

DYNAMIQUE DU PROCESSUS DE CONVERGENCE RÉGIONALE EN EUROPE

Sandy DALL'ERBA* et Julie LE GALLO**

***Résumé** - Nous analysons l'évolution du processus de convergence entre 145 régions européennes sur la période 1980-1999. Dans ce but, nous utilisons les outils formels de l'économétrie spatiale afin d'identifier et d'inclure les effets spatiaux appropriés dans l'estimation du modèle de β -convergence pour deux sous-périodes (1980-1989 et 1989-1999). Alors qu'un modèle avec auto-corrélation spatiale des erreurs est le plus approprié pour les deux périodes, nous détectons de l'hétérogénéité spatiale sous la forme d'une instabilité structurelle et d'une hétéroscédasticité des erreurs seulement pour la période 1989-1999. Ces résultats traduisent la formation d'un club de convergence entre les régions périphériques de l'Union européenne et une différenciation entre le processus de convergence des régions cœur et celui des régions périphériques.*

***Mots-clés** - β -CONVERGENCE, CLUBS DE CONVERGENCE, RÉGION, EUROPE, ÉCONOMETRIE SPATIALE*

***Classification JEL** : 052, R11, R15.*

Cet article a été en partie rédigé lorsque les auteurs étaient chercheurs-visiteurs au Regional Economics Applications Laboratory, Université de l'Illinois à Urbana-Champaign (Etats-Unis). A cette occasion nous aimerions remercier Geoffrey J.D. Hewings, directeur du REAL, pour ses qualités scientifiques et humaines. Une version précédente de cet article a été présentée au 39^e colloque de l'Association de Science Régionale de Langue Française (Lyon, septembre 2003), et au 50^e Annual North American Meetings of the Regional Science Association International (Philadelphie, Etats-Unis, novembre 2003).

* REAL, Université de l'Illinois à Urbana-Champaign (États-Unis), dallerba@uiuc.edu.

** IERSO (IFReDE-GRES), Université Montesquieu-Bordeaux IV, legallo@u-bordeaux4.fr.

1. INTRODUCTION

Les élargissements successifs des années 80 de l'Union européenne aux pays moins développés du sud de l'Europe (la Grèce en 1981, l'Espagne et le Portugal en 1986) ont fortement augmenté les inégalités régionales. En conséquence, pour des raisons d'équité et de bon fonctionnement des politiques communes, la Commission européenne a décidé de renforcer les instruments de politiques régionales afin d'aider les régions les moins susceptibles de bénéficier du processus d'intégration. En effet, un certain niveau de cohésion était nécessaire avant l'introduction de la monnaie unique, et des investissements importants en infrastructures de transport devaient combler la carence des pays pauvres afin de répondre aux attentes du Marché Unique, mais sous la contrainte d'une dette et d'un déficit public réduits.

Si le processus d'intégration et le montant très important que la Commission européenne accorde aux fonds régionaux depuis 1989 ont réussi à réduire les différences de PIB par tête entre États membres ces deux dernières décennies, les inégalités régionales ont fortement augmenté à l'intérieur de nombreux pays et les régions périphériques restent nettement moins développées que celles situées au cœur (Neven et Gouyette, 1995 ; Quah, 1996 ; Martin, 1999). Il semblerait que le processus d'intégration ait bénéficié avant tout aux régions les plus riches des pays pauvres. La poursuite de l'intégration économique et les fonds de développement régional dévolus aux infrastructures de transport ont en effet contribué au démantèlement des barrières commerciales et à réduire les coûts interrégionaux de transport, ce qui a conduit à une agglomération des activités productives dans les zones les plus riches, notamment celles localisées au cœur de l'Europe (Krugman, 1991a, 1991b ; Vickerman, 1991 ; Fujita et al., 1999 ; Puga, 2002).

Le récent élargissement à dix pays de l'Europe centrale et orientale, nettement moins développés que les plus pauvres des pays de l'UE15, relance la question de la capacité de l'intégration européenne à favoriser la cohésion sur son territoire. Dans ce contexte, nous analysons dans cet article l'évolution du processus de convergence de 145 régions européennes sur la période 1980-1999, que nous découpons en deux sous-périodes : 1980-1989 et 1989-1999. Le choix de ce découpage temporel repose tout d'abord sur la disponibilité des données. Étant donnée la taille de notre échantillon, la base de données Regio n'est pas en mesure de fournir des données plus anciennes, et nous préférons éviter le manque d'homogénéité due à la combinaison de bases de données différentes. L'année 1989 offre l'avantage de séparer la période totale en deux sous-périodes équivalentes et de correspondre au développement considérable des politiques régionales. En effet, c'est à partir de cette période qu'une part significative du

budget européen lui a été consacrée¹. Plusieurs découpages temporels ont été testés et ils ont conduit à des résultats similaires à ceux présentés ici.

Notre article se démarque des nombreuses études sur la convergence régionale qui ont suivi les célèbres travaux de Barro et Sala-I-Martin (1991, 1995) se basant sur les mêmes hypothèses que celles utilisées pour l'étude de la convergence au niveau international. En effet, nous n'acceptons pas de considérer les régions comme des entités isolées et nous avons donc recours aux outils de l'économétrie spatiale qui prennent formellement en compte l'environnement spatial de chaque région et les liens interrégionaux potentiels². Cet article s'organise comme suit : la section 2 propose une description des modèles de β -convergence et des effets spatiaux sur lesquels reposent les estimations effectuées dans les sections suivantes. La section 3 présente les données et la matrice de poids spatiale. Dans la section 4, nous réalisons une analyse exploratoire sur données spatiales (ESDA) pour détecter la présence d'autocorrélation et d'hétérogénéité spatiales dans la répartition du PIB par tête régional. Ces deux effets spatiaux sont ensuite inclus dans l'estimation du modèle de β -convergence approprié sur chaque sous-période.

2. MODELES DE β -CONVERGENCE ET EFFETS SPATIAUX

2.1. β -convergence absolue et conditionnelle

Depuis les célèbres articles de Barro et Sala-I-Martin (1991, 1995), de nombreuses études ont examiné le processus de β -convergence entre différents pays ou régions³. 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 région est positivement lié à la distance qui la sépare de son état régulier, indépendamment des conditions initiales dans lesquelles se trouvait cette région. Cette hypothèse s'évalue empiriquement à travers le modèle de β -convergence dans lequel les taux de croissance du PIB par tête des régions sont régressés sur leurs niveaux initiaux. Deux cas peuvent alors être considérés. Si toutes les économies sont structurellement identiques et ont accès à la même technologie, elles sont caractérisées par le même état régulier d'équilibre et ne diffèrent que par leurs conditions initiales. Il s'agit de l'hypothèse de β -convergence absolue, qui est testée en coupe transversale sur le modèle suivant, estimé par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) écrit en forme matricielle :

¹ Cependant, nous n'avons pas pour objectif dans cet article d'estimer l'impact des politiques de solidarité sur le développement régional. Ceci a été proposé dans Dall'erba (2004) et Dall'erba et Le Gallo (2003).

