



HAL
open science

Convergence des régions européennes (une approche par l'économétrie spatiale)

Catherine Baumont, Cem Ertur, Julie Le Gallo

► To cite this version:

Catherine Baumont, Cem Ertur, Julie Le Gallo. Convergence des régions européennes (une approche par l'économétrie spatiale). [Rapport de recherche] Laboratoire d'analyse et de techniques économiques(LATEC). 2000, 27 p., Graph, ref. bib.: 2 p. hal-01526961

HAL Id: hal-01526961

<https://hal.science/hal-01526961>

Submitted on 23 May 2017

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

LATEC

LABORATOIRE D'ANALYSE ET DE TECHNIQUES ÉCONOMIQUES

UMR 5118 CNRS

DOCUMENT DE TRAVAIL



Pôle d'Économie et de Gestion

2, bd Gabriel - BP 26611 - F-21066 Dijon cedex - Tél. 03 80 39 54 30 - Fax 03 80 39 54 43

Courrier électronique : secretariat.latec@u-bourgogne.fr

ISSN : 1260-8556

n° 2000-03

**Convergence des régions européennes
Une approche par l'économétrie spatiale**

Catherine Baumont, Cem Ertur et Julie Le Gallo

Février 2000

*LATEC, Université de Bourgogne
Pôle d'Economie et de Gestion, BP 26611 - 21066 Dijon cedex
<http://www.u-bourgogne.fr/LATEC>*

**baumonc@u-bourgogne.fr
cem.ertur@u-bourgogne.fr
JLeGallo@aol.com**

Convergence des régions européennes Une approche par l'économétrie spatiale

*Catherine Baumont, Cem Ertur et Julie Le Gallo **

Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser la dépendance spatiale dans les processus de convergence des régions européennes. D'une part nous appliquons les méthodes récemment développées de l'analyse exploratoire des données spatiales (Anselin, 1996) pour affiner la description de la dynamique géographique de la croissance des régions européennes. Ceci nous permet d'apporter un éclairage nouveau sur la mesure habituelle de la σ -convergence qui masque des schémas géographiques particuliers fluctuants dans le temps. D'autre part nous testons la présence d'autocorrélation spatiale dans les modèles de β -convergence en utilisant les techniques de l'économétrie spatiale (Anselin, 1988 ; Anselin et Florax, 1995). Ceci nous permet de comparer les résultats obtenus avant et après la prise en compte de l'autocorrélation spatiale de manière à mettre en évidence l'impact des effets de débordements sur les phénomènes de croissance régionale.

Mots-clés : analyse exploratoire des données spatiales, autocorrélation spatiale, économétrie spatiale, convergence, effets de débordement, régions européennes

Abstract

The aim of this paper is the analysis of spatial dependence in convergence processes applied to European regions. First, we apply the recently developed exploratory spatial data analysis (Anselin, 1996) in order to describe more precisely the geographical dynamics of European regional income growth patterns. New insights are brought to the usual σ -convergence measure, which hides geographical patterns that may fluctuate over time. Second, we test the presence of spatial autocorrelation in β -convergence models by using spatial econometrics methods (Anselin, 1988 ; Anselin and Florax, 1995). We compare the results with and without spatial autocorrelation in order to assess the effect of geographic spillovers on regional growth.

Key words: exploratory spatial data analysis, spatial autocorrelation, spatial econometrics, convergence, geographic spillovers, European regions

Classification *JEL* : C51, R11, R15

* Latec, Pôle d'Economie et de Gestion, B.P. 26611, 21066 Dijon Cedex.

E-mail : catherine.baumont@u-bourgogne.fr ; cem.ertur@u-bourgogne.fr ; JleGallo@aol.com

Une version préliminaire de ce papier a été présentée au XLVIIIème Congrès de L'AFSE à Paris, les 23 et 24 septembre 1999. Les auteurs remercient J.M. Huriot et B. Schmitt pour leurs commentaires et suggestions. Les auteurs restent seuls responsables des insuffisances que pourrait comporter ce texte.

Introduction

Un des thèmes dominants traité dans la littérature macroéconomique depuis une dizaine d'années est celui de la convergence des économies nationales ou régionales. La question fondamentale qui se pose est de savoir si les économies ont tendance à converger vers les mêmes niveaux de revenu ou de production par tête, autrement dit, s'il existe un mécanisme de rattrapage permettant à une économie de rejoindre le niveau de revenu par tête d'une économie plus développée (Baumol, 1986 ; Barro et Sala-i-Martin, 1991, 1992).

De nombreux travaux empiriques cherchant à tester cette hypothèse à l'échelle internationale ou régionale se heurtent à des difficultés économétriques rendant délicate l'interprétation des résultats. En outre, certains facteurs explicatifs de la convergence économique tels que la diffusion des technologies et la mobilité des facteurs ont une forte dimension géographique. Pour autant les études empiriques récentes n'intègrent pas explicitement le rôle des effets spatiaux à l'exception de Rey et Montouri (1999) pour les Etats-Unis et de Dillings-Hansen et Smith (1997) pour les municipalités danoises. Une manière de prendre en compte le rôle de l'espace est de considérer l'autocorrélation spatiale (Cliff et Ord, 1981 ; Upton et Fingleton, 1985) car la répartition géographique des phénomènes de croissance à l'échelle régionale est rarement aléatoire : les performances économiques de régions voisines sont, au contraire, souvent similaires.

L'objectif de cette contribution est d'intégrer la dimension géographique des données dans l'estimation de la convergence des économies régionales. Nous définissons, dans une première section, les différents concepts de convergence et nous soulignons l'importance de la prise en compte des effets spatiaux dans l'analyse des processus de convergence. Dans une deuxième section nous appliquons les méthodes récemment développées de l'analyse exploratoire des données spatiales (Anselin, 1996) pour affiner la description de la dynamique géographique de la croissance des régions européennes. Ceci nous permet d'apporter un éclairage nouveau sur la mesure habituelle de la σ -convergence qui masque des schémas géographiques particuliers fluctuants dans le temps. Nous testons dans la troisième section la présence d'autocorrélation spatiale dans les modèles de β -convergence en utilisant les techniques de l'économétrie spatiale (Anselin, 1988 ; Anselin et Florax, 1995). Ceci nous permet de comparer les résultats obtenus avant et après la prise en compte de l'autocorrélation spatiale de manière à mettre en évidence l'impact des effets de débordement sur les phénomènes de croissance régionale.

1. Les concepts de convergence et les effets spatiaux

Les différents concepts de convergence qui ont été développés dans la littérature sont présentés dans la section 1.1 et l'importance des effets spatiaux dans l'analyse des processus de convergence est soulignée dans la section 1.2.

1.1. Les concepts de convergence

L'hypothèse de convergence est fondée sur les modèles de croissance néo-classiques (Solow, 1956 ; Swan 1956) et implique une tendance à l'égalisation à long terme du taux de croissance du revenu ou de la production par tête de différentes zones géographiques. En d'autres termes, il y a convergence lorsqu'une économie " pauvre " tend à croître plus vite qu'une économie " riche », de manière à ce que le pays " pauvre " rattrape à long terme le

niveau de revenu ou de production par tête du pays “ riche ”. Cette propriété correspond au concept de β -convergence (Barro et Sala-i-Martin, 1995). La β -convergence peut-être absolue (inconditionnelle) ou conditionnelle. Elle est absolue lorsqu’elle est indépendante des conditions initiales. Elle est conditionnelle lorsque, de plus, les économies sont supposées identiques en termes de préférences, de technologies, de politiques économiques.

L’hypothèse de β -convergence absolue est habituellement testée sur le modèle en coupe transversale suivant :

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

où $y_{i,t}$ est le PIB par tête de la région i ($i = 1, \dots, N$) à la date t , T est la longueur de la période d’étude, α et β sont des paramètres inconnus à estimer et ε_i un terme d’erreur aléatoire. On dit qu’il y a β -convergence lorsque β est négatif et statistiquement significatif puisque dans ce cas le taux de croissance moyen du PIB par tête entre les dates 0 et T est négativement corrélé avec le niveau initial du PIB par tête. L’estimation de β permet de calculer la vitesse de convergence : $\theta = -\ln(1 + T\beta)/T$, et la durée nécessaire pour que les économies comblerent la moitié de l’écart qui les sépare de leur état stationnaire, appelée la demi-vie : $\tau = -\ln(2)/\ln(1 + \beta)$.

Le test de l’hypothèse de β -convergence conditionnelle repose quant à lui sur l’estimation du modèle suivant où l’on doit isoler et maintenir constantes certaines des variables qui différencient les régions :

$$\frac{1}{T} \ln \left(\frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} \right) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (2)$$

où X_i est un vecteur de variables, permettant de maintenir constant l’état stationnaire de l’économie i , où l’on peut trouver des variables d’état, comme le stock de capital physique et le stock de capital humain, et des variables de contrôle ou d’environnement, comme le ratio de la consommation publique au PIB, le ratio de l’investissement domestique au PIB, les modifications des termes de l’échange, le taux de fécondité, le degré d’instabilité politique etc. (Barro et Sala-i-Martin, 1995). Une autre manière de tester l’hypothèse de convergence conditionnelle repose toujours sur l’équation (1) mais elle est estimée sur des sous-échantillons d’économies pour lesquels l’hypothèse d’états stationnaires similaires semble acceptable (constitution de clubs de convergence, par exemple Jean-Pierre 1999).

Un deuxième concept utilisé dans la littérature est celui de la σ -convergence, qui se réfère à la baisse de la dispersion, mesurée par l’écart-type du logarithme du revenu ou de la production par tête (Barro et Sala-i-Martin, 1995). Elle s’appuie simplement sur le calcul et la comparaison de l’écart-type du PIB par habitant à la date initiale et finale de la période considérée. On dit qu’il y a σ -convergence lorsque cet écart-type diminue. On peut noter que la β -convergence est une condition nécessaire mais non suffisante pour la σ -convergence (Quah, 1993). L’étude comparée des deux types de convergence permet de mettre ainsi à jour deux mécanismes qui contribuent au résultat final : d’une part la β -convergence implique la présence d’un mécanisme de rattrapage qui réduit l’écart entre les PIB par habitant des différentes régions, d’autre part les régions sont soumises à des chocs spécifiques qui entraînent une augmentation de la dispersion des PIB par habitant. La σ -convergence est la

résultante globale de ces deux mécanismes car elle n'existe que lorsque la β -convergence domine l'effet des chocs qui affectent chacune des régions (Hénin et Le Pen 1995).

