

Effets de voisinage dans le modèle de Solow avec des externalités spatiales

Koch Wilfried
LEG UMR 5118 CNRS
Université de Bourgogne
Pôle d'Economie et de Gestion
B.P. 26611
21066 Dijon Cedex - France
KOCHWILFRIEDFR@aol.com

Version: 2/11/04

L'objectif de cet article est d'introduire des externalités spatiales dans le modèle de croissance de Solow afin de tenir compte de l'interdépendance géographique des régions. Ces externalités sont générées par le stock de capital accumulé par les régions voisines. Par conséquent, une politique économique visant à augmenter le taux d'investissement d'une région influence l'ensemble des régions par un effet multiplicateur spatial qui agit d'autant plus sur le revenu par tête que les régions sont géographiquement proches. Ainsi, nous utiliserons cet effet afin d'évaluer les conséquences d'une politique régionale sur la répartition spatiale des richesses dans l'Union Européenne élargie à 27 membres.

Mots clés : Externalités spatiales, Croissance économique, Politique régionale, Autocorrélation spatiale, Econométrie spatiale

1. INTRODUCTION

L'élargissement de l'Europe aux pays d'Europe Centrale et Orientale (PECO) ainsi qu'à Malte et Chypre en 2004 (UE25) puis à la Roumanie et à la Bulgarie en 2007 (UE27), constitue un défi sans précédent pour la politique de cohésion de l'Union Européenne puisqu'elle devra faire face à un accroissement très important des disparités économiques et à une modification de la répartition spatiale des richesses.

De plus, l'élargissement va sérieusement compliquer la mise en oeuvre de la politique de cohésion de l'Union Européenne à partir de 2004 puis 2007. Elle devra en effet tenir compte du retard de développement des régions de l'UE15 mais aussi de la quasi-totalité des régions des nouveaux pays membres et des pays candidats. De nombreuses propositions ont été faites à la Commission afin de répondre à ces nouveaux problèmes. Cependant, il peut sembler surprenant que la dimension spatiale de la distribution des disparités régionales dans l'Union Européenne ait été jusqu'à présent négligée.

En effet, de nombreuses études empiriques ont montré l'importance des spillovers spatiaux dans le processus de croissance, tant au niveau des pays (Moreno et Trehan 1997, Conley et Ligon 2002) qu'au niveau des régions (Rey et Montouri 1999 pour les Etats américains, Ying 2000 pour les Provinces chinoises, Armstrong 1995, Lopez-Bazo et al. 1999, Le Gallo et Ertur 2003 pour les régions européennes). Plus récemment, Ertur et Koch (2004) ont montré que les PIB par tête régionaux et leur taux de croissance dans l'Union Européenne élargie à 27 membres sont caractérisés

par la présence d'une très forte autocorrélation spatiale et locale. Les auteurs en ont conclu que la localisation géographique et l'environnement spatial de chaque région doivent être pris en compte lorsque l'on analyse les disparités économiques mais aussi lorsque l'on veut concevoir et appliquer des politiques de développement régional.

Ainsi, dans cet article, nous nous proposons d'introduire des effets de voisinage dans le modèle de Solow-Swan (Solow 1956, Swan 1956) sous la forme d'externalités spatiales. Plus précisément, nous supposons que le niveau de progrès technique d'une région dépend positivement de son stock de capital physique, comme dans le modèle de Romer (1986), mais il dépend également du stock de capital physique accumulé dans les régions voisines. Cette modélisation crée une interdépendance technologique entre les régions qui est d'autant plus intense qu'elles sont géographiquement proches. Nous montrons donc l'importance de la prise en compte de l'espace dans l'analyse de la croissance régionale en Europe ainsi que pour la mise en place de la future politique économique. Pour cela, nous calculerons l'effet d'une augmentation du taux d'investissement dans les régions en retard de développement sur l'ensemble des régions européennes qui sont toutes spatialement interdépendantes. Cette simulation nous permettra de comparer les distributions des revenus que l'on obtiendrait si on réalisait une politique économique visant à augmenter l'investissement régional.

Dans la section 2 nous présentons notre modèle de Solow spatialement augmenté et nous étudions l'impact d'une augmentation du taux d'investissement sur le niveau de revenu des régions à l'état régulier. Dans la section 3, nous dérivons le modèle empirique et nous présentons l'échantillon et notre choix de la matrice de poids. La section 4 présente les résultats des estimations et la section 5 présente les résultats des simulations de politiques économiques sur le niveau de revenu à l'état régulier des régions européennes. La section 6 conclue.

2. LE MODÈLE

2.1. Progrès technique et externalités spatiales

Considérons R régions notées $r = 1, \dots, R$, dont la technologie de production est de type Cobb-Douglas avec des rendements d'échelle constants, telle que la production en t dans une région r est donnée par :

$$Y_r(t) = K_r^\alpha(t) [A_r(t) L_r(t)]^{1-\alpha} \quad (1)$$

avec les notations standard : $Y_r(t)$ est l'output, $K_r(t)$ le capital physique, $L_r(t)$ le travail et $A_r(t)$ le niveau de technologie neutre au sens de Harrod pour une région r en t . Plus précisément, le niveau de progrès technique d'une région r est donnée par :

$$A_r^{1-\alpha}(t) = \Omega^{1-\alpha}(t) k_r^\phi(t) \prod_{s \neq r}^R k_r^{\gamma w_{rs}}(t) \quad (2)$$