² Voir Abreu et al. (2005) pour une revue de la littérature des différentes études intégrant les interactions spatiales.

³ Voir Durlauf et Quah (1999) et Islam (2003) pour une revue de cette littérature.

$$g_T = \alpha S + \beta y_0 + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I) \quad (1)$$

où g_T est le vecteur ($n \times 1$) des taux de croissance moyens du PIB par tête entre les dates 0 et T ; S est le vecteur somme ($n \times 1$); y_0 est le vecteur des niveaux de PIB par tête en logarithmes à la date 0; α et β sont des paramètres inconnus à estimer. Il y a β -convergence absolue quand $\hat{\beta}$ est négatif et statistiquement significatif.

Le concept de β -convergence conditionnelle est utilisé lorsque l'hypothèse d'états réguliers similaires entre les régions est relâchée. Notons que si les états réguliers des économies sont très différents, ce concept est compatible avec la persistance d'un certain degré d'inégalité entre économies. Dans ce cas, une matrice de variables maintenant constant l'état régulier de chaque économie est ajoutée dans l'équation (1)⁴. Il y a β -convergence conditionnelle si $\hat{\beta}$ est significatif et négatif une fois que X est maintenu constant.

A partir de ces deux concepts, le processus de convergence peut ensuite être complété par deux informations additionnelles, basées sur $\hat{\beta}$. Tout d'abord, la vitesse de convergence, définie par : $b = -\ln(1 + T\hat{\beta})/T$, équivaut à la vitesse nécessaire à une économie pour atteindre son état d'équilibre. Ensuite, la demi-vie, définie par $\tau = -\ln(2)/\ln(1 + \hat{\beta})$, est le temps nécessaire à une économie pour atteindre la moitié de la distance qui la sépare de son état d'équilibre.

Ces deux concepts de convergence ont soulevé de nombreuses critiques, tant pour des raisons théoriques que méthodologiques. Du point de vue théorique, Friedman (1992) et Quah (1993) montrent que les tests de β -convergence peuvent être faussés par l'erreur de Galton (Galton's fallacy) de la régression vers la moyenne⁵. De plus, ils présentent plusieurs problèmes méthodologiques comme l'hétérogénéité, l'endogénéité et des problèmes de mesure (Durlauf et Quah, 1999; Temple, 1999). Dans cet article, nous souhaitons souligner le fait que nombre d'études ne prennent pas en compte la dimension spatiale des données. Alors que l'hypothèse d'entités isolées reste acceptable pour des études au niveau international, elle est plus fortement critiquable au niveau régional. En

⁴ Il peut s'agir de variables d'état, comme le stock de capital physique ou humain, ou de variables de contrôle, comme le taux de fécondité, le degré d'instabilité politique, le taux d'urbanisation, etc (Durlauf et Quah, 1999).

⁵ Si l'on régresse la variation d'une variable purement aléatoire sur elle-même, on obtient un coefficient très proche de -1 , soit une β -convergence quasi-parfaite. Ainsi, si les revenus des pays oscillaient de façon purement aléatoire autour d'une moyenne donnée, éventuellement avec une variance très forte, les régressions mesurant la convergence absolue donneraient des résultats extrêmement probants (Charlot et Combes, 2000).

effet, plusieurs facteurs, comme le commerce et la migration entre régions, la diffusion de la technologie et du savoir, et plus généralement les effets de débordement géographique, peuvent conduire à des régions spatialement interdépendantes. En l'absence de tableaux input/output au niveau régional en Europe, nos estimations empiriques prennent donc en compte les effets spatiaux détectés et modélisés à travers les outils formels de l'économétrie spatiale. Ces deux effets spatiaux sont l'autocorrélation spatiale et l'hétérogénéité spatiale.

2.2. Les effets spatiaux

L'autocorrélation spatiale se réfère à la coïncidence entre similitude des attributs et similitude de localisation (Anselin, 1988 ; 2001). L'autocorrélation spatiale peut provenir du fait que les données sont affectées par des processus qui relient des lieux différents et qui sont à l'origine d'une organisation particulière des activités dans l'espace (Haining, 1990), ou d'une mauvaise spécification d'un modèle (variables omises spatialement autocorrélées, forme fonctionnelle incorrecte, erreurs de mesure) qui surgit notamment lorsque l'étendue spatiale du phénomène étudié ne coïncide pas avec les unités spatiales d'observations.

Dans notre cas, l'autocorrélation spatiale signifie que les régions riches tendent à être géographiquement proches d'autres régions riches, et que les régions pauvres tendent à être géographiquement proches d'autres régions pauvres. La concentration spatiale des activités économiques au sein des régions européennes a déjà été soulignée dans les articles de López-Bazo et al. (1999), Le Gallo et Ertur (2003), Dall'erba (2005a), Basile et Gress (2005) et Ertur et Koch (2005) en utilisant les outils formels de la statistique spatiale.

La prise en compte de l'autocorrélation spatiale dans les modèles de β -convergence est utile pour trois raisons. Premièrement, du point de vue économétrique, l'hypothèse fondamentale de l'estimation par les MCO repose sur l'indépendance des termes d'erreur. Celle-ci peut être trop restrictive et devrait systématiquement être testée puisque, si elle est rejetée, l'inférence statistique basée sur les MCO n'est pas fiable. Deuxièmement, l'autocorrélation spatiale permet de capter les effets de débordement géographique entre unités spatiales. Troisièmement, l'autocorrélation spatiale permet de tenir compte des variations de la variable dépendante qui proviennent de variables non observées. En effet, dans le cas des modèles de β -convergence conditionnelle, le choix des variables explicatives appropriées est souvent problématique parce qu'on ne peut pas être sûr que toutes les variables qui différencient les états d'équilibre soient incluses. De plus, les données sur certaines de ces variables explicatives peuvent ne pas être facilement accessibles et/ou harmonisées. L'autocorrélation spatiale peut donc servir de *proxy* à toutes ces variables omises et absorber leurs effets. Cette caractéristique est particulièrement utile dans le cas des régions européennes, où les variables explicatives pour le début de notre période d'étude sont rares (Fingleton, 1999). Notons également que les caractéristiques spécifiques de

