire. Tester et tenir compte de l'endogénéité est un problème difficile en économétrie appliquée d'une manière générale et dans les analyses de convergence en particulier. En effet, dans les modèles de β -convergence, beaucoup de variables sont potentiellement endogènes, au point que Caselli et al. (1996) observent que : « *At a more abstract level, we wonder whether the very notion of exogenous variables is at all useful in a growth framework (the only exception is perhaps the morphological structure of a country's geography)* ». Un instrument approprié doit être indépendant du terme d'erreur mais doit être corrélé suffisamment avec la variable endogène. Comme le souligne Temple (1999), les instruments valides sont peu fréquents puisque de nombreuses variables sont susceptibles d'expliquer le phénomène de croissance. Dans cet article, nous utilisons plusieurs types d'instruments selon la variable considérée. Premièrement, concernant la variable endogène décalée Wg_t , nous utilisons comme instruments les décalages spatiaux de toutes les variables explicatives du modèle (1). Kelejian et Prucha (1999) montrent, en effet, que ces instruments sont adaptés dans ce cas. Deuxièmement, plusieurs instruments ont été construits, que ce soit pour les fonds structurels et les coûts totaux, de manière globale ou différenciée par objectif :

- (i) la distance par route par rapport à Bruxelles (en kilomètres) dans la mesure où la distribution spatiale des fonds (surtout les fonds relatif à l'objectif 1) suit une distribution centre-périphérie,
- (ii) le temps de trajet de la ville la plus peuplée de chaque région à Bruxelles,
- (iii) un quasi-instrument défini par la méthode du triple groupe présentée par Kennedy (2003) dans un contexte de mesure des erreurs et utilisée dans le contexte spatial par Fingleton (2003) et Fingleton et Le Gallo (2008). Plus précisément, nous construisons une variable instrumentale qui prend les valeurs 1, 0 et -1 selon que les valeurs de la variable endogène 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 de ce quasi-instrument.

À l'aide de ces différents instruments, nous avons estimé le modèle (3) par la méthode des variables instrumentales et mis en œuvre les tests d'Hausman. Les résultats sont fournis dans le tableau 3 lorsque les statistiques de Hausman sont calculées à l'aide du quasi-instrument (méthode du triple groupe). Il apparaît que quelle que soit la spécification retenue, le test d'Hausman conduit toujours au rejet de

l'hypothèse nulle d'exogénéité à 10 %, lorsque les fonds (ou les coûts) sont différenciés par objectif, et à 5 % pour les fonds (ou les coûts) totaux). Nous obtenons le même résultat lorsque les statistiques de Hausman sont calculées à l'aide des deux autres instruments. Par ailleurs, nous avons également mis en œuvre le test de Sargan qui confirme la validité des instruments employés.

3. Résultats des tests d'Hausman pour le modèle de β -convergence estimé par la méthode des variables instrumentales

	Modèle avec fonds structurels...		Modèle avec...	
	totaux	par objectif	coûts totaux	coûts totaux par objectif
1989-1999	9,107 (0,003)	2,634 (0,075)	10,884 (0,001)	2,844 (0,061)
1989-2004	5,843 (0,016)	2,428 (0,000)	5,610 (0,000)	2,417 (0,000)

Notes : N = 145 observations. Les probabilités critiques sont données entre parenthèses. La statistique individuelle d'Hausman d'exogénéité des variables de fonds structurels est distribuée selon une loi du χ^2 à 1 degré de liberté pour les fonds structurels et les coûts totaux et selon une loi de Fisher à 2 et 135 degrés de liberté pour les fonds structurels et les coûts par objectif.

Source : Estimations des auteurs.