Cette fonction contient trois termes. Tout d'abord, nous supposons qu'une partie du progrès technique croît de manière exogène et identique pour toutes les régions au taux g : $\Omega(t) = \Omega_0 \exp(gt)$, avec Ω_0 le niveau initial de progrès technique. Ensuite, le terme $k_r(t) = K_r(t) / [\Omega(t) L_r(t)]$ reflète le stock de connaissance incorporé dans le capital physique par unité de travail effectif dans la région r , et ϕ

représente le niveau des externalités qui est supposé identique pour chaque région avec $0 < \phi < 1$. Cette modélisation est très proche de celle du premier modèle de Romer (1986), mais nous supposons que le stock de connaissance accumulé dans la région r est incorporé dans le stock de capital physique par tête afin d'éviter les effets d'échelles (Jones, 1995). Cela nous permet également de prendre en compte le fait que l'augmentation de l'offre totale de travail génère des externalités négatives puisqu'elle désincite les firmes à découvrir et mettre en oeuvre des innovations qui économisent ce facteur et donc qui ont des effets positifs sur la production de la région (Frankel 1962, Romer 1994). L'idée de faire reposer l'accumulation des connaissances sur l'accumulation du capital a d'abord été suggéré par l'article sur l'apprentissage par la pratique de Arrow (1962) dans lequel la productivité d'une firme donnée est supposée être une fonction croissante de l'investissement agrégé cumulé de l'ensemble de l'économie. Ainsi, le stock de connaissance (ou de capital) génère des externalités mesurées par ϕ qui sont externes aux firmes individuelles parce que cette connaissance devient publiquement connue. Cependant, il n'y a aucune raison de contraindre ces externalités à l'intérieur des frontières de la région. En effet, nous pouvons supposer, comme Romer (1986, exemple 3, pp 1032-1034) que l'effet externe de la connaissance incorporée dans le capital physique d'une région s'étend au delà de ses frontières avec une intensité décroissante qui est dû à la distance physique par exemple. Cette idée est modélisée à l'aide du troisième terme de la fonction (2). Ce terme est la moyenne géométrique du stock de connaissance incorporé dans le stock de capital physique par unité de travail effectif dans les régions s qui composent le voisinage de la région r . γ représente le niveau des externalités spatiales. Cependant, bien que le coefficient γ soit supposé identique pour chaque région, le niveau net des externalités spatiales sur la productivité des firmes de la région r dépend de sa localisation dans l'espace et de la connectivité spatiale relative entre la région r et son voisinage représentée à l'aide du paramètre w_{rs} . Ce paramètre exogène est d'autant plus grand que les régions r et s sont proches et donc que le stock de connaissances de la région s influence positivement la productivité des firmes de la région r . Le terme w_{rs} est positif et inférieur à 1, $w_{rr} = 0$, et on a pour $r = 1, \dots, R$:

$$\sum_{s \neq r}^R w_{rs} = 1 \quad (3)$$

La proximité géographique joue donc un rôle important puisque les interactions physiques entre les agents économiques sont plus efficace dans la transmission des informations (Quah, 1996c). En effet, dans le domaine de l'innovation, on sait que la connaissance se distingue par son caractère tacite qui nécessite d'intenses relations entre firmes et de nombreux face à face répétés. De plus, de nombreuses études empiriques semblent corroborer le caractère localisé des effets de débordement locaux de la connaissance comme celle de Jaffe (1989), Feldman(1994) et Anselin, Varga et Acs (1997).

Cette modélisation des externalités spatiales étend celle que Romer avait proposé. En effet, dans le cas particulier de deux régions, il avait supposé que la productivité des firmes d'une région donnée dépendait de son stock de capital physique K^a où a représente les externalités générées à l'intérieur de la région, mais aussi du stock de capital physique de l'autre région K^b où b représente les externalités spatiales avec $b < a$. Cette dernière relation montre que ces effets sont décroissants à cause de l'éloignement des deux régions.

Finalement, en combinant les équations (1) et (2), nous pouvons réécrire la fonction de production par unité de travail effectif dans la région r en t de la manière suivante :

$$y_r(t) = k_r^{\alpha'}(t) \prod_{s \neq r}^R k_s^{\gamma w_{rs}}(t) \quad (4)$$

avec $y_r(t) = Y_r(t) / [\Omega(t) L_r(t)]$ le niveau de revenu par unité de travail effectif et $\alpha' = \alpha + \phi$ l'élasticité de la production d'une région par rapport au stock de capital social de cette même région. On fait l'hypothèse que $\alpha' + \gamma < 1$ afin de garantir la convergence locale des économies vers leur état régulier¹. Cette hypothèse revient à supposer qu'il n'y a pas de rendements d'échelle croissants dans l'accumulation du capital des régions prises dans leur ensemble. Elle implique également que la productivité marginale du capital physique est décroissante, $\alpha + \phi < 1$, hypothèse très largement confirmée par les études empiriques (Romer 1987, Benhabib et Jovanovic 1991, King et Levine 1994).

2.2. Accumulation du capital et état régulier

Comme dans le modèle de Solow, nous considérons que le taux d'épargne s_r et le taux de croissance de la population n_r de la région r sont exogènes. Nous supposons également que le taux de dépréciation du capital physique, noté δ , est constant et identique pour toutes les régions. L'évolution du stock de capital physique par unité de travail effectif dans la région r est gouvernée par l'équation dynamique fondamentale de Solow :

$$\dot{k}_r(t) = s_r y_r(t) - (n_r + g + \delta) k_r(t) \quad (5)$$

Puisque la fonction de production en unité de travail effectif est caractérisée par des rendements d'échelle décroissants, l'équation (5) implique que le produit moyen du capital de la région r , pour $r = 1, \dots, R$, converge vers une valeur d'état régulier définie par :

$$\left[\frac{k_r}{y_r} \right]^* = \frac{s_r}{n_r + g + \delta} \quad (6)$$

De la même manière, pour toutes les régions s qui forment le voisinage de la région r , nous avons la valeur d'état régulier de son produit moyen tel que :

$$\left[\frac{k_s}{y_s} \right]^* = \frac{s_s}{n_s + g + \delta} \quad (7)$$

Finalement, en substituant les équations (6) et (7) dans la fonction de production (4) de la région r , on obtient la valeur du revenu par unité de travail effectif à l'état régulier pour la région r :

$$y_r^* = \left[\frac{s_r}{n_r + g + \delta} \right]^{\frac{\alpha'}{1-\alpha'}} \prod_{s \neq r}^R \left[\frac{s_s}{n_s + g + \delta} \right]^{\frac{\gamma}{1-\alpha'} w_{rs}} \prod_{s \neq r}^R y_s^{* \frac{\gamma}{1-\alpha'} w_{rs}} \quad (8)$$

Afin d'étudier l'impact du taux d'épargne et de la croissance de la population sur le revenu par tête à l'état régulier, prenons le logarithme de l'équation (8) :

¹Voir l'Annexe pour la démonstration de cette propriété de convergence locale.

$$\begin{aligned} \ln y_r^* &= \frac{\alpha'}{1-\alpha'} \ln s_r - \frac{\alpha'}{1-\alpha'} \ln (n_r + g + \delta) + \frac{\gamma}{1-\alpha'} \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln s_s \\ &\quad - \frac{\gamma}{1-\alpha'} \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln (n_s + g + \delta) + \frac{\gamma}{1-\alpha'} \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln y_s^* \end{aligned} \quad (9)$$

Ainsi, ce modèle de Solow spatialement augmenté a les mêmes prédictions qualitatives que le modèle initial à propos du taux d'épargne et du taux de croissance démographique d'une région r sur son niveau de revenu par tête à l'état régulier. Plus précisément, le revenu par tête à l'état régulier d'une région r dépend positivement de son taux d'épargne, de celui de ses régions voisines et de leur revenu par tête. Enfin, elle dépend négativement de son taux de croissance de la population et de celui de ses voisines. De plus, nous pouvons remarquer que l'on peut retrouver l'expression de l'état régulier du modèle de Solow en posant $\phi = \gamma = 0$.