chaque pays auraient pu être captées par l'ajout de variables muettes nationales dans la spécification de notre modèle. Cependant, nous décidons de ne pas adopter cette approche pour les mêmes raisons que celles énoncées par Fingleton (1999, 2003) et Le Gallo (2002b). Tout d'abord, cette procédure peut ne pas éliminer entièrement l'autocorrélation résiduelle. Ensuite, l'introduction de variables muettes nationales implique des états réguliers nationaux différents mais une vitesse de convergence constante vers ces états. En d'autres termes, chaque région converge vers son état régulier national au même rythme que l'ensemble des autres régions de l'échantillon. Cette procédure apparaît alors être une procédure hybride et il serait sans doute plus satisfaisant dans ce cas de ne pas contraindre la vitesse de convergence à être constante pour toutes les régions (Barro et Sala-I-Martin, 1995). Enfin, notre problématique est l'étude de la convergence entre toutes les régions européennes, ce qui exclut l'utilisation de variables muettes nationales.

L'hétérogénéité spatiale signifie que les comportements économiques ne sont pas stables dans l'espace. Dans un modèle de régression, l'hétérogénéité spatiale peut être reflétée par des coefficients variables, c'est-à-dire une instabilité structurelle, par des variances du terme d'erreur différentes entre observations, phénomène appelé hétéroscédasticité en groupe, ou par la combinaison des deux. L'instabilité structurelle provient du fait que les formes fonctionnelles et les paramètres varient selon leur localisation. L'hétéroscédasticité en groupe peut venir de variables manquantes ou de toute autre forme de mauvaise spécification (Le Gallo, 2004). Il est possible que ces deux formes d'hétérogénéité spatiale soient présentes conjointement dans l'étude de données spatiales.

Dans le cas des régions européennes, l'hétérogénéité spatiale peut, par exemple, prendre la forme de schémas géographiques spécifiques comme Est-Ouest ou Nord-Sud. Elle peut donc être liée au concept de club 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. Quand les clubs de convergence existent, une seule équation de convergence doit être estimée par club. 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 cœur-périphérie, nous choisissons, dans le paragraphe 4.1, de détecter les clubs de convergence en se basant sur une analyse exploratoire sur données spatiales qui repose sur des critères géographiques.

Au niveau international, les études prenant explicitement en compte les effets spatiaux sont rares (Moreno et Trehan, 1997). Elles sont déjà plus nombreuses pour les études se situant au niveau régional suite à la disponibilité d'échantillons de taille plus importante correspondant à des degrés de liberté plus nombreux. Ainsi, Rey et Montouri (1999) et Lall et Shalizi (2003) intègrent l'autocorrélation spatiale dans l'estimation du modèle de β -convergence respectivement entre les États américains et les "municipios" brésiliens. De même, quelques articles portant sur les régions européennes font apparaître l'importance de la prise en compte des effets de débordement géographiques (Badinger et al., 2004 ; Carrington, 2003 ; Fingleton, 2000, 2003, 2004 ; Maurseth, 2001 ; Le Gallo et al., 2003 ; Vaya et al., 2004 ; Dall'erba, 2005b) et/ou de la présence d'une forte hétérogénéité spatiale (Baumont et al., 2003 ; Ertur et al., 2005) dans le processus de convergence. Cet article s'attache également à prendre en compte simultanément l'autocorrélation et l'hétérogénéité spatiales. En outre, notons que quelques études ont mis en évidence l'hétérogénéité temporelle du processus de convergence entre les régions européennes depuis les années 80 (Barro et Sala-I-Martin, 1995 ; Neven et Gouyette, 1995). Nous tenons ainsi compte de cette hétérogénéité en découpant notre période d'étude en deux sous-périodes et en analysant l'évolution, d'une part du processus de convergence et d'autre part, de la nature et de l'ampleur des effets spatiaux.

Avant de se pencher sur l'estimation par l'économétrie spatiale de la convergence régionale européenne, la section 3 présente les données et la matrice de poids spatiale sur lesquelles repose notre estimation empirique.

3. DONNÉES ET MATRICE DE POIDS SPATIALE

Les séries de PIB par tête régional proviennent de la version la plus récente 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 la période 1980-1999. Notre échantillon est composé de 145 régions NUTS 2 (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 éloignées : les îles Canaries et 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 Luxembourg (1 région) et le Royaume-Uni (12 régions). Dans le cas du Royaume-Uni, nous utilisons les régions au niveau NUTS I car les régions NUTS II ne sont pas utilisées comme unités gouvernementales ; il s'agit en effet des inventions statistiques de la Commission européenne et du gouvernement du Royaume-Uni).

Concernant le choix de la matrice de poids spatiale, il n'est pas possible d'utiliser de simples matrices binaires de contiguïté à cause de la présence d'îles. En effet, dans ce cas, la matrice de contiguïté inclurait des lignes et des colonnes composées de zéros pour celles-ci. Puisque les observations qui ne possèdent pas de connections sont éliminées dans les procédures spatiales d'estimation, la taille de l'échantillon et donc l'interprétation des résultats statistiques seraient affectés. Suivant les recommandations d'Anselin et Bera (1998), nous choisissons de baser les matrices de poids sur la pure distance géographique, puisque l'exogénéité de la distance géographique est sans ambiguïté. Plus précisément, nous utilisons une matrice basée sur la distance sphérique entre les centroïdes régionaux. Nous utilisons l'inverse de la distance au carré afin de refléter une fonction de gravité. Cette matrice est définie de la manière suivante :

$$\begin{cases} w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } i = j, \forall k \\ w_{ij}^*(k) = 1/d_{ij}^2 & \text{si } d_{ij} \leq D(k) \\ w_{ij}^*(k) = 0 & \text{si } d_{ij} > D(k) \text{ et } w_{ij} = w_{ij}^* / \sum_j w_{ij}^* \text{ pour } k = 1, \dots, 3 \end{cases} \quad (2)$$

où w_{ij}^* est un élément de la matrice de poids non-standardisée, w_{ij} est un élément de la matrice de poids standardisée; d_{ij} est la distance sphérique entre les centroïdes des régions i et j ; $D(1) = Q1$, $D(2) = Me$ et $D(3) = Q3$; $Q1$, Me et $Q3$ sont respectivement le premier quartile, la médiane et le troisième quartile de la distribution de la distance sphérique. $D(k)$ est la distance limite pour $k = 1, \dots, 3$ au-delà de laquelle les interactions sont supposées négligeables. Chaque matrice est standardisée en lignes si bien que c'est sa distance relative et non pas absolue qui compte⁶.