Un troisième concept de convergence, défini par Bernard et Durlauf (1995), repose sur la propriété de stationnarité des séries temporelles, c'est pour cette raison que l'on parle de convergence *stochastique*. On dit qu'il y a convergence stochastique si les prévisions à long terme des écarts de PIB par habitant entre 2 ou plusieurs économies tendent vers zéro. Comme le notent Bernard et Durlauf (1996), cette définition n'est pas respectée si les chocs spécifiques que subit chacune des économies exercent des effets permanents sur leur trajectoire de long terme. Dans le cas bivarié, le test de cette hypothèse de convergence revient à tester la présence d'une racine unitaire dans la série des écarts de PIB par habitant. De nombreuses procédures de test de la racine unitaire sont présentées dans la littérature et les plus fréquemment utilisées sont la procédure de test de Dickey et Fuller (1981) ou de Phillips et Perron (1988)¹. Mais on pourrait également penser à la procédure de test récemment élaborée par Ng et Perron (1999) qui possède de bien meilleures propriétés de seuil et de puissance. On peut noter toutefois que dans ce contexte l'hypothèse nulle testée est celle de non-stationnarité et par conséquent de non-convergence. Dans le cas multivarié, plus intéressant, on teste si les PIB par habitant des N régions de l'échantillon présentent une tendance commune en utilisant par exemple la méthodologie de Johansen et Juselius (1990). Le test de convergence revient donc, dans ce contexte, à tester la présence de $N - 1$ relations de cointégration.

Les résultats empiriques obtenus dans les études en coupes transversales (β -convergence et σ -convergence) et ceux obtenus en séries temporelles (convergence stochastique) semblent être contradictoires. En effet les tests effectués en coupes transversales attestent généralement la présence de la convergence (Barro et Sala-i-Martin 1991, 1992 ; Mankiw, Romer et Weil, 1992) tandis que les tests effectués en séries temporelles ne parviennent pas généralement à rejeter l'hypothèse de non-convergence (Bernard et Durlauf, 1995). Cette apparente contradiction peut en fait s'expliquer par la différence des concepts de convergence testés : convergence-rattrapage (β -convergence) ou convergence-stationnarité (convergence stochastique). En outre, le fait qu'on ne puisse pas rejeter l'hypothèse de non-convergence stochastique peut aussi être dû à la présence de chocs exogènes majeurs tels que les 2 guerres mondiales, la grande crise de 1929, les 2 chocs pétroliers etc. En effet, dans ce cas, Perron (1989) indique que les tests de racine unitaire sont biaisés en faveur de l'hypothèse nulle de la racine unitaire, ce qui s'interprète dans notre contexte comme un biais en faveur de l'hypothèse de non-convergence. Mais les tests de β -convergence ne sont pas non plus exempts de critiques. On peut par exemple citer celles de Quah (1993) et d'Evans (1996) qui soulèvent le problème de la corrélation entre le PIB par habitant initial et le terme d'erreur de la régression : ceci invalide l'application des Moindres Carrés Ordinaires dans l'estimation du modèle (1) ou (2) et l'inférence statistique fondée sur cette estimation. Caselli, Esquivel et Lefort (1996) posent les problèmes de l'omission de variables destinées à capter les différences entre les économies dans le modèle (2) et celui de leur sélection a priori. Pour répondre à ces critiques et échapper aux nombreuses limites des procédures de test précédentes, une nouvelle voie de recherche s'est orientée vers l'utilisation des données de panel (par exemple Quah, 1994 ; Islam, 1995 ; Evans et Karras 1996 ; Beine et *alii*, 1999, Jean-Pierre 1999).

Soulignons cependant que dans tous les tests de convergence précédemment évoqués, l'analyse porte sur des régions observées soit en coupe transversale, soit en série temporelle, soit en données de panel, en supposant implicitement que chacune d'entre elles est une entité

¹ Pour une discussion des différentes stratégies séquentielles de test on peut se référer à Ertur (1998).

géographiquement indépendante et en ignorant la possibilité d'interactions spatiales. Or cette dimension spatiale des données devrait faire l'objet d'une attention particulière dans l'étude des processus de convergence.

1.2 Les effets spatiaux

Les analyses empiriques de la convergence régionale nécessitent l'utilisation de données spatiales, c'est-à-dire des observations d'une ou de plusieurs variables mesurées pour différentes localisations réparties dans l'espace national, européen ou mondial.

Cependant, l'utilisation de données spatiales n'est ni neutre ni immédiate : elle conduit souvent au traitement de l'autocorrélation spatiale² (Cliff et Ord, 1981 ; Upton et Fingleton, 1985 ; Anselin, 1988 ; Griffith, 1988). En effet, ne pas prendre en compte ce phénomène alors qu'il est présent, produit des estimateurs inefficients (Anselin, 1988 ; Cressie, 1993). Par ailleurs, l'autocorrélation spatiale peut servir de substitut aux variables omises. La modéliser permet d'améliorer les estimations et les prévisions, et permet aussi de capter le rôle de l'espace dans la formation des phénomènes étudiés.

L'autocorrélation spatiale se réfère à l'absence d'indépendance entre observations et indique la corrélation d'une grandeur avec elle-même provenant de la disposition géographique des données. Sur une carte, le regroupement d'observations similaires ou dissemblables traduit une autocorrélation spatiale positive dans le premier cas, négative dans le second. On distingue deux types d'autocorrélation spatiale.

- *L'autocorrélation spatiale substantielle* est attachée aux variables économiques. Elle provient du fait que les données sont affectées par des processus qui relient des lieux différents, tels que les processus de diffusion ou d'interaction. Par exemple la diffusion d'un phénomène, tel que l'attractivité d'un lieu, ou la diffusion technologique, implique que la fréquence ou l'intensité d'un phénomène dépend de la distance à l'origine : des localisations proches les unes des autres et situées à des distances comparables de l'origine, auront ainsi des valeurs similaires pour le phénomène étudié. Plus généralement, les événements ou les circonstances en un lieu donné affectent les conditions en d'autres lieux si ces derniers interagissent d'une manière ou d'une autre : par des mouvements de biens, de personnes, de capitaux, des externalités spatiales ou toutes les formes de comportements où un acteur économique réagit aux actions d'autres acteurs.

- *L'autocorrélation spatiale de nuisance* concerne les résidus d'une régression. Elle provient d'une mauvaise spécification du modèle du fait de variables omises, d'une forme fonctionnelle incorrecte, d'erreurs de mesure sur les variables ou encore de problèmes d'agrégation.

Ces différents éléments sont ainsi à l'origine d'ordonnements géographiques particuliers des phénomènes observés dans l'espace que la présence d'autocorrélation spatiale permet de détecter.

De leur côté, les théories économiques spatiales permettent d'apprécier les formes prises par la répartition spatiale des données économiques car elles apportent les éléments pour comprendre les choix de localisation et les processus d'agglomération des activités économiques. En particulier, les théories de la Nouvelle Economie Géographique³, initiées par Krugman [1991], visent à expliquer l'inégale répartition des activités économiques dans l'espace : sous l'impulsion de forces de concentration généralement dominantes dans les économies développées, les activités industrielles, et surtout les activités tertiaires supérieures ont tendance à s'agglomérer en un petit nombre de lieux. La répartition géographique des

² Il existe une autre spécificité des données spatiales : l'hétérogénéité spatiale, mais qui n'est pas envisagée ici.

³ Pour une présentation de ces théories, on peut se référer à Duranton, 1997 et Fujita, Thisse [1997].

espaces denses en activités économiques et des espaces pauvres en activités économiques est rarement aléatoire puisque les lieux d'agglomération sont identifiés soit grâce à des conditions naturelles ou de première nature soit en fonction de conditions dites de seconde nature lorsque l'attractivité d'un lieu dépend des activités économiques qui y sont présentes. Les modèles multi-régionaux (Krugman, 1993) insistent quant à eux sur le fait que la proximité d'une agglomération peut empêcher la formation proche d'une autre agglomération : il existerait un « effet ombre » impliquant une distance minimale entre deux agglomérations. Par ailleurs, les processus d'agglomération apparaissent fortement cumulatifs : l'agglomération favorise l'agglomération. Ainsi, même si au départ il y a une répartition géographique homogène des activités économiques, un choc exogène, comme le choix aléatoire d'une firme de se localiser en un lieu plutôt qu'en un autre, peut conduire à la formation d'une agglomération en ce lieu. L'incidence de la répartition inégale des activités économiques dans l'espace sur la croissance économique des territoires a par ailleurs pu être mise en évidence au sein notamment du courant dit de la synthèse géographie-croissance (Baumont, 1998 ; Baumont et Huriot, 1999).