Cependant, les implications quantitatives des effets de ces variables sur le niveau de revenu à l'état régulier sont différentes. En effet, dans le modèle de Solow, l'élasticité du revenu par unité de travail effectif par rapport au taux d'épargne est égale à $\frac{\alpha}{1-\alpha}$ et l'élasticité du revenu par unité de travail effectif par rapport au taux de dépréciation effectif du capital est égale à $-\frac{\alpha}{1-\alpha}$. De plus étant donné que α , la part de la rémunération du capital dans le revenu, est égal à un tiers, l'élasticité du revenu par unité de travail efficace par rapport au taux d'épargne est égale à un demi. Ainsi, si une économie a un taux d'épargne 4 fois plus important qu'une autre économie, son revenu à l'état régulier ne sera environ que 2 fois plus élevé (Mankiw, 1995). Pour des écarts de taux d'épargne raisonnable pour les économies, le modèle de Solow ne prévoit que de faibles écarts de revenu par rapport à celles que l'on observe.

Le modèle de Solow spatialement augmenté que nous proposons ici donne des résultats quantitatifs très différents. Pour voir cela, nous allons recalculer les élasticités précédentes dans le cadre de ce modèle, mais il convient d'abord d'analyser son mécanisme. Une augmentation du taux d'épargne dans la région r augmentera son stock de capital physique et donc le niveau de revenu par tête par l'intermédiaire de la fonction de production comme dans le modèle de Solow et du progrès technique grâce au processus d'apprentissage par la pratique comme dans le modèle de Arrow-Romer. L'augmentation du stock de capital physique dans la région r génère donc une augmentation du stock de connaissance qui déborde sur les régions voisines grâce aux externalités spatiales. Les firmes des régions voisines bénéficient alors d'une productivité plus élevée ce qui leur permet d'accroître le revenu par tête de leur région respective. Cette augmentation du revenu par tête des régions voisines s de la région r augmente le revenu par tête de cette dernière par l'intermédiaire du dernier terme de l'équation (9). Cette effet multiplicateur spatial se propage à l'ensemble des régions de l'économie considérée grâce aux interactions spatiales modélisées par les termes w_{rs} , jusqu'à épuisement de l'effet à cause des rendements décroissants du capital.

Afin de calculer ces élasticités, écrivons l'équation (9) sous forme matricielle :

$$\ln y = a_1 \ln s + a_2 \ln (n + g + \delta) + b_1 W \ln s + b_2 W \ln (n + g + \delta) + cW \ln y \quad (10)$$

avec $\ln y$ le vecteur ($R \times 1$) des logarithmes des revenus par unité de travail effectif à l'état régulier, $\ln s$ le vecteur ($R \times 1$) des logarithmes des taux d'épargne,

$\ln(n + g + \delta)$ le vecteur $(R \times 1)$ des logarithmes des taux de dépréciation effectif du capital, W la matrice $(R \times R)$ markovienne en ligne des termes w_{rs} représentant la connectivité spatiale entre toutes les régions. Les paramètres sont tels que : $a_1 = -a_2 = \frac{\alpha'}{1-\alpha'}$, $b_1 = -b_2 = c = \frac{\gamma}{1-\alpha'}$.

L'équation (10) peut se réécrire sous une forme réduite², si $c \neq 0$ et si l'inverse de c n'est pas une valeur propre de W :

$$\ln y = (I - cW)^{-1} (a_1 I + b_1 W) \ln s + (I - cW)^{-1} (a_2 I + b_2 W) \ln(n + g + \delta) \quad (11)$$

Si $|c| < 1$, nous pouvons développer ces termes et les regrouper pour obtenir :

$$\begin{aligned} \ln y &= a_1 \ln s + (a_1 c + b_1) \sum_{i=1}^{\infty} W^{(i)} c^{i-1} \ln s \\ &\quad + a_2 \ln(n + g + \delta) + (a_2 c + b_2) \sum_{i=1}^{\infty} W^{(i)} c^{i-1} \ln(n + g + \delta) \end{aligned} \quad (12)$$

avec $W^{(i)}$ la matrice W à la puissance i . Ainsi, nous avons un effet multiplicateur spatial avec, dans le cas de l'épargne, $(a_1 c + b_1)$ pour l'effet de $W \ln s$, $(a_1 c^2 + b_1 c)$ pour l'effet de $W^2 \ln s$, ...

Finalement, on peut réécrire l'équation (9) sous forme réduite pour une région r :

$$\begin{aligned} \ln y_r^* &= a_1 \ln s_r + \sum_{i=1}^{\infty} c^{i-1} (a_1 c + b_1) \sum_{s=1}^R w_{rs}^{(i)} \ln s_s \\ &\quad + b_2 \ln(n_r + g + \delta) + \sum_{i=1}^{\infty} c^{i-1} (a_2 c + b_2) \sum_{s=1}^R w_{rs}^{(i)} \ln(n_s + g + \delta) \end{aligned} \quad (13)$$

avec $w_{rs}^{(i)}$ l'élément de la ligne r et la colonne s de la matrice de connectivité spatiale W à la puissance i .