4. ÉVOLUTION DU PROCESSUS DE CONVERGENCE SUR 1980-1999

4.1. Détection des régimes spatiaux

Sur la base de ces matrices de poids, la première étape de notre analyse consiste à détecter la présence d'hétérogénéité spatiale dans la répartition du PIB par tête régional. Nous utilisons à cet égard les statistiques G-I*, développées par Ord et Getis (1995)⁷, sur les valeurs du PIB par tête régional en 1980. Ces statistiques sont définies comme suit :

⁶ La robustesse des résultats est également testée en utilisant d'autres matrices de poids, basées sur le nombre de plus proches voisins avec $k = 10, 15, 20, 25$ voisins. Trois matrices de poids binaires basées sur les distances dont les limites sont celles définies plus haut sont également construites.

⁷ Tous les calculs de cette section ont été effectués avec le logiciel SpaceStat 1.91 (Anselin, 1999).

$$G_i^*(d) = \frac{\sum_j w_{ij} x_j - W_i^* \bar{x}}{s \{[(nS_{ii}^*) - W_i^{*2}] / (n-1)\}^{1/2}} \quad (3)$$

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 ; $S_{ii}^* = \sum_j w_{ij}^2$, \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 quelle que soit la matrice de poids utilisée, ce qui indique la présence d'hétérogénéité spatiale :

- 96 régions appartiennent au régime spatial "cœur": la Belgique, l'Allemagne, le Danemark, la France, l'Italie (à l'exception de Umbria, Marche, Lazio, Abruzzo, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia, Sardegna), le Luxembourg, les Pays-Bas, le Royaume-Uni (sauf l'Irlande du Nord et l'Ecosse) ;

- 49 régions appartiennent au régime spatial "périphérie": l'Espagne, la Grèce, l'Irlande, le sud de l'Italie (Umbria, Marche, Lazio, Abruzzo, Molise, Campania, Puglia, Basilicata, Calabria, Sicilia, Sardegna), le Portugal, le nord du Royaume-Uni (Irlande du Nord et Ecosse).

Dans le paragraphe suivant, nous procédons à l'estimation du processus de convergence sur la période 1980-1989. A cet égard, une équation de β -convergence absolue est estimée et plusieurs tests sont effectués pour déterminer la présence et la nature des effets spatiaux à inclure.

4.2. Le processus de convergence sur la période 1980-1989

Les résultats de l'estimation par les MCO du modèle (1) de β -convergence absolue sur la période 1980-1989 sont indiqués dans la colonne 2 du tableau n° 1. Ils ont été obtenus avec la matrice de poids $D(1)$, la matrice de poids dont le seuil est égal au premier quartile de la distribution de la distance sphérique

entre les centroïdes des régions. Tous les résultats présentés dans cette section sont robustes avec les autres matrices de poids, cependant $D(1)$ a été choisie parce qu'elle permet de maximiser la valeur de la statistique I de Moran adaptée aux résidus de la régression (Cliff et Ord, 1981).

Tableau n° 1: Résultats des estimations du modèle de β -convergence sur 1980-1989 avec la matrice de poids spatial $D(1)$

	Résultats des estimations				Tests	
	Modèle (1)	Modèle (4)			Modèle (1)	Modèle (4)
	MCO-White	MV-ERR	GMM-ERR		MCO-White	MV-ERR
$\hat{\alpha}$	0,206 (0,000)	0,167 (0,000)	0,168 (0,000)	I de Moran	16,238 (0,000)	-
$\hat{\beta}$	-0,015 (0,000)	-0,010 (0,011)	-0,010 (0,007)	LMERR	227,009 (0,000)	-
$\hat{\lambda}$	-	0,836 (0,000)	0,823 (0,000)	R-LMERR	19,106 (0,000)	-
$\hat{\sigma}^2$	0,0149	0,0094	0,0095	LMLAG	208,042 (0,000)	-
Vitesse de convergence	1,65 %	1,08 %	1,11 %	R-LMLAG	0,139 (0,709)	-
Demi-vie	45	67	65	Jarque-Bera	1,316 (0,518)	-
Sq. Corr.	-	0,165	0,165	Test de White	10,946 (0,004)	-
LIK	405,122	460,859		Test BP pour l'hétéroscédasticité	4,981 (0,025)	0,0001 (0,991)
AIC	-806,243	-917,717		Test BP spatial	-	0,0001 (0,991)
SC	-800,290	-911,764		Test LR sur l'hypothèse de facteur commun	-	1,480 (0,224)
				Test LM sur la variable endogène décalée	-	0,723 (0,395)

Notes : Les probabilités critiques sont entre parenthèses. MCO-White indique l'utilisation de la matrice des variances-covariances convergente en présence d'hétéroscédasticité de forme inconnue dans l'estimation par les MCO (White, 1980). MV-ERR indique l'estimation par la méthode du maximum de vraisemblance du modèle avec autocorrélation des erreurs. GMM-ERR indique l'estimation par la méthode des moments généralisés itératifs du modèle avec autocorrélation des erreurs (Kelejian et Prucha, 1999). Sq.-Corr. est la corrélation élevée au carré entre les valeurs observées et les valeurs prévues. LIK est la valeur de la fonction de vraisemblance à l'optimum. AIC est le critère d'information d'Akaike (1974). SC est le critère d'information de Schwarz (1978). JB est la valeur de la statistique du test de normalité des résidus de Jarque-Bera (1987). BP est la valeur de la statistique du test de Breusch-Pagan (1979) pour l'hétéroscédasticité, BP spatial est la version ajustée spatialement (Anselin, 1988). White est la valeur de la statistique du test de White (1980) pour l'hétéroscédasticité. I de Moran est le test de Moran adapté aux résidus (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).

On note tout d'abord que $\hat{\beta}$ a le signe attendu ($\hat{\beta} = -0,015$) et est significatif (probabilité critique de $p = 0,000$), ce qui traduit la présence de β -convergence absolue entre régions européennes. La vitesse de convergence associée à cette estimation est de 1,65 % et la demi-vie est de 45 années. L'analyse des tests associés à cette estimation fait apparaître que le test de Jarque-Bera ne permet pas de rejeter l'hypothèse de normalité des résidus (valeur de $p = 0,518$). Nous remarquons également que le test de White aboutit clairement au rejet de l'homoscédasticité (valeur de $p = 0,004$), ainsi que le test de Breusch-Pagan (valeur de $p = 0,025$) contre D1, la variable muette associée au régime "cœur". Par conséquent, les résultats obtenus à l'aide de l'estimation par les MCO sous l'hypothèse d'une variance constante du terme d'erreur ne sont pas fiables, et l'inférence statistique est biaisée.