Par conséquent, nous avons estimé le modèle (3) à l'aide de la méthode des variables instrumentales avec les quatre spécifications possibles pour les fonds structurels. Les résultats d'estimation sont fournis dans le tableau 4 pour la période 1989-2004, c'est-à-dire avec un décalage temporel, et lorsque la contrainte théorique $\gamma_1 = -\gamma_2$ n'est pas imposée *a priori*. Il est à noter cependant que cette contrainte ne peut jamais être rejetée et que les résultats d'estimation restent qualitativement et quantitativement similaires lorsqu'elle est imposée. Les résultats sont similaires également pour la période 1989-1999. Dans les quatre modèles, le coefficient associé au PIB par tête initial est toujours significatif et négatif, ce qui indique la présence d'un processus de β -convergence au sein des régions européennes. Ce processus est cependant relativement faible puisque la vitesse de convergence varie, selon les spécifications, de 1,43 % à 1,84 %, correspondant à des demi-vies variant de 43 à 53 ans. Les autres coefficients sont significatifs et ont le signe attendu, à l'exception du coefficient associé au taux de croissance de la population, qui n'est pas significatif. Au contraire, la part de l'agriculture dans le PIB et le taux de chômage de long terme influent négativement sur la croissance transitoire des régions vers leur état régulier alors que le taux d'épargne l'influence positivement. Dans tous les cas, la présence d'une autocorrélation spatiale est confirmée par un coefficient ρ significatif et positif, ce qui indique que le taux de

croissance d'une région est influencé par le taux de croissance des régions voisines. Ce modèle est bien spécifié car il n'y a pas d'auto-corrélation spatiale des erreurs résiduelles sous forme autorégressive puisque LMERR n'est pas significatif.

Concernant les variables de fonds structurels ou de coûts totaux, il apparaît que les coefficients associés ne sont jamais significatifs, que l'on considère les fonds ou les coûts dans leur totalité, ou qu'ils soient différenciés par objectif. Ces résultats indiquent que les fonds structurels semblent n'avoir eu aucun impact sur la croissance régionale. Cependant, il serait trop rapide d'en conclure que les fonds structurels ont été inutiles et que leur existence même devrait être reconsidérée. Par exemple, il est impossible de savoir quels auraient été les niveaux de produits par tête régionaux en l'absence de fonds structurels. Ces écarts auraient peut-être été encore plus importants que ceux observés ici.

4. Résultats des tests d'autocorrélation spatiale du modèle de β -convergence estimé par les MCO

	Modèle avec fonds structurels...		Modèle avec...	
	taux	par objectif	coûts totaux	coûts totaux par objectif
Constante	0,137 (0,005)	0,132 (0,004)	0,154 (0,005)	0,135 (0,004)
PIB par tête initial	-0,013 (0,003)	-0,014 (0,000)	-0,016 (0,000)	-0,015 (0,000)
Obj. 1	Total : 4,07.10 ⁻⁶ (0,159)	2,40.10 ⁻⁶ (0,298) -2,14.10 ⁻⁶ (0,103)	Total : 1,65.10 ⁻⁷ (0,867)	9,74.10 ⁻⁷ (0,384) -5,01.10 ⁻⁶ (0,232)
Obj. 2	(0,010) (0,004)	(0,011) (0,001)	(0,010) (0,022)	(0,011) (0,001)
Ln(<i>s</i>)	(0,010) (0,004)	(0,011) (0,001)	(0,010) (0,022)	(0,011) (0,001)
Ln(<i>n</i> + <i>g</i> + δ)	-0,002 (0,771)	-0,004 (0,583)	-0,002 (0,812)	-0,004 (0,551)
Agriculture	-0,057 (0,000)	-0,055 (0,000)	-0,041 (0,000)	-0,050 (0,000)
Taux de chômage	-8,90.10 ⁻⁵ (0,104)	-1,05.10 ⁻⁴ (0,036)	-9.10 ⁻⁵ (0,029)	-1,06.10 ⁻⁴ (0,034)
Décalage spatial	0,584 (0,000)	0,640 (0,000)	0,656 (0,000)	0,634 (0,000)
$\hat{\sigma}^2$	1,10 ⁻⁴	1,10 ⁻⁴	1,10 ⁻⁴	1,10 ⁻⁴
Vitesse de convergence	1,43 %	1,63 %	1,84 %	1,68 %
Demi-Vie	53	47	43	46
Sq. Corr.	0,585	0,617	0,625	0,617
LMERR	2,605 (0,106)	2,035 (0,153)	2,001 (0,157)	1,895 (0,169)

Notes : N = 145 observations, Les probabilités critiques sont données entre parenthèses, Sq. Corr. est la corrélation élevée au carré entre les valeurs observées et les valeurs prévues. LMERR est le test du multiplicateur de Lagrange pour une auto-corrélation spatiale résiduelle des erreurs. La statistique LMERR est distribuée selon une loi du χ^2 à 1 degré de liberté.