La construction de ce courant est basée sur la similarité des mécanismes économiques impliqués à la fois dans les processus de concentration spatiale et dans les processus d'accumulation temporelle de certaines activités économiques favorables à la croissance (la production d'inputs ou de biens différenciés, la R&D et l'innovation, les infrastructures publiques, les services aux entreprises...). On peut ainsi considérer l'agglomération en tant que telle comme un facteur de croissance (Baumont, 1997). Plusieurs auteurs ont formalisé les liens complexes unissant les processus d'agglomération et les processus de croissance (Englmann et Walz, 1995, Kubo, 1995, Martin et Ottaviano, 1996, 1999 ; Ottaviano, 1998 ; Pavilos et Wang, 1993 ; Walz, 1996). Les résultats fournis par ces théories dites de la Synthèse Géographie-Croissance montrent d'une façon générale les liens unissant les processus d'agglomération et de croissance. D'une part, l'agglomération favorise la croissance, ce qui signifie que la répartition spatiale inégale des activités économiques est une configuration géographique efficace pour la croissance. D'autre part, la croissance peut favoriser la concentration géographique des activités économiques ce qui contribue à renforcer les processus de polarisation économiques. L'élargissement des marchés, la diminution des coûts de transaction, l'accroissement de la mobilité du travail, le degré de développement des économies, les relations de "vertical linkage" entre les firmes ou encore l'existence d'effets de débordement sont autant d'éléments pouvant expliquer la force des interactions unissant les processus de croissance et d'agglomération. Ces approches fournissent ainsi les bases théoriques permettant d'étudier les implications des politiques d'intégration économique sur la convergence des économies régionales (Baumont, 1998a, 1998b). Cependant, encore peu d'études empiriques sur la convergence régionale incorporent les effets économiques des variables spatiales, telles que les coûts d'interactions, la mobilité ou les effets de débordement régionaux.

Si on s'intéresse plus particulièrement aux effets de débordement, un résultat théorique important montre qu'il faut distinguer les effets de débordement locaux et les effets de débordement globaux. Les premiers signifient que seule la région dans laquelle les activités économiques sont concentrées bénéficiera des avantages de la concentration. Dans ces conditions, les effets de débordement locaux renforcent les phénomènes de polarisation et de croissance inégale des espaces. Par contre en présence d'effets de débordement globaux, toutes les régions peuvent bénéficier des avantages de la concentration en une région particulière. Dans ce cas, la répartition spatiale des activités entre les régions peut être moins inégalitaire, ce qui favorise la réduction des disparités de croissance entre les régions (Englmann et Walz, 1995). On peut enfin considérer des situations intermédiaires, dans lesquelles la concentration dans chacune des régions produit à la fois des effets de débordement locaux et des effets de débordement globaux (Kubo, 1995). L'émergence de schémas de croissance et de concentration inégaux ou équilibrés dépendent alors d'une analyse plus précise des rapports de force entre ces deux types d'effets.

Face à ces différents résultats, incorporer les effets géographiques de débordement entre les régions apparaît comme une piste intéressante pour mieux comprendre les phénomènes de croissance et de convergence. L'approche empirique que nous allons réaliser grâce à l'étude de la dépendance spatiale entre les régions permet l'investigation de cette question.

2. Analyse spatiale exploratoire de la convergence des PIB par tête européens

L'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS) est un ensemble de techniques destinées à détecter les schémas d'association spatiale, les concentrations locales et les régimes spatiaux présents dans un ensemble de données pour lesquelles les caractéristiques de localisation sont essentielles (Anselin, 1994, 1998a, 1998b ; Bailey et Gatrell, 1995 ; Haining, 1990). L'AEDS s'attache ainsi à décrire et à visualiser les distributions spatiales de ces données pour identifier les schémas d'association spatiale dominants et les localisations atypiques. Pour mettre en évidence des schémas géographiques potentiels dans les processus de convergence, nous avons appliqué ces techniques à l'étude des PIB par tête des régions européennes sur la période 1980-1995.

Nous avons retenu parmi l'ensemble de ces régions, celles qui sont contiguës, c'est-à-dire celles qui partagent une ou plusieurs frontières communes. En conséquence, nous avons exclu le Royaume-Uni, l'Irlande, la Grèce et les îles et au total notre échantillon comprend 92 régions (au niveau NUTS1 : Allemagne, Danemark, Luxembourg ; au niveau NUTS2 : Belgique, Espagne, France, Italie, Pays-Bas, Portugal). Les données sont issues de la banque de données EUROSTAT-REGIO et la liste des régions retenues se trouve dans le tableau 1. L'autocorrélation spatiale dans les PIB par tête et dans le taux de croissance des PIB par tête est étudiée dans la partie 2.1 alors que l'identification des concentrations locales et des localisations atypiques est effectuée dans la partie 2.2.

2.1 σ -convergence et autocorrélation spatiale globale

La mesure de la σ -convergence concerne la dispersion de la distribution des PIB par tête régionaux. Pourtant, considérer seulement cet aspect peut masquer des schémas géographiques particuliers, schémas susceptibles par ailleurs de varier dans le temps. Par conséquent, l'analyse de la dispersion du PIB par tête des 92 régions sur la période 1980-1995 sera couplée avec une exploration de la dimension géographique de cette dispersion grâce à l'AEDS.

La figure 1 fournit le schéma de la dispersion du PIB par tête dans les régions européennes, mesurée par le coefficient de variation du logarithme naturel du PIB par tête. Globalement, cette dispersion tend à diminuer sur la période étudiée mais cette diminution n'est pas uniforme : en particulier, les 6 premières années sont marquées par des perturbations durant lesquelles aucune tendance claire ne se dégage. Enfin, après une baisse nette pendant la période 1986-1992, la dispersion augmente à nouveau légèrement dans les dernières années.

La figure 1 donne également l'évolution de l'autocorrélation spatiale des PIB par tête régionaux pour la même période de temps. La mesure de l'autocorrélation spatiale est basée sur la statistique I de Moran (Cliff et Ord, 1973, 1981 ; Upton et Fingleton, 1985). Pour chaque année, cette statistique s'écrit de la façon suivante :

$$I_t = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{i,t} x_{j,t}}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_{i,t} x_{j,t}} \quad t = 1, \dots, 16 \quad (3)$$

où w_{ij} est un élément d'une matrice de poids de contiguïté simple, notée W , telle que $w_{ij} = 1$ si les régions i et j partagent une frontière commune et 0 sinon. $x_{i,t}$ est le logarithme naturel du PIB par tête (en déviation à la moyenne) de la région i au temps t . n est le nombre de régions et S_0 est le facteur de standardisation égal à la somme de tous les éléments de W . En notant x_t le vecteur des n observations pour chaque année t , (3) s'écrit sous forme matricielle :

$$I_t = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{x_t' W x_t}{x_t' x_t} \quad t = 1, \dots, 16 \quad (4)$$

La statistique I de Moran donne une indication sur le degré de dépendance linéaire qui existe entre le vecteur des PIB par tête observés x_t et le vecteur composé des moyennes pondérées des PIB par tête des régions voisines Wx_t , nommé vecteur de décalage spatial ("lag variable"). Elle sert de base au test de la présence d'une autocorrélation spatiale parmi les PIB par tête régionaux. Nous avons basé la significativité du I de Moran à partir d'une approche en termes de probabilisation conditionnelle avec 10000 permutations⁴. Il apparaît alors que les PIB par tête régionaux sont très fortement spatialement autocorrélés puisque les statistiques sont significatives à $p = 0,0001$ pour toutes les années⁵. Cette autocorrélation est positive. Ce résultat suggère que la distribution des PIB par tête régionaux, sur toute la période d'étude, est par nature concentrée. En d'autres termes, les régions à PIB par tête relativement hauts (resp. bas) sont localisées près d'autres régions à PIB par tête relativement hauts (resp. bas) plus souvent que si cette localisation était purement aléatoire. La statistique I de Moran permet ainsi de détecter une tendance globale et significative au regroupement géographique de régions similaires en termes de PIB par tête.

Par ailleurs, la comparaison de la mesure d'autocorrélation avec le coefficient de variation indique que ces deux mesures semblent évoluer de la même façon. L'autocorrélation connaît des perturbations entre 1980 et 1986, diminue entre 1986 et 1992 et remonte à partir de 1992, ce qui correspond aux trois périodes déjà mises en évidence pour la dispersion des PIB par tête. En outre, la corrélation simple entre la statistique de Moran et le coefficient de variation des PIB par tête est de 0,819 pour la période des 15 années.

Ce mouvement commun est susceptible de refléter une *caractéristique dynamique de la concentration régionale* et on peut se demander quelle est la nature de cette relation entre les deux phénomènes. Ce que l'on observe ici est que lorsque la dispersion des PIB par tête régionaux baisse (CV baisse) cela s'accompagne d'une diminution de la tendance au regroupement géographique de régions similaires (I est positif mais sa valeur s'affaiblit). Autrement dit le caractère aléatoire de la répartition spatiale des régions selon leur niveau de PIB par tête se renforce. Il faut toutefois remarquer que le lien géographique entre les régions

⁴ Dans cette approche, on suppose que sous l'hypothèse nulle, les valeurs x_i observées apparaissent avec la même probabilité à toutes les localisations. Cependant, au lieu d'utiliser des espérances et des variances théoriques (Cliff et Ord, 1981), une distribution de référence pour la statistique I est générée empiriquement en mélangeant aléatoirement un certain nombre de fois les valeurs observées sur toutes les localisations et en recalculant la statistique I pour chaque échantillon. Les moments sont calculés à partir de cette distribution empirique.

⁵ Tous les calculs ont été effectués en utilisant SpaceStat 1.90.

voisines reste fort car la plus faible valeur du coefficient de Moran enregistrée reste supérieure à 0,6.

Ce mouvement commun amène néanmoins à s'interroger sur les raisons qui expliqueraient un affaiblissement des concentrations régionales lorsque la dispersion des PIB par tête diminue ? On peut suggérer l'hypothèse suivante. Si la dispersion des niveaux de PIB par tête diminue cela signifie qu'une tendance à l'amélioration des PIB par tête est plus marquée pour les régions pauvres que pour les régions riches et/ou qu'une dégradation plus forte des PIB par tête se produit dans les régions riches que dans les régions pauvres. Dans tous les cas, la diminution de l'autocorrélation spatiale s'expliquerait parce que certaines régions pauvres (ou certaines régions riches) deviennent moins semblables relativement à leurs niveaux de richesse aux autres régions appartenant au même groupe géographique. A la limite, les performances de régions appartenant en début de période au même groupe géographique de richesse peuvent devenir tellement différentes sur la période étudiée que l'on peut aller jusqu'à observer des disparitions de concentrations géographiques durant une période de diminution de la dispersion des PIB par tête.