En présence d'autocorrélation spatiale, les estimateurs obtenus par les MCO ne sont pas convergents (cas d'une variable endogène ou exogène décalée) ou sont inefficients (cas d'une autocorrélation spatiale des erreurs). De plus, comme le note Anselin (1988), les liens entre hétéroscédasticité et autocorrélation spatiale sont forts et complexes. Plus précisément, la présence de la première peut être due à l'omission de la dernière. Par conséquent, différents tests ayant pour but de détecter la forme la plus appropriée d'autocorrélation spatiale dans le modèle de β -convergence ont été décrits dans Anselin (1988) et Anselin et al. (1996) et sont appliqués ici. Elle peut en effet prendre la forme d'une autocorrélation spatiale des erreurs ou d'une variable endogène décalée. Pour pouvoir 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 RLMERR et RLMLAG 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).

L'application de cette règle de décision avec la matrice de poids spatial $D(1)$ indique que le modèle avec autocorrélation des erreurs est la meilleure spécification : LMERR (227,009) est plus élevé que LMLAG (208,042) et R-LMERR est significatif alors que R-LMLAG ne l'est pas à 5 %. Ainsi, le modèle (1) souffre d'une mauvaise spécification due à l'omission de l'autocorrélation spatiale des erreurs. L'étape suivante consiste donc à estimer le modèle de β -convergence avec autocorrélation des erreurs qui peut s'écrire comme suit :

$$g_T = \alpha S + \beta y_0 + \varepsilon \quad \text{avec} \quad \varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \quad \text{et} \quad u \sim N(0, \sigma_u^2 I) \quad (4)$$

avec les mêmes notations que précédemment et où λ est le paramètre représentant l'intensité de l'autocorrélation spatiale entre les résidus de la régression.

Les résultats des estimations de ce modèle par la méthode du maximum de vraisemblance (MV) et la méthode des moments généralisés itératifs (GMM itératif)⁸ sont reportés dans les colonnes 3 et 4 du tableau n° 1. Le coefficient associé au niveau de PIB par tête initial est inférieur à celui du modèle estimé par les MCO ($\hat{\beta} = -0,010$) mais est toujours significatif. La vitesse de convergence a diminué (1,08 %) et la demi-vie a augmenté (67 années). Ce modèle est supérieur au précédent en termes des critères d'information.

L'estimation fait également ressortir une autocorrélation spatiale positive et significative des erreurs ($\hat{\lambda} = 0,836$ par MV). D'autres diagnostics visant à tester les hypothèses sur lesquelles sont basées les estimations par la méthode du MV sont fournis. Ainsi, il apparaît que les deux tests sur l'hétéroscédasticité contre la variable régime (les statistiques de Breusch-Pagan non ajustées et spatialement ajustées) ne permettent pas de rejeter l'absence d'hétéroscédasticité (valeur de $p = 0,991$). L'hétérogénéité spatiale sur la période 1980-1989 a donc été prise en compte de manière adéquate dans ce modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs. De plus, le test du ratio de vraisemblance du facteur commun et le test du multiplicateur de Lagrange ne permettent pas de rejeter leur hypothèse nulle respective.

L'ensemble des résultats présentés ici indique que le modèle de β -convergence avec autocorrélation spatiale des erreurs est le modèle le plus approprié pour la période 1980-1989. Nous détectons une convergence plutôt faible entre les régions européennes (1,10 %), inférieure aux 2 % habituellement trouvés dans la littérature, mais plus proche des 1,23 % trouvés par Le Gallo et al. (2003) sur 138 régions européennes pour la période 1980-1995 dans un cadre spatial. La présence d'autocorrélation spatiale est synonyme d'effets de débordement géographiques positifs entre les régions européennes, ce qui confirme que celles-ci ne doivent pas être considérées comme indépendantes les unes des autres. Dans le paragraphe suivant, nous estimons le processus de β -convergence sur la période 1989-1999.

4.3. Le processus de convergence sur la période 1989-1999

La colonne 2 du tableau n° 2 présente les résultats de l'estimation du modèle (1) par les MCO sur la période 1989-1999. Les résultats des tests du multiplicateur de Lagrange et leurs versions robustes indiquent que le modèle

⁸ Voir Le Gallo (2002a) pour une revue des méthodes d'estimation en présence d'effets spatiaux.

avec autocorrélation des erreurs est plus approprié que le modèle avec variable endogène décalée (93,4 pour le LMERR est supérieur à 92,5 pour le LMLAG et R-LMERR est plus significatif que R-LMLAG). Le modèle (4) a donc été estimé par la méthode du MV et du GMM itératif et les résultats sont présentés dans les colonnes 4 et 5 du tableau n° 2. Comme l'indiquent les tests de Breusch-Pagan d'hétéroscédasticité contre la variable régime, il subsiste une hétéroscédasticité en groupe résiduelle ($p = 0,000$). L'hétérogénéité spatiale doit donc être considérée plus en détail pour la période 1989-1999.

L'hétéroscédasticité en groupe détectée peut provenir d'une instabilité structurelle non prise en compte. Nous estimons donc un modèle de β -convergence absolue avec les 2 régimes définis précédemment, spécifié de la façon suivante :

$$g_T = \alpha_C D_C + \beta_C D_C y_0 + \alpha_P D_P + \beta_P D_P y_0 + \varepsilon$$

avec $\varepsilon = \lambda W \varepsilon + u$ et $u \sim N(0, \sigma_u^2 I)$ (5)

avec les même notations que précédemment et où D_C et D_P sont des variables muettes correspondant respectivement aux régimes cœur et périphérie définis précédemment ; α_C , α_P , β_C , β_P sont les paramètres inconnus à estimer. Ce type de spécification permet de prendre en compte le fait que le processus de convergence, s'il existe, est susceptible d'être différent entre les deux régimes, qui peuvent être interprétés ici comme des clubs de convergence. Notons que cette spécification suppose que le même processus spatial autorégressif affecte toutes les erreurs. En d'autres termes, l'autocorrélation spatiale est supposée être identique dans les régions cœur et périphériques et toutes les régions interagissent spatialement à travers la matrice de poids.