Nous pouvons maintenant calculer l'élasticité du revenu par unité de travail effectif à l'état régulier par rapport au taux d'épargne pour la région r :

$$e_s^r = \frac{\partial \ln y_r^*}{\partial \ln s_r} = a_1 + \sum_{i=1}^{\infty} w_{rr}^{(i)} c^{i-1} (a_1 c + b_1) \quad (14)$$

soit :

$$e_s^r = \frac{\alpha'}{1-\alpha'} + \sum_{i=1}^{\infty} w_{rr}^{(i)} \frac{\gamma^i}{(1-\alpha')^{i+1}} \quad (15)$$

Ainsi, lorsque s_r , le taux de d'épargne de la région r , augmente de 1%, son revenu par tête augmente initialement de $\frac{\alpha'}{1-\alpha'}$ comme dans le modèle de Solow (avec $\phi = 0$), et avec l'effet multiplicateur spatial son revenu par tête augmente finalement de $e_s^r\%$. L'élasticité du revenu par tête par rapport au taux d'épargne diffère pour chaque région, puisqu'elle dépend de la structure spatiale représentée par l'ensemble des connections w_{rs} entre les régions.

²En effet, $(I - cW)^{-1}$ existe si et seulement si $|I - cW| \neq 0$. Cette condition est équivalente à : $|c| |W - (1/c)I| \neq 0$ où $|c| \neq 0$ et $|W - (1/c)I| \neq 0$.

Il est également possible de calculer l'élasticité du revenu par tête de la région r par rapport au taux d'épargne s_s d'une région voisine s :

$$e_s^s = \frac{\partial \ln y_r^*}{\partial \ln s_s} = \sum_{i=1}^{\infty} w_{rs}^{(i)} \frac{\gamma^i}{(1 - \alpha')^{i+1}} \quad (16)$$

Lorsqu'une région voisine s augmente son taux d'épargne s_s de 1%, le revenu par tête de la région r augmente de $e_s^s\%$.

De la même manière, on calcule l'élasticité du revenu par tête par rapport au taux de dépréciation effectif de la région r et d'une région voisine s , notée e_n^r et e_n^s respectivement :

$$e_n^r = \frac{\partial \ln y_r^*}{\partial \ln (n_r + g + \delta)} = -\frac{\alpha'}{1 - \alpha'} - \sum_{i=1}^{\infty} w_{rr}^{(i)} \frac{\gamma^i}{(1 - \alpha')^{i+1}} \quad (17)$$

$$e_n^s = \frac{\partial \ln y_r^*}{\partial \ln (n_s + g + \delta)} = -\sum_{i=1}^{\infty} w_{rs}^{(i)} \frac{\gamma^i}{(1 - \alpha')^{i+1}} \quad (18)$$

Finalement, on remarque que les élasticités ont la même propriété que dans le modèle de Solow :

$$e_s^r = -e_n^r \quad \text{et} \quad e_n^s = -e_s^s \quad (19)$$

En définitive, les écarts de revenu par tête entre les régions s'expliquent non seulement par les différences entre leur taux d'épargne et leur taux de croissance démographique, mais elles s'expliquent également par la localisation et la structure du voisinage de chacune d'entre elle. Tout d'abord, elle s'explique par la localisation relative de la région par rapport à toutes les autres par l'intermédiaire des termes w_{rs} qui connectent spatialement la région r à toutes ses régions voisines s . En effet, plus ces termes sont grands et plus la région r est connectée à ces voisines et donc plus elle bénéficie des externalités spatiales favorables à la productivité de ses firmes. Ainsi, les régions du centre ont tendance à être naturellement plus avantagées du fait d'une plus grande proximité relative par rapport à toutes les autres régions. Les écarts de revenu par tête s'expliquent également par la structure de voisinage de chacune des régions puisqu'une région dont les voisines ont tendance à avoir un revenu par tête élevé, un taux d'épargne élevé et un taux de dépréciation effectif du capital physique faible, aura un revenu par tête élevé.

Ainsi, si l'on considère ces deux effets simultanément, on obtient une structure de type centre-périphérie dans la distribution spatiale des richesses (Krugman, 1991a,b, Krugman et Venables, 1995) avec au centre les régions les plus riches et à la périphérie les régions les plus pauvres. Les régions qui se concentrent au centre ont donc tendance à recevoir plus d'externalités de la part de leur voisines également riches ce qui crée un processus d'accumulation plus rapide dans cette zone. Ces prédictions sont donc proche de celle des modèles qui mettent évidence un processus de croissance-agglomération comme Baldwin, Martin et Ottaviano (2001), Martin et Ottaviano (1999, 2001) par exemple.

3. MODÈLE EMPIRIQUE, DONNÉES ET MATRICE DE POIDS

3.1. Spécification économétrique

Réécrivons l'équation (9) en considérant le revenu par tête au lieu du revenu par unité de travail efficace :

$$\begin{aligned}
\ln \left[\frac{Y_r(t)}{L_r(t)} \right] &= \left[1 - \frac{\gamma}{1 - \alpha'} \right] (\ln \Omega_0 + gt) + \frac{\alpha'}{1 - \alpha'} \ln s_r - \frac{\alpha'}{1 - \alpha'} \ln (n_r + g + \delta) \\
&+ \frac{\gamma}{1 - \alpha'} \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln s_s - \frac{\gamma}{1 - \alpha'} \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln (n_s + g + \delta) \\
&+ \frac{\gamma}{1 - \alpha'} \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln \left[\frac{Y_s(t)}{L_s(t)} \right]
\end{aligned} \tag{20}$$

Puisque g , le taux de croissance exogène du progrès technique, est supposé identique pour toutes les régions, on peut supposer que $t = 0$ dans l'équation (20) sans perdre de généralité. De plus, comme Mankiw, Romer et Weil (1992), nous supposons que $g + \delta = 0,05$ pour toutes les régions et que le terme Ω_0 reflète non seulement la technologie mais aussi les dotations en ressources, le climat, les institutions, ..., il peut donc différer entre les régions de la manière suivante :

$$\ln \Omega_0 = a + e_r \tag{21}$$

où a est une constante et e_r est un terme d'erreur spécifique à chaque région. Notre spécification économétrique s'écrit finalement :

$$\begin{aligned}
\ln \left[\frac{Y_r(t)}{L_r(t)} \right] &= \beta_0 + \beta_1 \ln s_r + \beta_2 \ln (n_r + g + \delta) + \lambda_1 \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln s_s \\
&+ \lambda_2 \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln (n_s + g + \delta) + \rho \sum_{s \neq r}^R w_{rs} \ln \left[\frac{Y_s(t)}{L_s(t)} \right] + \varepsilon_r
\end{aligned} \tag{22}$$

avec $\beta_0 = \left[1 - \frac{\gamma}{1 - \alpha'} \right] a$ la constante, β_1 le coefficient devant le logarithme du taux d'épargne qui doit être positif, β_2 le coefficient devant le logarithme du taux de dépréciation effectif du capital qui doit être négatif, λ_1 le coefficient devant le taux d'épargne spatialement décalé qui doit être positif, λ_2 le coefficient devant le taux de dépréciation effectif spatialement décalé qui doit être négatif et ρ le coefficient d'autocorrélation spatiale devant la variable endogène spatialement décalée qui doit être positif. $\varepsilon_r = \left[1 - \frac{\gamma}{1 - \alpha'} \right] e_r$ est le terme d'erreur associée à la région r .