Pour examiner cette question, il convient d'avoir une vue plus désagrégée de la structure de dépendance spatiale dans les PIB par tête régionaux.

2.2 Analyse de l'autocorrélation spatiale locale des PIB par tête

La statistique I de Moran est une statistique globale : elle ne permet pas d'apprécier la structure régionale de l'autocorrélation. En particulier, on peut se demander quelles sont les régions qui contribuent le plus à l'autocorrélation spatiale globale, s'il y a des concentrations locales et dans quelle mesure l'évaluation globale de l'autocorrélation spatiale masque des localisations atypiques, voire des " poches de non-stationnarité ", c'est-à-dire respectivement des régions ou des groupes de régions contiguës qui dévient du schéma global d'autocorrélation spatiale positive.

L'analyse de l'autocorrélation spatiale locale est effectuée grâce à deux outils : le graphique de Moran (Anselin, 1996) et les indicateurs locaux d'association spatiale " LISA " (Anselin, 1995), ces derniers étant destinés à tester l'hypothèse de distribution aléatoire en comparant les valeurs de chaque localisation spécifique avec les valeurs dans les localisations avoisinantes.

1/ Le graphique de Moran

La décomposition du schéma de l'association spatiale est réalisée grâce à la construction du graphique MS " Moran Scatterplot " (Anselin, 1996) où figure en abscisse le PIB par tête standardisé d'une région et en ordonnée son décalage spatial (standardisé également). Les 4 quadrants différents du graphique correspondent aux 4 types d'association spatiale locale entre une région et ses voisines : (HH) une région à haut PIB par tête⁶ entourée de régions à hauts PIB par tête (Quadrant I en haut à droite), (BH) une région à bas PIB par tête entourée de régions à hauts PIB par tête (Quadrant II en haut à gauche), (BB) une région à bas PIB par tête entourée de régions à bas PIB par tête (Quadrant III en bas à gauche), (HB) une région à haut PIB par tête entourée de régions à bas PIB par tête (Quadrant IV en bas à droite).

Les quadrants I et III se réfèrent aux formes positives d'autocorrélation spatiale alors que les quadrants II et IV représentent une autocorrélation spatiale négative. Dans ces deux derniers cas, on parle de localisations atypiques.

⁶ Le terme haut (resp. bas) qualifie en réalité un PIB par tête au-dessus (resp. au-dessous) de la moyenne.

Notons que l'autocorrélation spatiale globale est toujours visible dans ce graphique puisque, à partir de (4) et en utilisant une matrice standardisée, I_t est formellement équivalent à la pente de la droite de régression de Wx_t sur x_t (Anselin, 1996).

Construits de cette façon, ces graphiques nous permettent de visualiser à la fois des changements de l'association spatiale globale (la pente) et l'association spatiale locale (les nuages de points dans les quadrants). A titre d'exemple figurent dans les figures 2 et 3 les MS pour les années initiales et terminales. On peut ainsi détecter d'une part que la plupart des régions européennes relèvent de l'association spatiale positive et qu'il existe d'autre part peu de régions " atypiques " c'est-à-dire déviant du schéma global d'autocorrélation positive. Pour confirmer ces résultats, il convient de calculer, dans une deuxième étape, les coefficients locaux de dépendance spatiale.

2/ La statistique locale de Moran

Cette version locale de la statistique de Moran prend la forme suivante pour chaque région i et pour chaque année t (Anselin, 1995) :

$$I_{i,t} = \frac{x_{i,t}}{m_0} \sum_j w_{ij} x_{j,t} \quad \text{avec } m_0 = \sum_i x_{i,t}^2 . \quad (5)$$

Les observations $x_{i,t}$, $x_{j,t}$ sont centrées et la somme sur j est telle que seules les valeurs voisines de j sont incluses. Une valeur positive de $I_{i,t}$ indique une concentration de valeurs similaires (hautes ou basses) alors qu'une valeur négative indique une concentration des valeurs dissemblables. Comme pour la statistique globale de Moran, les moments de $I_{i,t}$ sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale sont dérivés à partir d'une distribution empirique générée par 10000 permutations.

Dans le but d'identifier les mouvements spatiaux intervenus au cours de la période étudiée, on ne retiendra que les phénomènes de concentrations locales et des localisations atypiques pour lesquels la statistique locale de Moran est significative. Les résultats de cette procédure sont résumés dans le tableau 1. Dans la deuxième colonne se trouve le nombre d'années où la statistique locale est significative (en utilisant un pseudo-niveau de significativité de 5%). Dans les colonnes suivantes se trouve le nombre d'années durant lesquelles la région tombe dans un certain quadrant du MS, la statistique locale correspondante étant significative. Dans la dernière colonne sont indiquées les périodes ou les années correspondantes.. Différents éléments peuvent être mis en évidence.

En premier lieu, le schéma local de l'association spatiale reflète la tendance globale à l'autocorrélation spatiale positive puisque 97,62% des indicateurs locaux significatifs tombent soit dans le quadrant I soit dans le quadrant III, c'est-à-dire respectivement des concentrations de type HH et BB. On note cependant que la répartition entre les associations de type HH et BB est fortement inégalitaire puisque 74,28% des régions tombent dans le quadrant BB : on détecte ainsi majoritairement des régions ou des ensembles de régions à bas PIB par tête entourés d'autres régions à bas PIB par tête.

En second lieu, les déviations de la tendance globale sont marginales et dominées par une forme particulière d'association spatiale négative : le type BH, cas où une région à bas PIB par tête est entourée de régions à haut PIB par tête. Aucune association de type HB, ou " îlot de richesse ", n'est détectée. Les " moutons noirs " (régions tombant dans le quadrant II) sont la Lorraine pour les deux dernières années, le Brabant flamand pour la première année et la Frise pour les sept premières années. Il n'y a donc aucune " poche de non-stationnarité ", juste quelques localisations atypiques.

En troisième lieu, 2 concentrations régionales persistent dans le temps. La première, de type BB, est l'importante concentration entre toutes les régions portugaises et, quasiment toutes les régions espagnoles. On peut noter que ces régions pauvres sont entrées dans la CEE

en 1986, qu'elles ont bénéficié dès 1989, en tant que régions " en retard de développement ", des mesures économiques de la Réforme des Fonds Structurels au titre de l'objectif 1 mais que sur toute la période, le niveau de richesse de ces régions reste inférieur à la moyenne. La seconde concentration, de type HH, concerne certaines régions allemandes : la Basse-Saxe, la Rhénanie-Palatinat, le Schleswig-Holstein pour toutes les années, le Bade-Wurtemberg, la Bavière et la Hesse n'entrant dans cette concentration des régions européennes les plus riches qu'à partir de 1986. On note enfin une petite concentration de type BB entre plusieurs régions italiennes, éligibles à l'objectif 1, mais que cette concentration a évolué dans le temps : la Basilicate est accompagnée par la Molise, la Campanie et les Pouilles en début et en fin de période c'est-à-dire principalement durant les périodes de divergence.

Ces différents résultats permettent d'une part, de mieux comprendre l'évolution du coefficient I de Moran sur notre période d'étude et permettent d'autre part, de préciser les causes de la corrélation positive entre la mesure globale de Moran et la mesure de la dispersion des PIB par tête. En effet, la figure 1 montre une évolution plutôt perturbée en début de période, puis une baisse du coefficient de 1986 à 1992 suivie ensuite d'une hausse jusqu'en 1994. Ces évolutions sont à rapprocher des périodes ou des années pour lesquelles certaines régions appartiennent significativement à un cadran du graphique MS. On s'aperçoit alors, par exemple, que quelques régions « rejoignent » de façon significative le cadran BB ou HH en début de période, ce qui pour les années correspondantes traduit alors une hausse du coefficient de Moran. Ce phénomène s'observe également sur la fin de la période. La période intermédiaire, caractérisée par la baisse continue du coefficient de Moran s'explique au contraire par le fait que certaines régions « quittent » sur cette période le cadran auquel elles appartenaient (c'est le cas par exemple de certaines régions italiennes ou espagnoles). Ces résultats montrent en même temps que la corrélation positive entre la mesure globale de Moran et la mesure de la dispersion des PIB par tête semble due à l'affaiblissement de concentrations régionales durant les périodes de convergence plutôt qu'à la disparition de concentrations précédemment formées : beaucoup de régions montrent effectivement une stabilité dans l'appartenance à un cadran BB ou HH du graphique de Moran sur toute la période étudiée.

Pour compléter ces analyses, il peut alors sembler intéressant d'appliquer les techniques de l'AEDS aux taux de croissance des PIB par tête en vue d'étudier les relations possibles entre les schémas géographiques et l'hypothèse de β -convergence.

2.3 Analyse de l'autocorrélation spatiale locale des taux de croissance des PIB par tête

Le calcul de la statistique I de Moran (4) sur les taux de croissance des PIB par tête entre 1980 et 1995 des différentes régions fait apparaître une forte autocorrélation spatiale positive. Ceci traduit une tendance au regroupement géographique des régions à forts taux de croissance d'une part et des régions à faibles taux de croissance d'autre part. Si on applique également la procédure d'évaluation de l'autocorrélation spatiale locale aux taux de croissance (tableau 2, 3^{ème} colonne), on remarque que les schémas d'association spatiale restent dominés par des concentrations de type BB ou HH. Les seules localisations atypiques significatives sont de type BH : les "moutons noirs" étant les régions espagnoles de Castille et Leon et d'Andalousie.

Pour rechercher d'éventuelles caractéristiques géographiques impliquées dans les processus de β -convergence, nous avons comparé le schéma d'association spatiale du taux de croissance avec le schéma d'association spatiale du PIB par tête initial (tableau 2, 2^{ème} et 3^{ème} colonnes). Plusieurs résultats sont à souligner.