Les résultats des estimations par la méthode du MV sont présentés dans la colonne 6 du tableau n° 2. Il apparaît que seul $\hat{\beta}_P$ a le signe attendu et est significatif ($\hat{\beta}_P = -0,027$). Cela est confirmé par le test de Chow-Wald sur l'instabilité structurelle générale et les tests de stabilité individuelle qui rejettent l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients. En d'autres termes, s'il y a un processus de convergence sur la période 1989-1999, il ne concerne que les régions localisées dans la périphérie de l'Union européenne. Enfin, notons qu'une autocorrélation spatiale des erreurs positive et significative est détectée et que le test de Breusch-Pagan contre la variable régime rejette l'hypothèse nulle d'homoscédasticité. Il subsiste donc toujours une certaine hétéroscédasticité en groupe dans le modèle non captée par l'instabilité structurelle qui doit être prise en compte.

Tableau n° 2 : Résultats des estimations du modèle de β -convergence sur 1989-1999 avec la matrice de poids spatial D(1)

Résultat des estimations								
	Modèle (1)		Modèle (4)		Modèle (5)		Modèle (6)	
	MCO-White		MV-ERR GMM-ERR		MV – ERR		MV – HET/ERR	
					Cœur	Périph.	Cœur	Périph.
$\hat{\alpha}_r$	0,210 (0,000)		0,116 (0,000)	0,142 (0,000)	0,024 (0,565)	0,295 (0,000)	0,025 (0,475)	0,293 (0,000)
$\hat{\beta}_r$	-0,018 (0,000)		-0,008 (0,026)	-0,010 (0,001)	0,001 (0,696)	-0,027 (0,000)	0,001 (0,666)	-0,027 (0,044)
$\hat{\lambda}$	-		0,801 (0,000)	0,679 (0,000)	0,757 (0,000)		0,748 (0,000)	
$\hat{\sigma}_{\varepsilon,r}^2$	0,0109		0,0083	0,0083	0,0079		9,942*10 ⁻⁵ 4,552*10 ⁻⁶ (0,000) (0,000)	
Vitesse de convergence	1,94 %		0,81 %	0,91 %	-	3,20 %	-	3,15 %
Demi-vie	39		89	79	-	25	-	25
Sq. Corr.	-		0,294	0,294	0,357		0,352	
LIK	450,965		480,509		487,583		499,952	
AIC	-897,930		-957,018		-967,167		-991,904	
SC	-891,976		-951,065		-955,260		-979,997	
Tests								
I de Moran	10,531 (0,000)	Test BP pour l'hétéroscédasticité	12,767 (0,000)		11,617 (0,000)		-	
LMERR	93,414 (0,000)	Test BP spatial	12,875 (0,000)		-		-	
R-LMERR	6,470 (0,011)	Test LR sur l'hypothèse de facteur commun	5,532 (0,018)		3,832 (0,147)		-	
LMLAG	92,587 (0,000)	Test LM sur la variable endogène décalée	0,834 (0,361)		0,048 (0,826)		-	
R-LMLAG	5,642 (0,017)	Chow-Wald	-		15,259 (0,000)		12,873 (0,001)	
Test de White	2,431 (0,296)	Test de stab. ind. sur $\hat{\alpha}_r$	-		15,016 (0,000)		11,743 (0,000)	
Test KB pour l'hétéroscé.	9,899 (0,001)	Test de stab. ind. sur $\hat{\beta}_r$	-		14,553 (0,000)		11,044 (0,000)	
		LR – group. het.	-		-		24,687 (0,000)	

Notes : voir notes tableau n°1. Les tests de stabilité individuelle des coefficients sont basés sur des statistiques asymptotiques de Wald utilisant la matrice des variances-covariances de White (1980). Elles convergent asymptotiquement vers un χ^2 à 1 degré de liberté. KB est la valeur de la statistique du test de Koenker-Basset (1982) de l'hétéroscédasticité robuste à la non-normalité. Le test de Chow-Wald de stabilité globale est également basé sur la statistique asymptotique de Wald utilisant la matrice des variances-covariances de White. Elle converge asymptotiquement vers un χ^2 à 2 degrés de liberté (Anselin, 1988). LR-group. het. est la valeur de la statistique du test du ratio de vraisemblance pour l'hétéroscédasticité en groupe.

La dernière colonne du tableau n° 2 reporte les résultats de l'estimation du modèle avec instabilité structurelle et hétéroscédasticité en groupe. Ce modèle s'écrit comme suit :

$$g_T = \alpha_C D_C + \beta_C D_C y_0 + \alpha_P D_P + \beta_P D_P y_0 + \varepsilon$$

$$\text{avec } \varepsilon = \lambda W \varepsilon + u \text{ et } u \sim N \left(0, \begin{bmatrix} \sigma_{u,C}^2 I_{96} & 0 \\ 0 & \sigma_{u,P}^2 I_{49} \end{bmatrix} \right) \quad (6)$$

où les notations sont les mêmes que celles du modèle (5) et où $\sigma_{\varepsilon,C}^2$ est la variance dans la régime cœur (96 régions), $\sigma_{\varepsilon,P}^2$ est la variance dans le régime périphérie (49 régions).

Les résultats des estimations par la méthode du MV indiquent une convergence significative en périphérie seulement ($\hat{\beta}_P = -0,027$) puisque $\hat{\beta}_C$ est positif et non-significatif. Dans le régime périphérique, la vitesse de convergence est de 3,15 %, ce qui correspond à une demi-vie de 25 années. Le processus de convergence pour les régions périphériques semble donc plus fort que dans le modèle initial sans hétérogénéité spatiale. Une autocorrélation des erreurs positive et significative est trouvée ($\hat{\lambda} = 0,748$). Le test de Chow-Wald sur l'instabilité structurelle générale rejette l'hypothèse nulle d'égalité des coefficients (valeur de $p = 0,001$). Cela est confirmé par les tests de stabilité des coefficients individuels, qui rejettent également les hypothèses nulles correspondantes. Enfin, le test du ratio de vraisemblance sur l'hétéroscédasticité en groupe est significatif (valeur de $p = 0,000$). Le modèle (6) est donc le modèle approprié sur la période 1989-1999. Le processus de convergence est donc assez différent entre régimes. Ainsi, deux processus opposés coexistent : à un groupe de régions pauvres qui convergent entre elles à un rythme moyen, s'oppose un groupe de régions riches pour lesquelles l'hypothèse de convergence absolue est rejetée.