Source : Estimations des auteurs.

4.3. Hétérogénéité, hétéroscédasticité et estimation robuste

La dernière étape consiste à évaluer la robustesse de ces résultats. En particulier, il convient, d'une part, de considérer la possibilité que le processus de convergence est hétérogène dans l'espace et, d'autre part, d'estimer la matrice de variances-covariances de façon robuste à d'autres formes de mauvaise spécification.

Concernant le premier point, de nombreuses études ont montré que le processus de convergence en Europe était caractérisé par des régimes multiples (Ertur et al., 2006; Le Gallo et Dall'erba, 2006; Ramajo et al., 2008). Ici, nous utilisons les statistiques de Ord et Getis (1995) sur les valeurs du PIB par tête régional en 1980 car elles permettent de partitionner l'échantillon total en deux groupes.

Ces statistiques sont définies comme suit :

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_j w_{ij} x_j - W_i^* \bar{x}}{s \{ [(nS_{ii}^*) - W_i^{*2}] / (n-1) \}^{1/2}} \quad (4)$$

où w_{ij} est un élément de la matrice de poids W ; $W_i^* = \sum_{j \neq i} w_{ij} + w_{ii}$; N est la taille de l'échantillon; $S_{ii}^* = \sum_{j=i} w_{ij}^2$; \bar{x} et s^2 sont la moyenne et la variance de l'échantillon. Ces statistiques sont calculées pour chaque région et permettent de détecter la présence d'autocorrélation spatiale locale. En nous basant sur ces statistiques, nous déterminons les régimes spatiaux, qui peuvent être ici interprétés comme des clubs spatiaux de convergence, d'après la règle suivante : si la statistique pour la région i est positive, alors cette région appartient au groupe des régions « riches » et si cette statistique pour la région i est négative, alors cette région appartient au groupe des régions « pauvres ».

Pour toutes les matrices de poids décrites plus haut, deux régimes spatiaux apparaissent, représentatifs du schéma centre-périphérie (Krugman, 1991), ce qui indique la présence d'hétérogénéité spatiale :

— 100 régions appartiennent au régime spatial « centre » : les régions de Belgique, d'Allemagne, du Danemark, de la France, de l'Italie (à l'exception de *Molise*, *Campania*, *Puglia*, *Basilicata*, *Calabria*, *Sicilia*, *Sardegna*), du Luxembourg, des Pays-Bas, du Royaume-Uni (sauf l'Irlande du nord et l'Ecosse).

— 45 régions appartiennent au régime spatial « périphérie » : les régions d'Espagne, de Grèce, d'Irlande, de sud de l'Italie (*Molise*, *Campania*, *Puglia*, *Basilicata*, *Calabria*, *Sicilia*, *Sardegna*), du Portugal, du nord du Royaume-Uni (Irlande du Nord et Ecosse).

Nous avons ainsi estimé le modèle (3) par la méthode des variables instrumentales, en le modifiant de telle sorte qu'un coefficient est estimé pour chaque régime. Afin de vérifier si ces coefficients sont effectivement statistiquement différents entre les régimes, nous avons mis en œuvre des tests de Wald spatialement ajustés (Anselin, 1990). Les

résultats sont fournis dans le tableau 5 pour la constante et pour le paramètre β . Il apparaît que l'hypothèse d'égalité des coefficients entre les régimes est systématiquement rejetée à 5 % (sauf pour les fonds structurels totaux et les coûts totaux pour la période 1980-1999 où elle est rejetée à 10 %). Pour tous les autres coefficients³, il apparaît que l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients entre les régimes ne peut jamais être rejetée.