Il apparaît que dans un peu plus de 50% des cas, les régions qui étaient dans un certain quadrant en 1980 se retrouvent dans le quadrant opposé pour leur taux de croissance. Ainsi, les régions du Portugal et certaines régions espagnoles avaient en 1980 un bas PIB par tête et étaient entourées de régions à bas PIB par tête (concentration de type BB) mais leur taux de croissance a été, comme pour leurs voisines, plus élevé que la moyenne (concentration de type HH). Les coefficients d'autocorrélation spatiale ont permis ici de faire ressortir le caractère dynamique de ces régions, dont les performances économiques au sein du groupe des régions Sud de l'Europe, ont souvent été soulignées. Au contraire, la plupart des régions françaises, certaines régions en Belgique et aux Pays-Bas, sont caractérisées par une configuration des PIB par tête initiaux de type HH et une configuration des taux de croissance de type BB.

- D'autres tendances entre les schémas d'association spatiale peuvent encore être soulignées. Au sein du groupe des régions Sud, certaines régions pauvres de l'Italie et de l'Espagne ne parviennent pas à décoller, tout comme leurs voisines (configurations de type BB pour les PIB par tête initiaux et les taux de croissance) ou en dépit du dynamisme de leurs voisines (configuration de type BB pour les PIB par tête initiaux et de type BH pour les taux de croissance). Ces régions montrent ainsi des signes forts de retard de développement. Par contre dans le groupe des régions Nord, les dynamismes relatifs des régions vis à vis de leurs voisines apparaissent plus fluctuants et aucune configuration de types BH ou HB sur les taux de croissance ne semble dominante.

Là encore ces différents résultats montrent que les AEDS permettent de révéler assez finement les tendances de développement économique de chaque région rapportée à celles de son environnement géographique. On peut ainsi, non seulement, retrouver certains résultats mis en évidence dans d'autres études par d'autres méthodes (c'est le cas du dynamisme de certaines régions portugaises ou espagnoles et de l'existence de « trappe de sous-développement » pour quelques régions espagnoles ou italiennes), mais on peut aussi rendre compte du lien géographique sous-jacent. En particulier, les AEDS révèlent également ici la présence d'une autocorrélation spatiale positive au sein de ces tendances. Il est donc nécessaire d'en tenir compte lors des tests de l'hypothèse de convergence.

3. β -convergence et analyse économétrique spatiale

Dans cette partie, nous mettons en œuvre les méthodes d'estimation de l'économétrie spatiale (Anselin, 1988 ; Anselin et Florax, 1995 ; Cliff et Ord, 1981 ; Upton et Fingleton, 1985) pour détecter et traiter l'autocorrélation spatiale dans le modèle de β -convergence absolue. Nous étudions le processus de convergence sur les PIB par tête des régions européennes pour la période 1980-1995. La première étape consiste à estimer le modèle simple de convergence absolue et à réaliser différents tests pour confirmer la présence des effets spatiaux que nous avons décelés dans la section précédente. Ces tests nous conduisent vers le choix d'une spécification intégrant explicitement et de façon adéquate ces effets spatiaux. Dans une deuxième étape, nous estimons alors les paramètres du modèle de convergence avec prise en compte de l'autocorrélation spatiale. Nous montrons enfin dans une troisième étape, comment cette spécification permet d'intégrer les effets de débordement dans le modèle de β -convergence. L'impact des schémas d'association spatiale sur la convergence est alors analysé.

3.1 Estimation et test du modèle simple de convergence absolue

Nous prenons comme point de départ le modèle de convergence absolue suivant :

$$(1/T)\ln(z) = S\alpha + \beta \ln(y_{1980}) + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (6)$$

où z est le vecteur de dimension $N = 92$ des rapports des PIB par tête pour chaque région i en 1995 et en 1980, $T = 15$, y_{1980} est le vecteur contenant les observations des PIB par tête pour toutes les régions en 1980, α et β sont les paramètres inconnus à estimer, S est le vecteur-somme et ε est le vecteur des erreurs avec les propriétés habituelles.

Les résultats de l'estimation par les MCO de ce modèle sont donnés dans le tableau 3. Les variables sont significatives et le coefficient associé au niveau de PIB par tête est négatif, ce qui confirme l'hypothèse de convergence globale pour les régions européennes⁷. La vitesse de convergence associée à cette estimation est de 1,70% et la demi-vie est de 46 ans. Ce résultat de β -convergence peut être rapproché du résultat de σ -convergence précédemment obtenu à l'aide du diagramme de Hénin et Le Pen (1995). On se trouve bien au-dessous de la frontière de convergence, dans la zone de β -convergence / σ -convergence. Ces résultats indiquent que le processus de convergence global est faible et sont conformes aux autres études empiriques sur la convergence des régions européennes (Beine *et alii*, 1999 ; Barro et Sala-i-Martin, 1995 ; Capron, 1997 ; Jean-Pierre, 1999 ; Neven et Gouyette, 1994).

En outre, trois tests de l'autocorrélation spatiale ont été effectués : le test de Moran [1948] adapté aux résidus d'une régression par Cliff et Ord [1981] et deux tests robustes du multiplicateur de Lagrange (Anselin *et alii* [1996]) qui permettent de tester la présence des deux formes possibles de l'autocorrélation spatiale, LMLAG pour une *variable autorégressive ou endogène décalée* et LMERR pour une *autocorrélation spatiale des erreurs*. Le test de Moran indique la présence d'une dépendance spatiale (tableau 3). Ce test est très puissant contre les deux formes de dépendance spatiale mais ne permet pas de les discriminer (Anselin et Florax [1995]). En revanche, les deux tests robustes ont une bonne puissance contre leur alternative spécifique et ils indiquent la présence d'une autocorrélation spatiale plutôt qu'une variable endogène décalée⁸ (tableau 3).

Ainsi, le modèle (3) souffre d'une mauvaise spécification due à l'omission de l'autocorrélation spatiale des erreurs. En réalité, chaque région n'est pas indépendante des autres, comme cela est pourtant fréquemment supposé dans les études antérieures effectuées au niveau régional. Le modèle de β -convergence absolue doit donc être modifié pour intégrer explicitement cette dépendance spatiale.

3.2 Les erreurs suivent un processus autorégressif d'ordre 1

Lorsque les erreurs suivent un processus spatial autorégressif d'ordre 1, le modèle s'écrit :

$$(1/T)\ln(z) = S\alpha + \beta \ln(y_{1980}) + \varepsilon \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (7)$$

λ est le paramètre scalaire représentant l'intensité de l'autocorrélation spatiale entre les résidus de la régression. Les erreurs n'étant pas indépendantes, l'utilisation des MCO dans ce cas produit des estimateurs centrés mais inefficients. Les résultats de l'estimation par le maximum de vraisemblance sont donnés dans le tableau 3. Les coefficients sont tous significatifs. Le coefficient associé au niveau de PIB par tête initial est inférieur à celui du modèle simple et l'estimation fait ressortir une forte autocorrélation spatiale positive des erreurs ($\hat{\lambda} = 0,601$).

⁷ Le seuil choisi est de 5% pour tout l'article.

⁸ Tous les calculs ont été effectués en utilisant le logiciel SpaceStat 1.90.

Le test LMLAG ne permet pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'une variable autorégressive supplémentaire. Ce modèle est supérieur au précédent en termes des critères d'information (Akaike [1974] ; Schwarz [1978]). Il apparaît donc que le modèle avec autocorrélation spatiale des erreurs est la spécification la plus appropriée.

Cette spécification a deux implications concernant l'hypothèse de convergence. D'une part, la vitesse de convergence dans le modèle avec autocorrélation spatiale est de 1,96% et est donc plus élevée que celle du modèle initial, la demi-vie n'est plus que de 40 ans. D'autre part, l'autocorrélation spatiale des erreurs implique qu'un choc aléatoire dans une région spécifique se propage à toutes les régions de l'échantillon (Rey et Montouri [1999]).

En effet, puisque : $\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$, alors $\varepsilon = (I - \lambda W)^{-1}u$ et le modèle (4) s'écrit :

$$(1/T)\ln(z) = S\alpha + \beta \ln(y_{1980}) + (I - \lambda W)^{-1}u \quad (7')$$

De cette expression, on déduit qu'un choc aléatoire dans une région spécifique n'affecte pas seulement le taux de croissance de cette région, mais, à travers la transformation spatiale $(I - \lambda W)^{-1}$, a également un impact sur les taux de croissance des autres régions. De plus, même si une région quelconque a un nombre limité de voisins, l'opérateur inverse dans la transformation définit une covariance des erreurs diffusant des chocs spécifiques non seulement à ses voisins mais également à tout le système. Les modèles économétriques spatiaux apparaissent ainsi utiles pour modéliser les effets de débordement.

3.3 La modélisation des effets de débordement

Il est intéressant de noter que le modèle (7) peut encore se réécrire sous une autre forme et peut s'interpréter comme un modèle de convergence conditionnelle intégrant des variables d'environnement spatial. Le modèle (7) peut en effet se reformuler comme suit :

$$\varepsilon = (1/T)\ln(z) - S\alpha - \beta \ln(y_{1980}) \quad (8)$$

en pré-multipliant par λW , on obtient :

$$\lambda W\varepsilon = \lambda W[(1/T)\ln(z)] - \lambda\alpha WS - \lambda\beta W \ln(y_{1980}) \quad (9)$$

comme :

$$\varepsilon - \lambda W\varepsilon = u \quad (10)$$

alors :

$$(1/T)\ln(z) = (S\alpha + \lambda\alpha WS) + \beta \ln(y_{1980}) + \lambda W[(1/T)\ln(z)] - \lambda\beta W \ln(y_{1980}) + u \quad (11)$$

$$(1/T)\ln(z) = Cste + \beta \ln(y_{1980}) + \rho W[(1/T)\ln(z)] + \gamma W \ln(y_{1980}) + u \quad (12)$$

avec $\rho = \lambda$, $\gamma = -\lambda\beta$ et $u \sim N(0, \sigma^2 I)$

Ce modèle fait apparaître deux types d'effets de débordement. D'une part, le taux de croissance d'une région i est influencé par le taux de croissance des régions contiguës à cette région, par le biais de la *variable endogène décalée* $W\ln(z)$. D'autre part, le taux de croissance d'une région i est influencé par les PIB par tête initiaux des régions contiguës, par le biais de la *variable exogène décalée* $W\ln(y_{1980})$.