Ecrivons l'équation (22) sous forme matricielle :

$$y = X\beta + WX\lambda + \rho Wy + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \tag{23}$$

avec y le vecteur ($R \times 1$) des logarithmes des revenus par tête, X la matrice ($R \times 3$) contenant la constante³, le vecteur des logarithmes des taux d'épargne et le vecteur des logarithmes des taux de dépréciation effectif du capital. β est le vecteur (3×1) tel que $\beta' = [\beta_0 \ \beta_1 \ \beta_2]$, λ le vecteur (2×1) tel que $\lambda' = [\lambda_1 \ \lambda_2]$ et ε est le vecteur des erreurs normalement et identiquement distribuées avec $E(\varepsilon) = 0$ et $E(\varepsilon\varepsilon') = \sigma^2 I$ où $E(\cdot)$ désigne l'espérance mathématique.

³En pratique, la constante spatialement décalée n'est pas incluse dans WX , puisqu'il y a un problème d'identification pour la matrice W standardisée en ligne. En effet, le décalage de la constante est alors la même que la variable originale (Anselin, 2003).

Cette spécification économétrique est la forme structurelle et non contrainte du modèle de Durbin spatial⁴. Elle inclut à la fois une variable dépendante spatialement décalée ainsi que des variables explicatives spatialement décalées. La forme réduite de ce modèle est la suivante :

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} WX\lambda + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (24)$$

A partir de cette expression, on peut définir deux types d'effets : un effet de multiplicateur spatial affectant les variables explicatives que nous avons mis en évidence dans le calcul des élasticités et un effet de diffusion spatiale affectant les erreurs. Ce dernier effet signifie qu'un choc aléatoire sur une région r affecte non seulement la valeur du revenu par tête de cette région, mais a également un impact sur les valeurs des revenus par tête dans les autres régions à travers la même transformation spatiale inverse. L'amplitude de ces deux effets est influencée par la localisation de chaque région à l'intérieur du système spatial décrit par la matrice de connectivité W et par les effets de voisinage contenus dans le paramètre ρ et plus précisément dans le paramètre γ qui représente les externalités spatiales.

De (24), on peut déduire la matrice des variances-covariances de y :

$$V(y) = (I - \rho W)^{-1} E(\varepsilon\varepsilon') (I - \rho W')^{-1} = \sigma^2 [(I - \rho W)' (I - \rho W)]^{-1} \quad (25)$$

Cette matrice de variances-covariances est une matrice pleine, ce qui implique que chaque localisation est corrélée avec chaque autre localisation du système spatial mais que cette corrélation diminue avec l'ordre de proximité.

De même, nous pouvons calculer la matrice de variances-covariances de $u = (I - \rho W)^{-1} \varepsilon$:

$$V(u) = \sigma^2 [(I - \rho W)' (I - \rho W)]^{-1} \quad (26)$$

Ainsi, il s'ensuit que la covariance entre chaque paire d'erreurs est non nulle et décroissante, mais décroît avec l'ordre de proximité. De plus, les éléments de la diagonale de $V(u)$ ne sont pas constants, ce qui implique l'hétéroscédasticité des erreurs u , que ε soit hétéroscédastique ou non (McMillen, 1992).

3.2. Echantillon de données

L'étude est réalisée sur un échantillon de 66 régions au niveau NUTS1 sur la période 1995 - 2000. Les données sont extraites de la banque de données Eurostat-Regio Newcronos. Le découpage régional adopté par Eurostat est la Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques (NUTS). Cette nomenclature a été établie dans le but de disposer d'un schéma unique et cohérent de la répartition territoriale pour l'établissement des statistiques régionales de l'Union Européenne. Notre échantillon comprend les 66 régions suivantes de 23 pays au niveau NUTS1 : la Belgique (3), le Danemark (1), l'Allemagne (16), la Grèce (4), la France (8), l'Italie (11), le Luxembourg (1), les Pays-Bas (4), l'Autriche (3), la Finlande (2), la Suède (1) pour 11 pays de l'Europe des 15. La République Tchèque (1), l'Estonie (1), la Hongrie (1), la Lituanie (1), la Lettonie (1), la Pologne (1), la Slovénie (1), la

⁴Anselin (1988), Anselin et Bera (1998). Une présentation des outils nécessaires à la prise en compte de l'autocorrélation spatiale dans le cadre des modèles de régression linéaire peut être trouvé dans Le Gallo (2002).

Slovaquie (1), Malte (1), Chypre (1) pour les 10 nouveaux pays membres et les 2 pays candidats : la Roumanie (1) et la Bulgarie (1).

Le niveau de revenu par tête est mesuré à l'aide du PIB par habitant régional mesuré en Euro, le taux d'épargne est mesuré par le rapport moyen sur la période 1995 - 2000 de la Formation Brute de Capital Fixe (FBCF) régionale sur le PIB régional et le taux de croissance démographique est calculé à partir des données sur la population régionale entre 1995 et 2000.