Comparés aux résultats trouvés sur la période 1980-1989, ces résultats indiquent une différenciation croissante entre le processus de convergence des régions cœur et celui des régions périphériques. Ainsi, il n'a pas été possible de détecter des régimes spatiaux sur la première sous-période 1980-1989 alors qu'il n'existe pas de convergence entre régions cœur sur la deuxième sous-période 1989-1999. Si les régions périphériques convergent, elles convergent vers un état d'équilibre différent de celui des régions cœur, ce qui peut ainsi conduire à la possibilité d'inégalités persistantes entre régions européennes. Ce résultat montre également que le processus de convergence régionale global détecté sur la deuxième période est un artefact.

5. CONCLUSION

Cet article s'est penché sur l'évolution du processus de convergence de 145 régions européennes entre la période 1980-1989 et la période 1989-1999. Ces deux décennies correspondent à une accélération du processus d'intégration, marqué par l'élargissement aux pays pauvres du Sud et par la mise en place d'instruments de solidarité très coûteux. Tout d'abord, les statistiques de Getis-Ord sont mobilisées afin de détecter la présence d'autocorrélation locale spatiale sous la forme de deux régimes spatiaux représentatifs de la célèbre structure cœur-périphérie (Krugman, 1991a, 1991b; Fujita et al., 1999). Ensuite, plusieurs tests visant à détecter et à inclure les effets spatiaux dans notre modèle ont conduit à un modèle avec autocorrélation des erreurs pour les deux sous-périodes. De l'hétérogénéité spatiale sous la forme de deux régimes spatiaux et d'hétéroscédasticité en groupe est également détectée, mais seulement pour la seconde sous-période. Les résultats des estimations indiquent une convergence significative (à une vitesse de 1,10 %) entre toutes les régions sur la période 1980-1989 mais une convergence significative (à une vitesse de 3,15 %) seulement entre régions périphériques sur 1989-1999. Ces résultats mettent en avant la formation d'un club de convergence entre régions périphériques au sein de l'Union européenne et une différenciation entre le processus de convergence des régions cœur et celui des régions périphériques, ce qui est compatible avec la persistance d'inégalités entre régimes. Ces résultats remettent en cause la capacité du processus d'intégration européenne à favoriser la cohésion sur son territoire. Les autorités européennes ont donc à présent la lourde tâche de déterminer leurs politiques en tenant compte du retard de développement non seulement des régions pauvres de l'UE15, mais aussi de la quasi-totalité des régions des nouveaux pays membres.

RÉFÉRENCES

- Abreu M., de Groot H.L.F., Florax R.J.G.M., 2005, "A Survey of Growth Empirics and Space", *Région et Développement*, ce numéro.
- Akaike H., 1974, "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, p. 716-723.
- Anselin L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- Anselin L., 1999, *SpaceStat, a Software Package for the Analysis of Spatial Data*, Version 1.90. BioMedware, Ann Arbor.

- Anselin L., 2001, "Spatial Econometrics", dans Baltagi B. (ed.), *Companion to Econometrics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Anselin L., Bera A., 1998, "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics", dans Ullah A., Giles D.E.A. (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, Springer-Verlag, Berlin.
- Anselin L., Bera A., Florax R., Yoon M., 1996, "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, p. 77-104.
- Anselin L., Florax R., 1995, "Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models", dans Anselin L., Florax R. (eds.), *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer-Verlag, Berlin.
- Badinger H., Muller W., Tondl G., 2004, "Regional Convergence in the European Union, 1985-1999: a Spatial Dynamic Panel Analysis", *Regional Studies*, Vol. 38, p. 241-254.
- Barro R.J., Sala-I-Martin X., 1991, "Convergence across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1991, p. 107-182.
- Barro R.J., Sala-I-Martin X., 1995, *Economic Growth Theory*, McGraw-Hill, Boston.
- Basile R., Gress B., 2005, "Semi-Parametric Spatial Auto-Covariance Models of Regional Growth in Europe", *Région et Développement*, ce numéro.
- Baumol W.J., 1986, "Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long Run Data Show", *American Economic Review*, Vol. 76, p. 1072-1085.
- Baumont C., Ertur C., Le Gallo J., 2003, "Spatial Convergence Clubs and the European Growth Process, 1980-1995", dans Fingleton B. (ed.), *European Regional Growth*, Springer-Verlag, Berlin.
- Berthélemy J.-C., Varoudakis A., 1996, "Economic Growth, Convergence Clubs, and the Role of Financial Development", *Oxford Economic Papers*, Vol. 48, p. 300-328.
- Breusch T., Pagan A., 1979, "A Simple Test for Heteroskedasticity and Random Coefficient Variation", *Econometrica*, Vol. 47, p. 1287-1294.
- Carrington A., 2003, "A Divided Europe? Regional Convergence and Neighborhood Spillover Effects", *Kyklos*, Vol. 2003-3, p. 381-393.
- Charlot S., Combes P.P., 2000, "Convergence ou Divergence Régionale?", dans Baumont C., Combes P.P., Derycke P.H., Jayet H. (éds.), *Économie géographique, les théories à l'épreuve des faits*, Economica, Paris.
- Chatterji M., 1992, "Convergence Clubs and Endogenous Growth", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 8, p. 57-69.

- Cliff A.D., Ord J.K., 1981, *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, Londres.
- Dall'erba S., 2004, "Les politiques de développement régional en Europe à la lumière des outils récents de la science régionale", Thèse de Doctorat en Économie, Université de Pau et des Pays de l'Adour, 25 juin.
- Dall'erba S., 2005a, "Distribution of Regional Income and Regional Funds in Europe 1989-1999: an Exploratory Spatial Data Analysis", *Annals of Regional Science*, à paraître.
- Dall'erba S., 2005b, "Productivity Convergence and Spatial Dependence among Spanish Regions", *Journal of Geographical Systems*, à paraître.
- Dall'erba S., Le Gallo J., 2003, "Regional Convergence and the Impact of Structural Funds over 1989-1999: a Spatial Econometric Analysis", *Discussion Paper REAL 03-T-14*, Université de l'Illinois à Urbana-Champaign.
- De Long B., 1988, "Productivity Growth, Convergence and Welfare: Comment", *American Economic Review*, Vol. 78, p. 1138-1154.
- Durlauf S.N., Johnson P.A., 1995, "Multiple Regimes and Cross-Country Growth Behaviour", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 10, p. 365-384.
- Durlauf S.N., Quah D., 1999, "The New Empirics of Economic Growth", dans Taylor J., Woodford M. (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland Elsevier Science.
- Ertur C., Koch W., 2005, "Une analyse exploratoire des disparités régionales dans l'Europe élargie", *Région et Développement*, ce numéro.
- Ertur C., Le Gallo J., Baumont C., 2005, "The European Regional Convergence Process, 1980-1995: Do Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity Matter?", *International Regional Science Review*, à paraître.
- Fingleton B., 1999, "Estimates of Time to Economic Convergence: an Analysis of Regions of the European Union", *International Regional Science Review*, Vol. 22, p. 5-34.
- Fingleton B., 2000, "Spatial Econometrics, Economic Geography, Dynamics and Equilibrium: a Third Way?", *Environnement and Planning A*, Vol. 32, p. 1481-1498.
- 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., 2004, "Regional Economic Growth and Convergence: Insights from a Spatial Econometric Perspective", dans Anselin L., Florax R., Rey S. (eds.), *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*, Springer-Verlag, Berlin.