5. Résultats des tests d'autocorrélation spatiale du modèle de β -convergence estimé par les MCO

	Test pour	Modèle avec fonds structurels...		Modèle avec...	
		totaux	par objectif	coûts totaux	coûts totaux par objectif
1980-1999	<i>la constante</i>	3,607 (0,057)	5,877 (0,015)	3,504 (0,061)	5,877 (0,015)
	<i>le paramètre β</i>	5,360 (0,021)	7,330 (0,007)	6,120 (0,013)	7,563 (0,006)
1980-2004	<i>la constante</i>	3,789 (0,051)	2,906 (0,088)	4,212 (0,040)	4,802 (0,028)
	<i>le paramètre β</i>	4,948 (0,026)	5,837 (0,016)	4,908 (0,027)	8,064 (0,004)

Notes : N = 145 observations. Les probabilités critiques sont données entre parenthèses. Les statistiques individuelles d'instabilité structurelle de Chow-Wald ajustées spatialement sont distribuées selon une loi du χ^2 à 1 degré de liberté.

Source : Estimations des auteurs.

Nous considérons donc le modèle :

$$g_T = \rho W g_T + \alpha_C D_C e_N + \alpha_P D_P e_N + \beta_C D_C y_0 + \beta_P D_P y_0 + \gamma_1 \ln(s) + \gamma_2 \ln(n + g + \delta) + X\phi + \mu FS + \varepsilon \quad (5)$$

où D_C est une variable muette pour le régime « centre » et D_P est une variable pour le régime « périphérie ». Jusqu'à présent, nous avons fait l'hypothèse que les termes d'erreurs étaient identiquement et indépendamment distribués. Cependant, de nombreux problèmes peuvent potentiellement se poser : hétéroscédasticité ou autocorrélation spatiale résiduelle, sous une forme autre que celle détectée par la statistique LMERR. En l'absence d'informations sur la forme prise par ces différents éléments, nous avons choisi d'appliquer la méthodologie proposée par Kelejian et Prucha (2007) qui ont suggéré un estimateur non-paramétrique robuste à l'hétéroscédasticité et l'autocorrélation de formes inconnues sous des hypothèses assez générales : l'estimateur

3. Les résultats ne sont pas reportés mais sont disponibles sur demande auprès des auteurs.

SHAC. En particulier, ils supposent que le terme d'erreurs est généré de la façon suivante : $u = R\xi$ où R est une matrice non-stochastique de dimension (N,N) dont les éléments ne sont pas connus. La distribution asymptotique de l'estimateur des variables instrumentales correspondant implique la matrice de variances-covariances $\Psi = n^{-1}Z\Sigma Z$ où $\Sigma = E(\varepsilon\varepsilon')$. Kelejian et Prucha (2007) montrent que l'estimateur SHAC pour l'élément (r, s) de cette matrice s'écrit de la façon suivante :

$$\hat{\Psi}_{rs} = n^{-1} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n z_{ir} z_{js} \hat{u}_i \hat{u}_j K(d_{ij}^* / d_n) \quad (6)$$

où d_{ij} est la distance entre la région i et la région j ; d_n est la distance maximale au-delà de laquelle on pose que les covariances sont nulles et $K(\cdot)$ est le noyau avec les propriétés habituelles.