3.3. Matrice de poids

Afin de modéliser les interactions spatiales, nous avons besoin de spécifier la connectivité spatiale entre chacune des régions de notre échantillon. La matrice de poids spatial est l'outil fondamental utilisé pour représenter cette connectivité spatiale. Cette matrice est une matrice carrée avec autant de lignes et de colonnes qu'il y a de régions dans l'échantillon, avec R le nombre de régions. Les éléments w_{rr} sur la diagonale principale sont égaux à 0 par convention alors que les éléments w_{rs} indiquent la manière dont la région r est spatialement connectée à la région s . Ces éléments sont non-stochastiques, non-négatifs et finis. Ainsi, chaque région est connectée à un ensemble de régions voisines grâce à la structure spatiale introduite exogènement dans cette matrice de poids spatial W . Différentes matrices peuvent être considérées : une matrice de contiguïté binaire, une matrice de poids spatial avec une distance seuil au-delà de laquelle les interactions spatiales sont supposées négligeables, ou bien une matrice plus générale basée sur différents types de distances avec ou sans seuil critique. En effet, la notion de distance est très générale et différentes formes fonctionnelles basées sur une distance décroissante peuvent être utilisées comme la distance inverse, la distance inverse au carré, la distance exponentielle négative par exemple. Il est important de souligner que les poids doivent être exogènes au modèle pour éviter les problèmes d'indentification soulevés par Mansky (1993). C'est la raison pour laquelle nous considérons une distance purement géographique, plus précisément la distance sphérique entre les centroïdes de chaque région, qui est strictement exogène. Dans cet article, nous utilisons une matrice de distance inverse comme Moreno et Trehan (1997), dont les éléments sont donnés par :

$$w_{rs} = \frac{1/d_{rs}}{\sum_s (1/d_{rs})} \quad s \neq r \quad \text{et} \quad w_{rr} = 0 \quad (27)$$

où d_{rs} est la distance sphérique entre les centroïdes des régions r et s . Nous n'utilisons pas de seuil critique de manière à ce que notre matrice connecte toutes les régions de notre échantillon entre elle. En d'autres termes, chaque région appartient au voisinage de chaque autre, et les externalités spatiales entre les régions sont donc supposées globales. De plus, le niveau des externalités spatiales varient inversement avec la distance entre les régions. Finalement, nous avons normalisé la matrice de connectivité spatiale telle que ce soit la distance relative et non la distance absolue qui agit sur la diffusion des externalités.

4. RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

	Modèle de Solow	Modèle de Solow sp. augmenté
<i>Constante</i>	6,4133** (0,02227)	-33,25599*** (0,00125)
$\ln s_r$	-0,14705 (0,74659)	0,15581 (0,65192)
$\ln(n_r + g + \delta)$	2,29288** (0,02746)	2,68674*** (0,00004)
$W \ln s_s$	-	2,33957* (0,08611)
$W \ln(n_s + g + \delta)$	-	13,70821*** (0,00287)
$W \ln y_s$	-	0,867*** (0,00000)
\bar{R}^2	0,1122	-

Note : Les probabilités critiques sont entre parenthèses. ***significatif à 1%, **significatif à 5%, * significatif à 10%.

Tout d'abord, nous répliquons les estimations du modèle de Solow en niveau sur les données européennes. Pour cela nous utilisons l'estimateur de White pour tenir compte de la présence d'hétéroscédasticité. Les résultats de cette estimation sont reportés dans la première colonne du tableau 1. On note la très faible valeur du coefficient de détermination ajusté ($\bar{R}^2 = 0,1122$), ce qui nous donne une première indication sur la mauvaise qualité du modèle pour expliquer le niveau de revenu par tête. De plus, le coefficient du taux d'investissement est négatif et non différent de zéro ce qui tend à dire que l'investissement n'a aucun effet sur le niveau de PIB par tête pour les régions de l'Europe élargie. Quand au coefficient du taux de croissance de la population, il est significatif au seuil de 5% mais il n'a pas le signe prédit par le modèle de Solow.

Ainsi, ce modèle ne semble pas en mesure d'expliquer le niveau de richesse régionale dans l'Europe élargie. De plus, une estimation conduisant à un effet nul, voir négatif, de l'investissement sur le revenu par tête est totalement contre-intuitif. Cependant, ce résultat peut être dû à une ou plusieurs variables pertinentes omises. En effet, les interactions spatiales générées par notre modèle nous ont permis d'obtenir le modèle empirique (22) qui possède 3 variables explicatives de plus qui sont omises lorsque l'on ne considère pas les externalités spatiales. Ce modèle de Durbin spatial est estimé à l'aide du maximum de vraisemblance. Ce modèle de Durbin spatial est estimé à l'aide du maximum de vraisemblance. La log-vraisemblance de y est alors donnée par⁵ :

$$\ln L(y/\rho, \beta, \lambda) = -\frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln(\sigma^2) + \ln|I - \rho W| - \frac{1}{2\sigma^2} \varepsilon' \varepsilon \quad (28)$$

Les conditions pour la convergence, l'efficacité et la normalité asymptotiques des estimateurs du maximum de vraisemblance sont dérivées du cadre général de Heijmans et Magnus (1986a, 1986b) pour le modèle spatial autorégressif. En plus

⁵ Anselin (1988, 2001), Anselin et Bera (1998), Le Gallo (2002).

des restrictions habituelles sur la variance et les moments d'ordre supérieur des variables du modèle, ces conditions se traduisent par des contraintes sur les poids spatiaux et sur l'espace des paramètres des coefficients spatiaux.

Notons également que l'estimateur des MCO n'est pas convergents car la variable endogène décalée Wy est corrélée avec l'erreur ε , quelle que soit la distribution de cette erreur :

$$E(Wy\varepsilon') = \sigma^2 W(I - \rho W)^{-1}$$

expression non nulle en général. La matrice $(I - \rho W)^{-1}$ est une matrice pleine et non triangulaire, le décalage spatial pour une observation donnée r , $(Wy)_r$ n'est pas seulement corrélé avec le terme d'erreur en r , mais aussi avec tous les termes d'erreurs de toutes les localisations⁶.

Les résultats du modèle de Solow spatialement augmenté sont meilleurs. Tout d'abord, le signe du coefficient du taux d'investissement reste non significativement différent de zéro même si son signe est maintenant positif. Le signe du coefficient du taux de croissance démographique reste positif et significatif. Cependant, on remarque la présence d'une très forte autocorrélation spatiale positive et significative dans la répartition spatiale des niveaux de revenu par tête ce qui montre que le niveau de richesse des régions voisines influence positivement celui de la région considérée. De plus, le niveau des investissements et du taux de croissance démographique des régions voisines influence également positivement le revenu par tête de la région.

Ces résultats montrent l'importance de la prise en compte des externalités spatiales et des effets de débordement dans l'étude de la répartition spatiale des richesses. La non prise en compte de ces effets dans le cadre du modèle de Solow biaise les résultats des estimations et fausse l'effet de l'investissement sur le niveau revenu par tête régional. L'interdépendance spatiale générée par notre modèle montre que cette variable agit positivement sur l'ensemble des régions de l'économie. Pour mesurer cet effet, nous allons calculer les élasticités du revenu par tête par rapport au taux d'investissement et simuler la diffusion d'une augmentation du taux d'investissement d'une ou plusieurs régions sur l'ensemble des économies européennes.