L'estimation du modèle (4) permet de quantifier ce double effet de débordement : le taux de croissance dans une région est influencé positivement par le taux de croissance des

dans les processus de croissance. Deux premières formes d'interdépendance entre d'une part, la proximité géographique et les PIB par tête initiaux et d'autres part, entre la proximité géographique et les taux de croissance ont été révélées. Mais les théories de la synthèse géographie-croissance mettent également l'accent sur le rôle d'autres conditions initiales comme le niveau de capital humain ou le stock de connaissances, comme le niveau d'équipement en infrastructures ou le potentiel d'innovation, comme encore le degré d'urbanisation... Ces facteurs de croissance sont autant d'éléments pouvant être intégrés dans les équations de convergence conditionnelle, les techniques de l'économétrie spatiale permettant directement d'apprécier l'existence et la force des effets de débordement qui leur sont imputables. On peut encore s'interroger sur l'interdépendance entre les phénomènes de croissance et d'urbanisation. Enfin, des éléments structurels, liés à la construction de l'Union Européenne (comme l'analyse de l'impact de l'élargissement ou de la mise en place de la réforme des fonds structurels ou de la politique de cohésion), peuvent également être pris en compte. Tous ces thèmes constituent des voies de recherches futures.

Références Bibliographiques

- Akaike H., 1974, A New Look at the Statistical Model Identification, *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716-723.
- Anselin L., 1988, *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Anselin L., 1994, Exploratory Spatial Data Analysis and Geographic Information Systems, in *New Tools for Spatial Analysis*, Painho M. (Ed.), Luxembourg, Eurostat, 45-54.
- Anselin L., 1995, Local Indicators of Spatial Association-LISA, *Geographical Analysis*, 27, 93-115.
- Anselin L., 1996, The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association, in *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Fisher M., Scholten H.J. et D. Unwin (Eds.), London, Taylor & Francis, 111-125.
- Anselin L., 1998a, Interactive Techniques and Exploratory Spatial Data Analysis, in *Geographical Information Systems: Principles, Techniques, Management and Applications*, Longley P.A., Goodchild M.F., Maguire D.J. et D.W. Wind (Eds.), Wiley, New York, 251-264.
- Anselin L., 1998b, Exploratory Spatial Data Analysis in a Geocomputational Environment, in *Geocomputation, a Primer*, Longley P.A., Brooks S.M., McDonnell R. et B. Macmillan (Eds.), New York, Wiley, 77-94.
- Anselin L., Bera A.K., Florax R. et M.J. Yoon, 1996, Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 77-104.
- Anselin L. et R. Florax (Eds.), 1995, *New Directions in Spatial Econometrics*, Berlin, Springer.
- Bailey T. et A.C. Gatrell, 1995, *Interactive Spatial Data Analysis*, Harlow, Longman.
- Barro R.J. et X. Sala-i-Martin, 1991, Convergence across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, 107-182.
- Barro R.J. et X. Sala-i-Martin, 1992, Convergence, *Journal of Political Economy*, 100, 223-251.
- Barro R.J. et X. Sala-i-Martin, 1995, *Economic Growth Theory*, MIT Press.
- Baumont C., 1997, Croissance endogène des régions et espace, in Célimène F. et C. Lacour (Eds.), *L'intégration régionale des espaces*, Paris, Economica (Bibliothèque de Science Régionale), 33-61.
- Baumont C., 1998a, Economie, géographie et croissance : quelles leçons pour l'intégration régionale européenne ?, *Revue française de Géoéconomie*, Economica, mars, 36-57.
- Baumont C., 1998b, Economie géographique et intégration régionale : quels enseignements pour les Pays d'Europe Centrale et Orientale ? Document de travail n° 9811, Latec, Université de Bourgogne.
- Baumont C. et J.-M. Huriot, 1999, L'interaction agglomération-croissance en économie géographique, in Bailly A. et J.-M. Huriot (Eds.), *Villes et Croissance : Théories, Modèles, Perspectives*, Anthropos, 133-168.
- Beine M., Docquier F. et A. Hecq, 1999, Convergence des groupes en Europe : une analyse sur données régionales, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, 45-62.
- Bernard A.B. et S.N. Durlauf, 1995, Convergence in International Output, *Journal of Applied Econometrics*, 10, 97-108.
- Bernard A.B. et S.N. Durlauf, 1996, Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis, *Journal of Econometrics*, 71, 161-173.
- Capron H., 1997, La dynamique de croissance des régions en Europe, in Célimène F. et C. Lacour (Eds.), *L'intégration régionale des espaces*, Paris, Economica (Bibliothèque de Science Régionale), 105-122.
- Caselli F., Esquilvel G. et F. Lefort, 1996, Reopening the Convergence Debate: a New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth*, 2, 363-389.
- Cliff A.D. et J.K. Ord, 1973, *Spatial Autocorrelation*, Londres, Pion.
- Cliff A.D. et J.K. Ord, 1981, *Spatial Processes: Models and Applications*, Londres, Pion.
- Cressie N., 1993, *Statistics for Spatial Data*, New York, John Wiley.

- Dickey D.A. et W.A Fuller, 1981, Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Dilling-Hansen M. et V. Smith, 1997, Regional Income Growth and Convergence. Evidence from Danish Municipalities, in Sorensen C. (eds.), *Empirical Evidence of Regional Growth : The Center-Periphery Discussion*, Rapport from The Expert Committee to the Danish Ministry of the Interior, Octobre, mimeo.
- Duranton G., 1997, La nouvelle économie géographique : agglomération et dispersion, *Economie et Prévision*, 131, 1-24.
- Englmann F.C. et U. Walz, 1995, Industrial Centers and Regional Growth in the Presence of Local Inputs, *Journal of Regional Science*, 35, 3-27.
- Ertur C., 1998, Méthodologies de test de racine unitaire, Document de travail n°9813, Latec, Université de Bourgogne.
- Evans P., 1996, Using Cross-Country Variances to Evaluate Growth Theories, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 20, 1027-1049.
- Evans P. et G. Karras, 1996, Convergence Revisited, *Journal of Monetary Economics*, 97, 249-255.
- Fujita M. et J. Thisse, 1997, Economie géographique. Problèmes anciens et nouvelles perspectives, *Annales d'Economie et Statistique*, 45/46, 37-87.
- Griffith D.A., 1988, *Advanced Spatial Statistics, Special Topics in the Exploration of Quantitative Spatial Data Series*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers.
- Haining R., 1990, *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Hénin P.-Y. et Y. Le Pen, 1995, Les épisodes de la convergence européenne, *Revue Economique*, 46, 667-677.
- Islam N., 1995, Growth Empirics: a Panel Data Approach, *Quarterly Journal of Economics*, 110, 1127-1170.
- Jean-Pierre P., 1999, La convergence régionale européenne : une approche empirique par les clubs et les panels, *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, 1, 21-44.
- Johansen S. et K. Juselius, 1990, Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand of Money, *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, 52, 169-210.
- Krugman P., 1991, Increasing Returns and Economic Geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
- Krugman P., 1993, First Nature, Second Nature and Metropolitan Location, *Journal of Regional Science*, 33, 129-144.
- Kubo Y., 1995, Scale Economies, Regional Externalities, and the Possibility of Uneven Development, *Journal of Regional Science*, 35, 29-42.
- Mankiw N.G., Romer D. et D.N. Weil, 1992, A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 57, 407-437.
- Martin P. et G.I.P. Ottaviano, 1996, Growth and Location, *CEPR Discussion Paper Series*.
- Martin P. et G.I.P. Ottaviano, 1999, Growing Locations: Industry Location in a Model of Endogenous Growth, *European Economic Review*, 43, 281-302.
- Neven D et C. Gouyette, 1994, European Integration and Regional Growth, *Revue Economique*, 15, 703-713.
- Ng S. et P. Perron, 1999, Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, Working Paper, Boston University and C.R.D.E.
- Ottaviano G.I.P., 1998, *Dynamic and Strategic Considerations in International and Interregional Trade*, Ph.D. Dissertation, Louvain-la-Neuve, CORE.
- Palivos T. et P. Wang., 1993, Spatial Agglomeration and Endogenous Growth, *Regional Science and Urban Economics*, 26, 645-669.
- Perron P., 1989, The Great Crash, The Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.

TABLEAU 1

**Résumé des différentes mesures locales d'association spatiale
PIB par tête 1980-1995**

	p < 0.5	HH	BH	BB	HB	Années
PORTUGAL						
Nord	16	0	0	16	0	1980-1995
Centre	16	0	0	16	0	1980-1995
Lisbonne et la vallée du Tage	16	0	0	16	0	1980-1995
Alentejo	16	0	0	16	0	1980-1995
Algarve	16	0	0	16	0	1980-1995
ESPAGNE						
Galice	16	0	0	16	0	1980-1995
Asturies	16	0	0	16	0	1980-1995
Cantabrie	15	0	0	15	0	1980 ; 1981 ; 1983-1995
Pays Basque	8	0	0	8	0	1983 ; 1985-1988 ; 1993-1995
Navarre	0	0	0	0	0	
Rioja	12	0	0	12	0	1980-1988 ; 1993-1995
Aragon	16	0	0	16	0	1980-1995
Madrid	16	0	0	16	0	1980-1995
Castille et Leon	16	0	0	16	0	1980-1995
Castille-la Manche	16	0	0	16	0	1980-1995
Estrémadure	16	0	0	16	0	1980-1995
Catalogne	0	0	0	0	0	
Valence	16	0	0	16	0	1980-1995
Andalousie	16	0	0	16	0	1980-1995
Murcie	16	0	0	16	0	1980-1995
FRANCE						
Ile de France	0	0	0	0	0	
Champagne-Ardenne	0	0	0	0	0	
Picardie	0	0	0	0	0	
Haute-Normandie	0	0	0	0	0	
Centre	0	0	0	0	0	
Basse-Normandie	0	0	0	0	0	
Bourgogne	3	3	0	0	0	1980-1982
Nord-Pas-De-Calais	0	0	0	0	0	
Lorraine	2	0	2	0	0	1994 ; 1995
Alsace	0	0	0	0	0	
Franche-Comté	0	0	0	0	0	
Pays de la Loire	0	0	0	0	0	
Bretagne	0	0	0	0	0	
Poitou-Charentes	0	0	0	0	0	
Aquitaine	0	0	0	0	0	
Midi-Pyrénées	0	0	0	0	0	
Limousin	0	0	0	0	0	
Rhône-Alpes	0	0	0	0	0	
Auvergne	0	0	0	0	0	
Languedoc-Roussillon	0	0	0	0	0	
PACA	0	0	0	0	0	
BELGIQUE						
Bruxelles	0	0	0	0	0	
Anvers	0	0	0	0	0	
Limbourg	0	0	0	0	0	
Flandre Orientale	0	0	0	0	0	
Brabant flamand	1	0	1	0	0	1980
Flandre Occidentale	0	0	0	0	0	