Les résultats de l'estimation du modèle (5) avec la matrice des variances-covariances estimée par la méthode SHAC en (6) sont donnés dans le tableau 6. Pour d_n , nous avons utilisé la distance moyenne entre les régions et le noyau de Parzen pour la fonction $K(\cdot)$ (Andrews, 1991). Il apparaît que le coefficient β est significatif à la fois dans le régime « centre » et dans le régime « périphérie » mais avec des vitesses de convergence beaucoup plus faibles au centre qu'en périphérie (de 1,05 % à 1,13 % pour le régime « centre »; de 2,40 % à 2,94 % pour le régime « périphérie »). Le processus de convergence semble ainsi hétérogène : s'il existe un processus de convergence conditionnelle entre les régions européennes, il concerne essentiellement les régions périphériques alors qu'il est lent entre les régions du centre. Les résultats concernant les autres variables de conditionnement ne sont pas modifiés. Par ailleurs, cette modification n'altère pas les résultats précédemment obtenus concernant les variables de fonds structurels ou de coûts totaux. Si le signe associé aux variables de fonds structurels totaux ou de coûts totaux change et devient négatif, les coefficients associés à ces variables restent non-significatifs dans tous les cas. Ainsi, les états réguliers des régions ne sont pas affectés par le montant des fonds structurels qu'elles reçoivent ou par les coûts totaux des projets qu'elles doivent mettre en œuvre.

6. Résultats des estimations du modèle de β -convergence en clubs estimé par la méthode des variables instrumentales, période 1989-2004, matrice des variances-covariances estimée par la méthode SHAC

	Modèle avec fonds structurels...		Modèle avec...	
	Totaux	par objectif	Coûts totaux	Coûts totaux par objectif
Constante - Centre	0,106 (0,004)	0,106 (0,006)	0,110 (0,005)	0,103 (0,009)
Constante - Périphérie	0,241 (0,002)	0,201 (0,036)	0,242 (0,002)	0,211 (0,030)
PIB par tête initial - Centre	-0,010 (0,008)	-0,010 (0,005)	-0,010 (0,011)	-0,010 (0,007)
PIB par tête initial - Périphérie	-0,024 (0,004)	-0,020 (0,050)	-0,024 (0,005)	-0,021 (0,039)
Obj. 1	Total : $-6,32 \cdot 10^{-7}$ (0,366)	$1,03 \cdot 10^{-6}$ (0,363) $-1,24 \cdot 10^{-5}$ (0,190)	Total : $-3,67 \cdot 10^{-7}$ (0,353)	$2,13 \cdot 10^{-7}$ (0,393) $-3,33 \cdot 10^{-6}$ (0,224)
Obj. 2				
$\ln(s)$	0,011 (0,009)	0,011 (0,006)	0,011 (0,008)	0,011 (0,009)
$\ln(n + g + \delta)$	-0,001 (0,393)	-0,004 (0,398)	-0,001 (0,392)	-0,002 (0,399)
Agriculture	-0,051 (0,000)	-0,057 (0,000)	-0,051 (0,000)	-0,056 (0,000)
Taux de chômage	$-1,05 \cdot 10^{-4}$ (0,014)	$-1,02 \cdot 10^{-4}$ (0,004)	$-1,08 \cdot 10^{-4}$ (0,020)	$-1,03 \cdot 10^{-4}$ (0,007)
Décalage spatial	0,551 (0,003)	0,562 (0,003)	0,544 (0,004)	0,558 (0,002)
$\hat{\sigma}^2$	$4,9 \cdot 10^{-5}$	$5 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$	$1 \cdot 10^{-5}$
Vitesse de convergence - Centre	1,05 %	1,13 %	1,09 %	1,09 %
Vitesse de convergence - Périphérie	2,94 %	2,40 %	2,94 %	2,54 %
Demi-Vie - Centre	71	66	68	69
Sq. Corr.	0,648	0,644	0,646	0,645

Notes : N = 145 observations, Les probabilités critiques sont données entre parenthèses, Sq. Corr. est la corrélation élevée au carré entre les valeurs observées et les valeurs prévues. LMERR est le test du multiplicateur de Lagrange pour une auto-corrélation spatiale résiduelle des erreurs. La statistique LMERR est distribuée selon une loi du χ^2 à 1 degré de liberté.

Source : Estimations des auteurs.

5. Conclusion

Les résultats obtenus dans cet article ne sont pas en faveur d'un impact positif des politiques de développement régional destinées à favoriser la convergence entre les régions européennes. Étant donné l'importance des fonds engagés, une mise en perspective de ce résultat pessimiste s'impose.