- Friedman M., 1992, "Do Old Fallacies Ever Die?", *Journal of Economic Literature*, Vol. 30, p. 2129-2132.
- Fujita M., Krugman P., Venables A.J., 1999, *The Spatial Economy*, MIT Press, Cambridge.
- Haining R., 1990, *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Islam N., 2003, "What Have We Learnt from the Convergence Debate?", *Journal of Economic Surveys*, Vol. 17, p. 309-362.
- Jarque C.M., Bera A.K., 1987, "A Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *International Statistical Review*, Vol. 55, p. 163-172.
- Kelejian H.H., Prucha I.R., 1999, "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model", *International Economic Review*, Vol. 40, p. 509-534.
- Koenker R., Basset G., 1982, "Robust Tests for Heteroskedasticity Based on Regression Quantiles", *Econometrica*, Vol. 50, p. 43-61.
- Krugman P., 1991a, *Geography and Trade*, MIT Press, Cambridge MA.
- Krugman P., 1991b, "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, p. 483-499.
- Lall S.V., Shalizi Z., 2003, "Location and Growth in the Brazilian Northeast", *Annals of Regional Science*, Vol. 35, p. 153-166.
- Le Gallo J., 2002a, "Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire", *Économie et Prévision*, Vol. 155, p. 139-158.
- Le Gallo J., 2002b, "Disparités géographique et convergence des régions européennes : une approche par l'économétrie spatiale", Thèse de Doctorat en Analyse et Politique Économiques, Université de Bourgogne, Dijon.
- Le Gallo J., 2004, "Hétérogénéité spatiale, principes et méthodes", *Économie et Prévision*, Vol. 162, p. 151.
- Le Gallo J., Ertur C., 2003, "Exploratory Spatial Data Analysis of the Distribution of Regional per Capita GDP in Europe, 1980-1995", *Papers in Regional Science*, Vol. 82, p. 175-201.
- Le Gallo J., Ertur C., Baumont C., 2003, "A Spatial Econometric Analysis of Convergence across European Regions, 1980-1995", dans Fingleton B. (ed.), *European Regional Growth*, Springer-Verlag, Berlin.
- López-Bazo E., Vayà E., Mora A.J., Suriñach J., 1999, "Regional Economic Dynamics and Convergence in the European Union", *Annals of Regional Science*, Vol. 33, p. 343-370.

- Martin P., 1999, "Public Policies, Regional Inequalities and Growth", *Journal of Public Economics*, Vol. 73, p. 85-105.
- Maurseth P.B., 2001, "Convergence, Geography and Technology", *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 12, p. 247-276.
- Moreno R., Trehan B., 1997, "Location and the Growth of Nations", *Journal of Economic Growth*, Vol. 2, p. 399-418.
- Neven D., Gouyette C., 1995, "Regional Convergence in the European Community", *Journal of Common Market Studies*, Vol. 33, p. 47-65.
- Ord J.K., Getis A., 1995, "Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application", *Geographical Analysis*, Vol. 27, p. 286-305.
- Puga D., 2002, "European Regional Policies in the Light of Recent Location Theories", *Journal of Economic Geography*, 2, 373-406.
- Quah D., 1993, "Galton's Fallacy and Tests of the Convergence Hypothesis", *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 95, p. 427-443.
- Quah D., 1996, "Regional Convergence Clusters across Europe", *European Economic Review*, Vol. 40, p. 1951-1958.
- Rey S.J., Montouri B.D., 1999, "U.S. Regional Income Convergence: a Spatial Econometric Perspective", *Regional Studies*, Vol. 33, p. 145-156.
- Schwarz G., 1978, "Estimating the Dimension of a Model", *The Annals of Statistics*, Vol. 6, p. 461-464.
- Temple J., 1999, "The New Growth Evidence", *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, p. 112-156.
- Vaya E., López-Bazo E., Moreno R., Surinach J., 2004, "Growth and Externalities Across Economies: an Empirical Analysis Using Spatial Econometrics", dans Anselin L., Florax R., Rey S. (eds.), *Advances in Spatial Econometrics: Methodology, Tools and Applications*, Springer-Verlag, Berlin.
- Vickerman R.W., 1991, *Infrastructure and Regional Development*, Pion, Londres.
- White H., 1980, "A Heteroskedastic-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, Vol. 48, p. 817-838.

DYNAMICS OF THE REGIONAL CONVERGENCE PROCESS IN EUROPE

Abstract - *In this paper, we analyze the evolution of the convergence process between 145 European regions over the period 1980-1999. In that purpose, we use the formal tools of spatial econometrics to identify and include the relevant spatial effects in the estimation of the appropriate conditional β -convergence model for two sub-periods (1980-1989 and 1989-1999). While a spatial error model is the best specification for both periods, we detect spatial heterogeneity, in the form of structural instability and group wise heteroskedasticity, only for 1989-1999. These results highlight the formation of a convergence club between the peripheral regions of the European Union and a differentiation between the convergence process of the regions located in the core and the one of the regions located in the periphery.*

DINÁMICA DEL PROCESO DE CONVERGENCIA REGIONAL EN EUROPA

Resumen - *Analizamos la evolución del proceso de convergencia entre 145 regiones europeas sobre el periodo de 1980 a 1999. Con esta meta, utilizamos las herramientas formales de la econometría espacial para identificar e incluir los efectos espaciales apropiados en la estimación del modelo de convergencia para dos subperiodos (1980-1989 et 1989-1999). Mientras que un modelo con autocorrelación espacial de los errores resulta más apropiado para los dos periodos, vemos una heterogeneidad espacial bajo la forma de una inestabilidad estructural y de una heteroescedasticidad de los errores sólo para el periodo 1989-1999. Estos resultados traducen la formación de un club de convergencia entre las regiones periféricas de la Union Europea y una diferenciación entre el proceso de convergencia de las regiones centrales y el de las regiones periféricas.*