	p < 0.5	HH	BH	BB	HB	Années
Brabant wallon	0	0	0	0	0	
Hainaut	0	0	0	0	0	
Liège	0	0	0	0	0	
Luxembourg	0	0	0	0	0	
Namur	0	0	0	0	0	
PAYS-BAS						
Groningue	0	0	0	0	0	
Frise	7	0	7	0	0	1980-1986
Drenthe	6	6	0	0	0	1980-1985
Hollande occidentale	0	0	0	0	0	
Utrecht	0	0	0	0	0	
Hollande septentrionale	0	0	0	0	0	
Hollande Méridionale	0	0	0	0	0	
Zélande	0	0	0	0	0	
Brabant septentrional	0	0	0	0	0	
Limbourg	0	0	0	0	0	
ALLEMAGNE						
Bade-Wurtemberg	10	10	0	0	0	1986-1995
Bavière	12	12	0	0	0	1983 ; 1984 ; 1986-1995
Brême	0	0	0	0	0	
Hambourg	0	0	0	0	0	
Hesse	12	12	0	0	0	1983 ; 1984 ; 1986-1995
Basse-Saxe	16	16	0	0	0	1980-1995
Rhénanie du Nord - Westphalie	0	0	0	0	0	
Rhénanie-Palatinat	16	16	0	0	0	1980-1995
Sarre	0	0	0	0	0	
Schleswig-Holstein	16	16	0	0	0	1980-1995
LUXEMBOURG (GRAND-DUCHE)	0	0	0	0	0	
DANEMARK	0	0	0	0	0	
ITALIE						
Piémont	4	4	0	0	0	1988-1991
Vallée D'Aoste	0	0	0	0	0	
Ligurie	0	0	0	0	0	
Lombardie	0	0	0	0	0	
Trentin - Haut Adige	0	0	0	0	0	
Vénétie	3	3	0	0	0	1989-1991
Frioul - Vénétie Julienne	0	0	0	0	0	
Emilie - Romagne	0	0	0	0	0	
Toscane	0	0	0	0	0	
Ombrie	0	0	0	0	0	
Marches	0	0	0	0	0	
Latium	2	0	0	2	0	1980 ; 1995
Abruzzes	0	0	0	0	0	
Molise	3	0	0	3	0	1980 ; 1981 ; 1995
Campanie	6	0	0	6	0	1980-1982 ; 1993-1995
Pouilles	10	0	0	10	0	1980-1983 ; 1990-1995
Basilicate	16	0	0	16	0	1980-1995
Calabre	0	0	0	0	0	
Total	420	98	10	312	0	
%	28,53	6,66	0,68	21,2	0	

TABLEAU 2

Schémas d'association spatiale : année initiale et taux de croissance

	1980	Croissance		1980	Croissance
PORTUGAL					
Nord	BB*	HH*	Flandre Occidentale	HH*	HB
Centre	BB*	HH*	Brabant wallon	BH	BB
Lisbonne et la vallée du Tage	BB*	HH*	Hainaut	BH	BB*
Alentejo	BB*	HH*	Liège	HH	BH
Algarve	BB*	HH	Luxembourg	BH	HB
ESPAGNE			Namur	BH	BB
Galice	BB*	BH	PAYS-BAS		
Asturies	BB*	BB	Groningue	HH	BB
Cantabrie	BB*	BB	Frise	BH*	BB*
Pays Basque	BB	HB	Drenthe	HH*	BB*
Navarre	BB	HH	Hollande occidentale	HH	BB
Rioja	BB*	HH	Utrecht	HH	HB
Aragon	BB*	HH	Hollande septentrionale	HH	BB
Madrid	BB*	HH	Hollande Méridionale	HH	BB
Castille et Leon	BB*	BH*	Zélande	HH	BB
Castille-la Manche	BB*	HH	Brabant septentrional	HH	BB
Estrémadure	BB*	HH*	Limbourg	HH	BB
Catalogne	BB	HH	ALLEMAGNE		
Valence	BB*	HH	Bade-Wurtemberg	HH	HH
Andalousie	BB*	BH*	Bavière	HH	HH
Murcie	BB*	HH	Brême	HH	BH
FRANCE			Hambourg	HH	HH
Ile de France	HH	BB*	Hesse	HH	HH
Champagne-Ardenne	HH	BB*	Basse-Saxe	HH*	HB
Picardie	HH	BB*	Rhénanie du Nord - Westphalie	HH	BH
Haute-Normandie	HH	BB*	Rhénanie-Palatinat	HH*	BH
Centre	HH	BB*	Sarre	HH	HH
Basse-Normandie	HH	BB*	Schleswig-Holstein	HH*	HH
Bourgogne	HH*	BB*	LUXEMBOURG (GRAND-DUCHE)	HH	HB
Nord-Pas-De-Calais	HH	BB	DANEMARK	HH	HH
Lorraine	HH	BH	ITALIE		
Alsace	HH	BB	Piémont	BH	BB
Franche-Comté	HH	BB*	Vallée D'Aoste	HH	BB
Pays de la Loire	HH	BB*	Ligurie	BH	HB
Bretagne	HH	BB	Lombardie	HB	BH
Poitou-Charentes	HH	BB*	Trentin - Haut Adige	BB	HH
Aquitaine	HB	BB	Vénétie	BH	HH
Midi-Pyrénées	HB	BB	Frioul - Vénétie Julienne	BB	HH
Limousin	BH	BB*	Emilie - Romagne	HB	BB
Rhône-Alpes	HH	BB*	Toscane	BB	BB
Auvergne	HH	BB*	Ombrie	BB	BB
Languedoc-Roussillon	BH	BB	Marches	BB	BB
PACA	HH	BB	Latium	BB*	HB
BELGIQUE			Abruzzes	BB	HH
Bruxelles	HB	BH	Molise	BB*	BH
Anvers	HH	BB	Campanie	BB*	BB
Limbourg	HH	HB	Pouilles	BB*	BB
Flandre Orientale	HH	BB	Basilicate	BB*	BB
Brabant flamand	BH	HB	Calabre	BB	BB