5. CALCULS DES ÉLASTICITÉS ET SIMULATION

Afin de calculer les élasticités directes et croisées du revenu par tête à l'état régulier par rapport au taux d'investissement de la région considérée et de celui de chacune de ses voisines, réécrivons les équations (14) et (16) sous forme matricielle :

$$E = a_1 I + (a_1 c + b_1) W (I - cW)^{-1} \quad (29)$$

Ainsi, à partir des estimations du modèle reportées dans le tableau 1, nous obtenons une matrice E d'ordre $R = 66$ avec sur la diagonale principale les élasticités directes et en dehors de la diagonale principale les élasticités croisées⁷. Sur une colonne s , nous avons les effets d'une augmentation du taux d'investissement

⁶Notons que ce résultat contraste avec une propriété de séries temporelles. Dans ce cas, en effet, les estimateurs des MCO restent convergents en présence d'une ou plusieurs variables retardées tant que les erreurs ne sont pas corrélées.

⁷La matrice E est disponible sur demande auprès de l'auteur.

s_s de la région s sur l'ensemble des régions de notre échantillon. On remarque que l'effet est d'autant plus important que les régions sont géographiquement proches. Sur une ligne r , nous avons les effets d'une augmentation de chacune des régions voisines de r sur son revenu à l'état régulier. On note également que la somme des lignes de la matrice E est identique pour toutes les régions. Cette propriété, dû au fait que la matrice W est markovienne en ligne, signifie qu'une augmentation identique du taux d'investissement dans toutes les régions aura un même effet identique sur leur niveau de revenu à l'état régulier.

Nous allons utiliser les propriétés des élasticités afin de simuler les effets d'une politique économique visant à transférer une partie des investissements des régions les plus riches vers les régions les plus en difficulté. Pour cela, nous considérons que chaque région cotise une partie de son revenu ce qui correspond à une baisse du taux d'investissement identique pour chaque région. Plus précisément, nous supposons que chaque région cotise l'équivalent de 0,4 % de son PIB ce qui correspond approximativement à ce qui est cotisé par les pays de l'Union Européenne. Le montant obtenu est alors redistribué entre les régions les plus défavorisées au prorata de leur population. Ces régions sont l'ensemble des 12 régions des nouveaux pays accédant et de la Roumanie et la Bulgarie ainsi que les régions NUTS 1 comprenant les régions éligibles à l'objectif 1 dans l'UE15. Il s'agit ici des régions grecques (4), d'Allemagne de l'Est (5) et du Sud de l'Italie (4).

Cependant, nous limitons l'aide apportée à ces régions à 4 % de leur PIB puisque selon la Commission, une aide qui dépasserait ce seuil ne pourrait pas être absorbée par leur économie. Ainsi, ces aides correspondent dans notre modèle à une augmentation nette de leur taux d'investissement. Nous appliquons ces variations des taux d'investissement régionaux afin de calculer la nouvelle répartition spatiale des revenus par tête simulée.

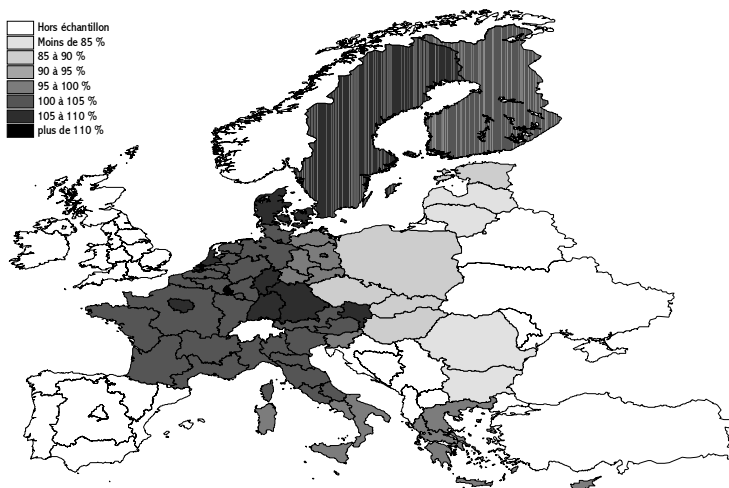


FIG. 1 PIB par tête en logarithme par rapport à la moyenne de l'échantillon observé

La figure 1 représente la répartition spatiale des PIB par tête relativement à

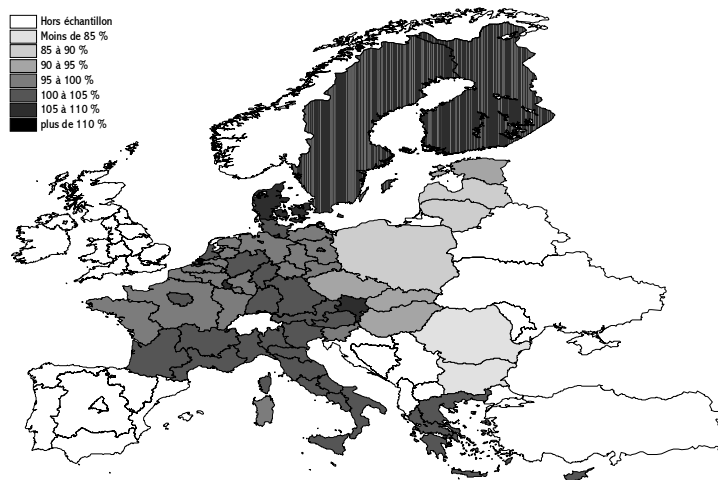


FIG. 2 PIB par tête en logarithme par rapport à la moyenne de l'échantillon simulé

la moyenne en 2000 pour l'Union Européenne élargie. Il apparaît clairement un schéma de polarisation Nord-Ouest/Est dans la répartition spatiale des richesses⁸. La figure 2 représente la répartition spatiale des richesses simulées à l'aide de notre modèle. Plus précisément, il s'agit des niveaux de revenu par tête à l'état régulier que l'on obtiendrait à long terme lorsque les régions auront convergé vers leur nouvel état régulier étant donné leur nouveau taux d'investissement. Les figures 3 et 4 représentent les distributions de revenus par tête avant et après la simulation.