Les données utilisées correspondent à l'allocation des fonds effectuée sur la période 1989-1999. Des données plus récentes n'existent malheureusement pas. Cependant, comme le note Molle (2007), d'importantes réformes ont été mises en place depuis l'Agenda 2000 (période de programmation 2000-2006) et ont été maintenues sur la période de programmation actuelle (2007-2013). Tout d'abord, des efforts significatifs ont été effectués afin de réduire les effets de distorsion soulignés en section 1 (effet de recherche de rente, hasard moral, fonds additionnels). Par exemple, la Commission européenne possède à présent le pouvoir de garder 4 % du montant total d'un projet et de l'attribuer aux régions en fonction des performances constatées, mesurées à mi-chemin. Elle peut également décider de retirer les fonds si un pays ou une région ne respecte pas ses engagements sur un projet. Ensuite, de nouvelles restrictions sur les fonds additionnels régionaux et nationaux ont été définies. Cela ne signifie pas que l'allocation des fonds depuis l'année 2000 aboutira nécessairement à des résultats plus favorables que ceux trouvés ici mais, au moins, il est appréciable de voir que les instances européennes ont pris en considération les effets de distorsion des périodes de programmation précédentes.

Relativement au maintien des fonds structurels, il faut souligner que les raisons intrinsèques de la mise en place des fonds structurels restent toujours valables aujourd'hui : les bénéfices et les coûts de l'intégration européenne ne sont pas répartis de manière égale entre pays ou même entre régions. À cet égard, Molle (2007) indique ainsi que les politiques de cohésion ont trois raisons d'être : premièrement, elles constituent une manière de réduire les intentions de certains pays de sortir du processus d'intégration. Leur absence pourrait, en effet, endommager les bénéfices que les autres pays tirent de leur présence. Deuxièmement, elles permettent la poursuite du processus d'intégration européenne. En effet, de nombreuses politiques européennes ont un effet négatif sur la cohésion. Par exemple, avant la mise en place d'un soutien direct aux agriculteurs, les subventions de la Politique agricole commune ont bénéficié aux régions riches (principalement des régions françaises) pendant des années ; les politiques soutenant la recherche et le développement ont également bénéficié à des régions avancées. De plus, les développements du réseau trans-européen de transport ont pu bénéficier essentiellement aux régions-centres à cause du schéma

moyeux-rayon typique de ce réseau (Puga et Venables, 1997). Dans ces cas de figure, les politiques de cohésion peuvent être vues comme un paiement compensatoire dans l'arène politique et comme un dédommagement des effets négatifs sur la cohésion. Troisièmement, les politiques de cohésion facilitent les élargissements futurs. Le fait que chaque élargissement a conduit à une augmentation du budget alloué aux fonds en est la preuve.

Ainsi, alors que notre étude s'est penchée sur l'estimation de l'efficacité des politiques structurelles, le fonctionnement de ces politiques est également un sujet sensible. Par exemple, les coûts organisationnels et administratifs élevés liés à la mise en place des fonds ont souvent été mis en question (voir, par exemple, la Cour des comptes, 1996). Séparer ces deux effets n'est pas facile. Cependant, nous pensons que les efforts s'attachant à l'amélioration du fonctionnement de ces politiques peuvent, d'une certaine manière, compenser les ambiguïtés sur l'efficacité des politiques de cohésion.

Références bibliographiques

- ABREU M., H. L. F. DE GROOT, Florax R. J. G. M., 2005 : « Space and growth: a survey of empirical evidence and methods », *Région et Développement*, 21, 12-43.
- ANDREWS D. W. K., 1991 : « Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation », *Econometrica*, 59, 817-858.
- ANSELIN L., 1988 : *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- ANSELIN L., 1990 : « Spatial dependence and spatial structural instability in applied regression analysis », *Journal of Regional Science*, 30, 185-207.
- ANSELIN L., 1999 : *SpaceStat, a Software Package for the Analysis of Spatial Data*, Version 1.90. BioMedware, Ann Arbor.
- ANSELIN L., A. BERA, Florax R. J. G. M., M. YOON, 1996 : « Simple diagnostic tests for spatial dependence », *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.
- ANSELIN L., Florax R. J. G. M., 1995 : « Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models », dans : Anselin L., Florax R. J. G. M. (Eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin.
- ASCHAUER D., 1989 : « Is public infrastructure productive? » *Journal of Monetary Economics*, 23, 177-200.