* signifie que la statistique locale correspondante est significative

FIGURE 1

Sigma-convergence et autocorrélation spatiale

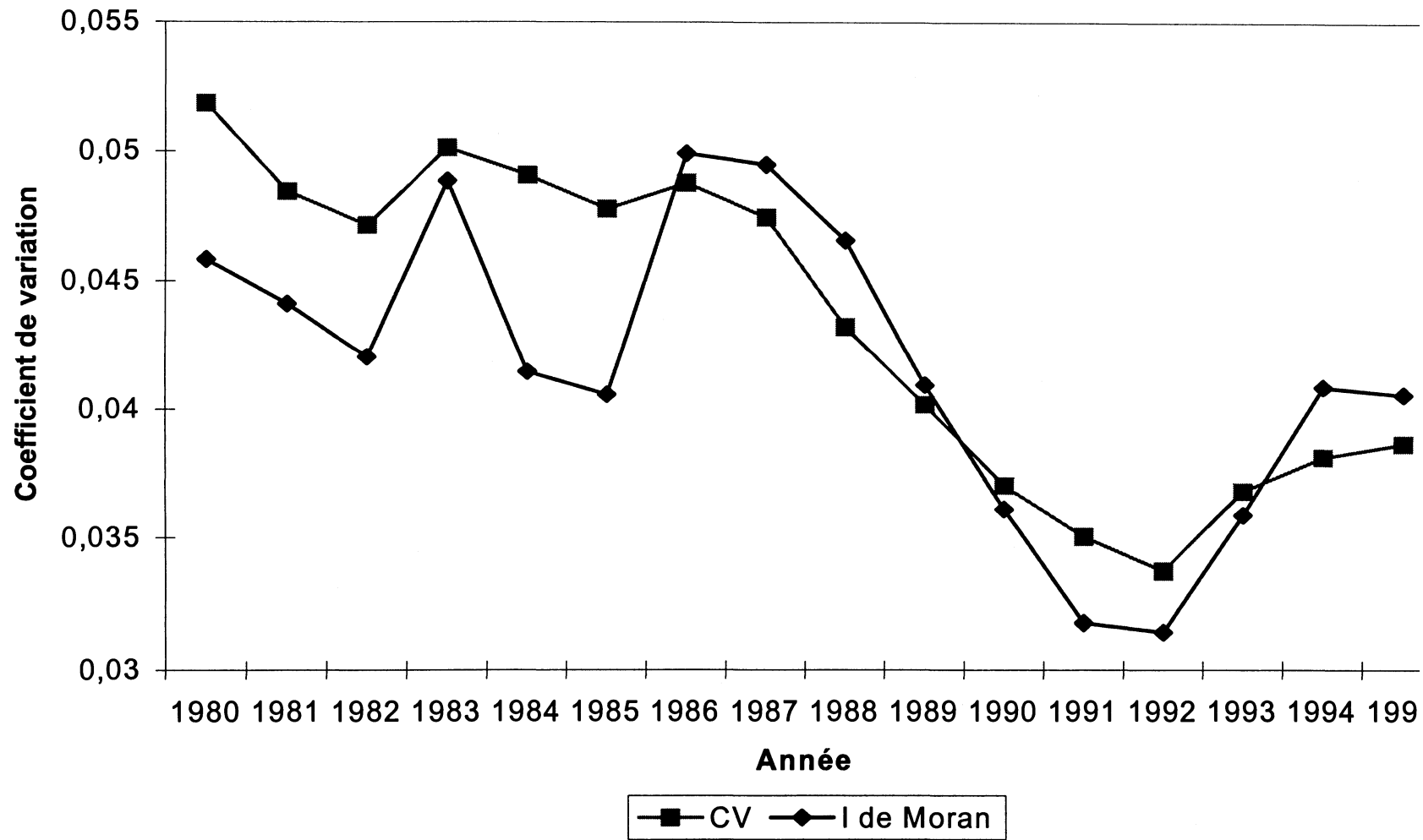


FIGURE 2

MS PIB par tête 1980

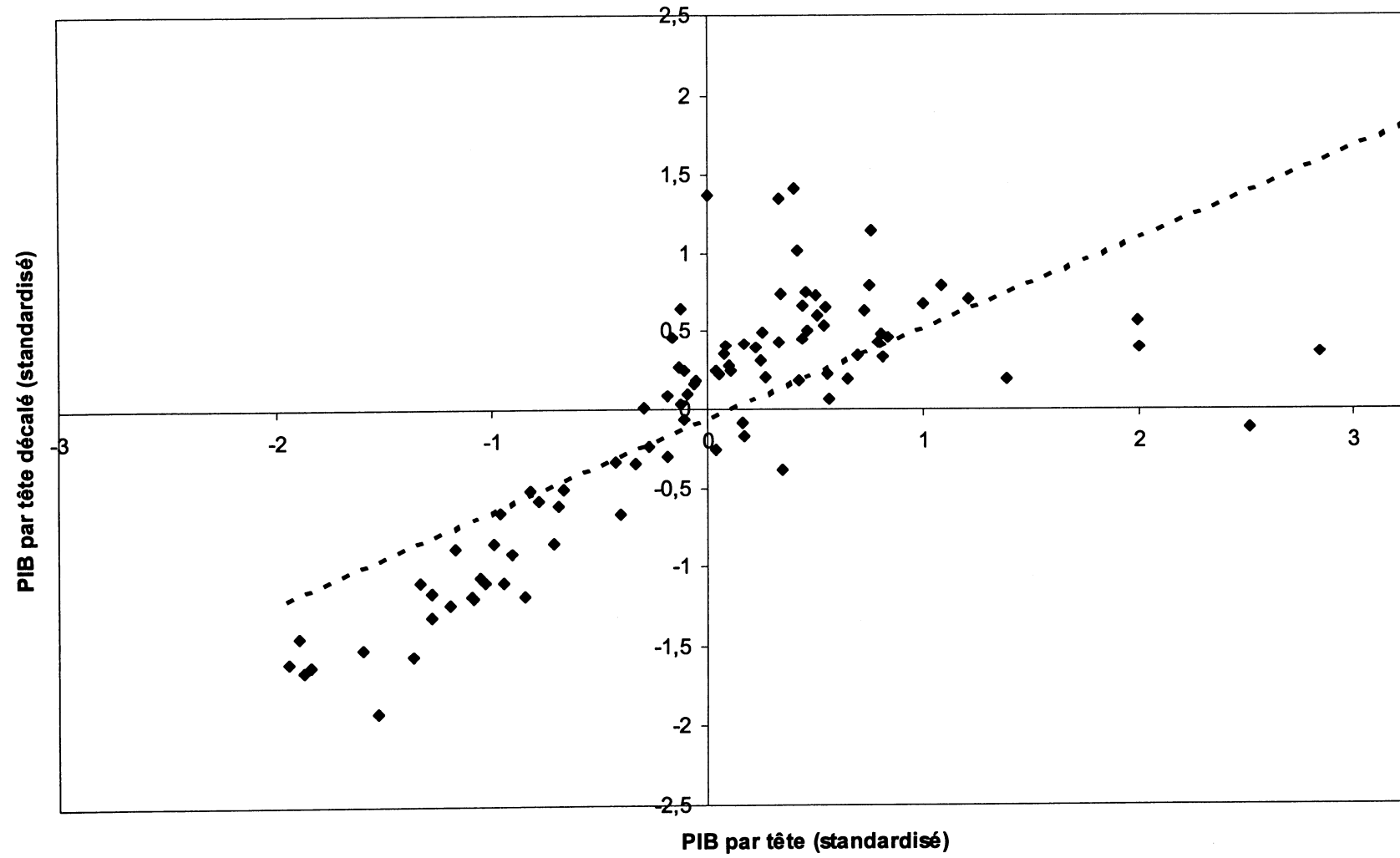


FIGURE 3

MS PIB par tête 1995

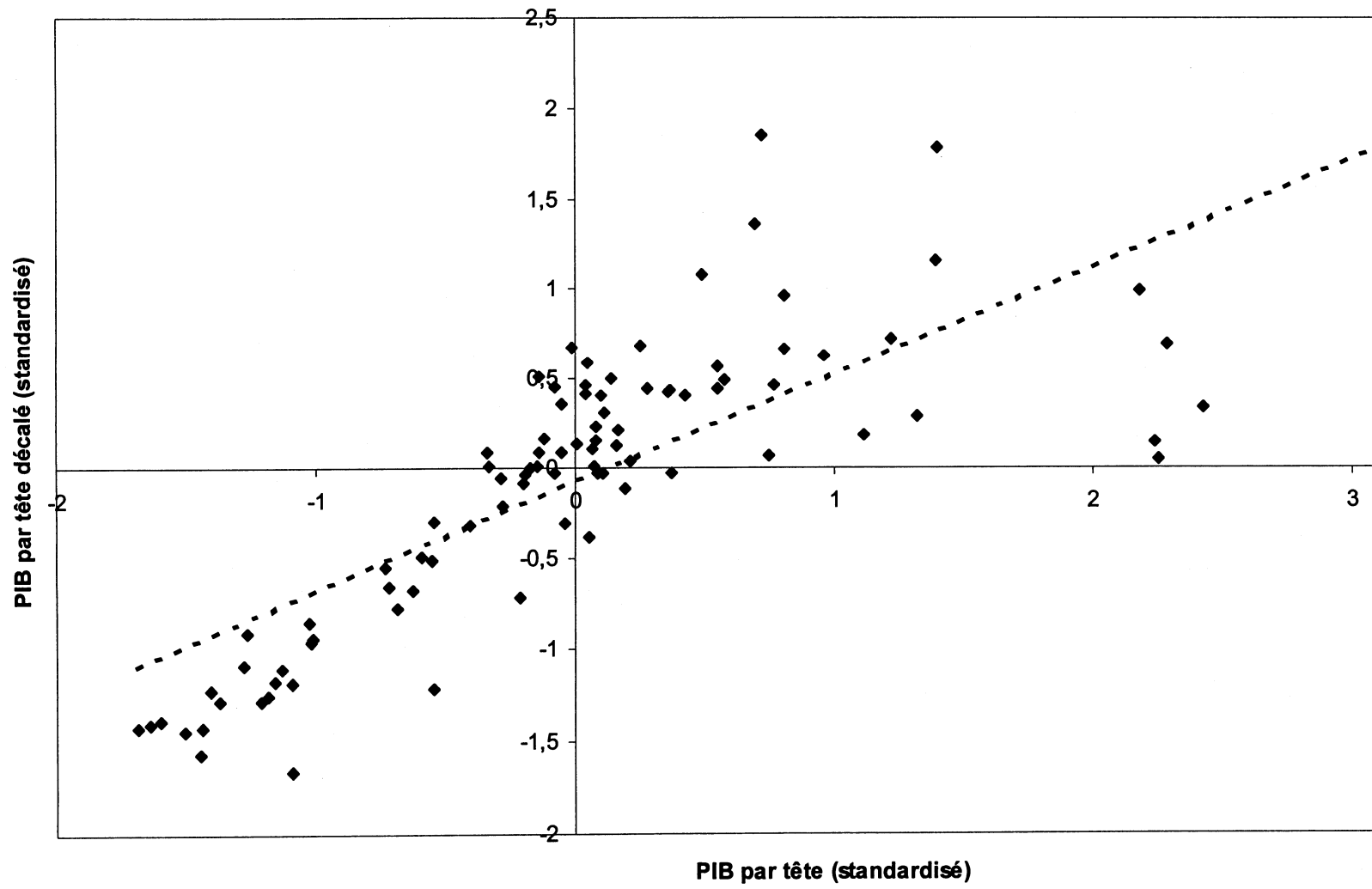


TABLEAU 3

Résultats des estimations et des tests

MODELE	(6)	(7)
ESTIMATION		
constante	0,190 (0,000)	0,215 (0.000)
β	-0.015 (0,000)	-0,017 (0.000)
γ	-	-
ρ	-	-
λ	-	0,601 (0.000)
R ²	0,41	
LIK	312,318	323,575
AIC	-620.636	-643,151
BIC	-615,592	-638,107
σ^2	6,736.10 ⁻⁵	4.66. 10 ⁻⁵
TESTS		
MORAN	5, 074 (0,000)	-
LMLAG	0, 162 (0,688)	0,052 (0.819)
LMERR	5,227 (0,022)	-

Notes :

Les « p-values » sont entre parenthèse. LIK : valeur de la fonction de vraisemblance à l'optimum. AIC : critère d'Akaike. BIC : critère de Schwarz. Moran est le test de Moran [1948] adapté aux résidus d'une régression (Cliff et Ord [1981]). LMLAG et LMERR sont des tests robustes du multiplicateur de Lagrange visant à tester respectivement la présence d'une *variable autorégressive ou variable endogène décalée* et d'une *autocorrélation spatiale des erreurs*.