- BADDELEY M., R. MARTIN, P. TYLER, 1998 : « European regional unemployment disparities: convergence or persistence? » *European Urban and Regional Studies*, 5, 195-215.
- BARRO R. J., 1990 : « Government spending in a simple model of endogenous growth », *Journal of Political Economy*, 98, 103-125.
- BARRO R. J. et X. SALA-I-MARTIN, 1995 : *Economic Growth*, MIT Press, Cambridge, MA.
- BAUMOL W.J., 1986 : « Productivity growth, convergence and welfare: what the long run data show », *The American Economic Review*, 76, 1072-1085.
- BERTHÉLEMY J.-C. et A. VAROUDAKIS, 1996 : « Economic growth, convergence clubs, and the role of financial development », *Oxford Economic Papers*, 48, 300-328.
- BEUGELSDIJK M. et S. EIJJINGER, 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.
- BRÄUNINGER M. et M. PANNENBERG, 2002 : « Unemployment and productivity growth: an empirical analysis within an augmented Solow model », *Economic Modelling*, 19, 105-120.
- BURNSIDE C. et D. DOLLAR, 2000 : « Aid, policies and growth », *The American Economic Review*, 90, 847-868.
- 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, dept. of Economics, University of Marche, Italie*.
- CAPPELEN A., F. CASTELLACCI, J. FAGERBERG, 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.
- CASELLI F., G. ESQUIVEL, F. LEFORT, 1996 : « Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth regressions », *Journal of Economic Growth*, 1, 363-369.
- CHATTERJI M., 1992 : « Convergence clubs and endogenous growth », *Oxford Review of Economic Policy*, 8, 57-69.
- CLIFF A. D. et J. K. ORD, 1981 : *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, Londres.
- COE D., E. HELPMAN, 1995 : « International R&D spillovers », *European Economic Review*, 39, 859-887.
- 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.
- COUR DES COMPTES, 1996 : *Les Interventions des Collectivités Territoriales en Faveur des Entreprises*, Rapport Annuel, novembre.
- 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. et J. LE GALLO, 2007 : « The impact of EU regional support on growth and employment », *Czech Journal of Economics and Finance*, 57, 325-340.
- DALL'ERBA S. et J. LE GALLO, 2008 : « Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: a spatial econometric analysis », *Papers in Regional Science*, à paraître.
- DALL'ERBA S., M. ABREU, H. DE GROOT, 2007 : « Ten years of EU regional policy evaluation: what have we learnt? », *Mimeo*.
- DURANTON G. et V. MONASTIRIOTIS, 2002 : « Mind the gaps: the evolution of regional earnings inequalities in the U. K., 1982-1997 », *Journal of Regional Science*, 42, 219-256.
- DURLAUF S., P. JOHNSON, J. TEMPLE, 2005 : Growth econometrics, dans : Aghion P., Durlauf S. (Eds.), *Handbook of Economic Growth*, Vol. 1A, North Holland.
- DURLAUF S. N. et P.A. JOHNSON, 1995 : « Multiple regimes and cross-country growth behaviour », *Journal of Applied Econometrics*, 10, 365-384.
- DURLAUF S. N. et D. QUAH, 1999 : « The new empirics of economic growth », dans : Taylor J., Woodford M. (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science, North-Holland.
- EDERVEEN S., H. L. F. 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.
- EDERVEEN S., J. GORTER, R. DE MOOIJ, R. Nahuis, 2002 : « Funds and games: the economics of European cohesion policy », *CPB Working paper*, 1-103.
- ERTUR C. et W. KOCH, 2006 : « Regional disparities in the European Union and the enlargement process: an exploratory spatial data analysis, 1995-2000 », *Annals of Regional Science*, 40, 723-765.

- ERTUR C. et W. KOCH, 2007 : « Growth, technological interdependence and spatial externalities: theory and evidence », *Journal of Applied Econometrics*, 22, 1033-1062.
- ERTUR C., J. LE GALLO, C. BAUMONT, 2006 : « The European regional convergence process, 1980-1995: do spatial dependence and spatial heterogeneity matter? », *International Regional Science Review*, 29, 2-34.
- FAGERBERG J., B. Verspagen, 1996 : « Heading for divergence? Regional growth in Europe reconsidered », *Journal of Common Market Studies*, 34, 431-448.
- FAYOLLE J. et A. LECUYER, 2000 : « Croissance régionale, appartenance nationale et fonds structurels européens », un bilan d'étape, *Revue de l'OFCE*, 1-31.
- FINGLETON B., 2003 : « Models and simulations of GDP per inhabitant across Europe's regions: a preliminary view », dans : Fingleton B. (Ed.), *European Regional Growth*, Springer-Verlag, Berlin.
- FINGLETON B. et J. LE GALLO, 2008 : « Finite sample properties of estimators of spatial models with autoregressive, or moving average disturbances and system feedback », *Annales d'Economie et de Statistiques*, à paraître.
- FINGLETON B. et E. López-Bazo, 2006 : « Empirical growth models with spatial effects », *Papers in Regional Science*, 85, 177-198.
- FUJITA M. et J.-F. THISSE, 2002 : *Economics of Agglomeration; Cities, Industrial Location and Regional Growth*, Cambridge University Press, Cambridge.
- GARCIA-SOLANES J. G. et R. MARÍA-DOLORES, 2001 : « The impact of European structural funds on economic convergence in European countries and regions », dans : Meeusen W., Villaverde J. (Eds.), *Convergence Issues in the European Union*, Edward Elgar Publishing, UK.
- 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., I. R. PRUCHA, 1999 : « A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model », *International Economic Review*, 40, 509-534.
- KELEJIAN H. H., I. R. PRUCHA, 2007 : « HAC estimation in a spatial framework », *Journal of Econometrics*, 140, 131-154.
- KELLER W., 2002 : « Geographical localization of international technology diffusion », *American Economic Review*, 92, 120-142.

- 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.
- LE GALLO J. et S. DALL'ERBA, 2006 : « Évaluating the temporal and spatial heterogeneity of the European convergence process », 1980-1999, *Journal of Regional Science*, 46, 269-288.
- 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.
- LE GALLO J. et C. ERTUR, 2003 : « Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe », 1980-1995, *Papers in Regional Science*, 82, 175-201.
- MANKIW N., D. ROMER, D. WEIL, 1992 : « A contribution to the empirics of economic growth », *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- MOLLE W., 2007 : *European Cohesion Policy*, Routledge, London.
- ORD J. K. et A. GETIS, 1995 : « Local spatial autocorrelation statistics: distributional issues and an application », *Geographical Analysis*, 27, 286-305.
- PUGA D., 1999 : « The rise and the fall of regional inequalities », *European Economic Review*, 43, 303-334.
- PUIGSERVER-PEÑALVER M.-C., 2004 : *The impact of Structural Funds policy on European regions growth. A theoretical and empirical approach*, Papier présenté au XXIX Simposio de Análisis Económico, University of Navarra, Espagne.
- RAMAJO J., M. A. MÁRQUEZ, G. J. D. HEWINGS, M. M. SALINAS, 2008 : « Spatial heterogeneity and interregional spillovers in EU: some evidence about the effects of cohesion policies on convergence », *European Economic Review*, à paraître.
- REY S. J. et J. LE GALLO, 2008 : « Spatial analysis of economic growth and convergence », dans : Mills T.C., Patterson K. (Eds.), *Palgrave Handbook of Econometrics: Vol. 2, Applied Econometrics*, Palgrave MacMillan, Basingstoke, à paraître.
- RODRIGUEZ-POSÉ 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.
- TEMPLE J., 1999 : « The new growth evidence », *Journal of Economic Literature*, 37, 112- 156.