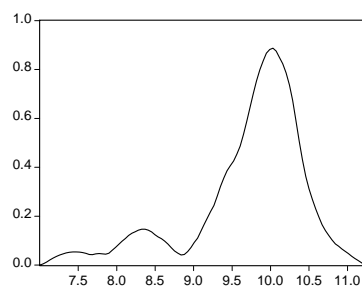


FIG. 3 Distribution des PIB par tête en logarithme pour l'échantillon observé

Nous remarquons que les distributions observées et simulées sont trimodales. Plus précisément, dans l'échantillon observé, le premier mode correspond aux deux pays candidats (Bulgarie et Roumanie) qui devraient adhérer à l'Union Européenne en 2007 et dont le revenu par tête est de loin très inférieur au pays de l'Union

⁸Une étude complète de l'analyse exploratoire des données spatiales de la répartition des richesses dans l'UE27 a été réalisé par Ertur et Koch (2004).

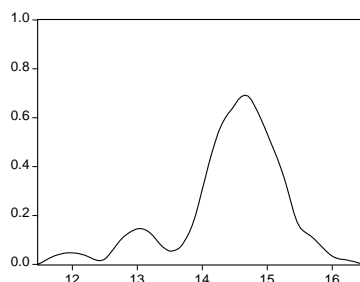


FIG. 4 Distribution des PIB par tête en logarithme pour l'échantillon simulé

Européenne actuelle. Le deuxième mode correspond aux pays nouvellement entrant, à l'exception de la Slovénie, de Chypre et de Malte. En effet, ces trois pays ont un revenu par tête relativement plus proche de la moyenne que les autres pays nouvellement adhérant à l'Union Européenne. Le troisième mode correspond aux autres régions de l'Union Européenne.

Comparons maintenant la distribution simulée que nous avons obtenue par rapport à la distribution observée en analysant la dynamique interne de la répartition spatiale des richesses (Quah 1996a,b). Tout d'abord, comme nous l'avons indiqué, la distribution simulée est également trimodale, les trois modes correspondant à ceux que nous avons déjà décrit dans le cas de la distribution observée. Ensuite, étant donné que nous avons diminué le taux d'investissement des régions les plus riches qui sont les plus émettrices en terme d'externalités spatiales puisqu'elles se trouvent au centre, nous avons généré des effets négatifs sur le niveau de revenu de ces régions. En effet, le revenu par tête de certaines régions est passé en dessous de la moyenne de l'échantillon. De plus, étant donné que le niveau de revenu de chaque région s'explique par sa localisation relative dans l'espace et par la structure de son voisinage, les effets de la politique économique ne sont pas partout homogène. En effet, les régions de l'UE15 les plus en difficulté ont suffisamment bénéficié de ses effets pour rattraper les régions les plus riches : la répartition des richesses autour de la moyenne varie de 96% par rapport à la moyenne pour la région Wallone à 111 % pour les îles Åland en Finlande. Les régions de l'Est ont toutes progressé en direction de la moyenne à l'exception de la Slovénie qui est trop proche du centre et qui a donc capté les externalités négatives générées par les régions du centre à cause de la baisse de leur taux d'investissement. Le rattrapage en terme de niveau de revenu par tête des régions en difficulté dans l'UE15 fait apparaître un nouveau schéma de polarisation Ouest/Est dans l'Union Européenne élargie qui remplace le schéma de polarisation Nord-Ouest/Est précédemment mis en évidence.

La simulation que nous avons réalisé ici nous permet également de voir l'importance des régions les plus riches dans le processus de diffusion spatiale de la politique économique. En effet, une augmentation du taux d'investissement d'une de ces régions a un impact plus important sur le niveau de revenu par tête des régions périphériques que si l'augmentation avait été celle de leur propre taux d'investissement. Ainsi, il se pose ici un débat équité/efficacité puisque ce sont les régions du centre qui sont les plus efficaces en terme de spillovers et donc en terme de développement des régions les plus en difficultés. Cependant, une telle politique accroîtrait de manière considérable les inégalités déjà très importantes au sein de l'Europe

élargie. Diminuer les inégalités et augmenter la croissance économique en Europe semblent donc deux objectifs contradictoires.

6. CONCLUSION

Dans cet article, nous avons mis en évidence l'importance de la prise en compte de l'espace dans l'analyse de la répartition des richesses et de la croissance régionale dans l'Europe élargie. Pour cela, nous avons augmenté spatialement le modèle de Solow-Swan en y intégrant une interdépendance technologique générée par l'accumulation du capital des régions voisines. Ainsi, les externalités spatiales introduites dans le modèle conduisent à une spécification économétrique estimable à l'aide des outils de l'économétrie spatiale. Les estimations du modèle de Solow spatialement augmenté sont meilleurs que celle du modèle de Solow standard. De plus, notre modèle nous permet d'analyser les effets d'une politique régionale visant à transférer une partie des investissements des régions les plus riches vers les régions les plus en difficulté éligibles à l'objectif 1.

La simulation que nous avons effectuée nous a permis de montrer que cette politique économique n'agit pas de manière homogène sur l'ensemble des régions qui bénéficient de ces aides. Cela dépend en effet de leur localisation relative et de la structure de leur voisinage.

En définitive, une politique régionale visant à réduire les inégalités et à développer les régions les plus en difficulté doit tenir compte de l'interdépendance spatiale des économies et de la diffusion des effets de voisinage sur l'ensemble des régions européennes. En d'autres termes, dans le cadre de notre modèle, si la politique économique cherche à développer les régions les plus en difficulté, elle doit choisir les zones les plus émettrices en terme de diffusion de la connaissance afin d'utiliser au mieux les fonds destinés à l'aide régionale.

7. ANNEXE : PREUVE DE LA CONVERGENCE LOCALE

Afin d'étudier la stabilité locale du système, réécrivons l'équation (5) en y introduisant la fonction de production (4), pour une région r en t :

$$\frac{\dot{k}_r(t)}{k_r(t)} = s_r k_r^{-(1-\alpha')} (t) \prod_{s \neq r}^R k_s^{\gamma w_{rs}} (t) - (n_r + g + \delta) \quad (30)$$

On obtient finalement un système d'équations différentielles non linéaires que l'on log-linéarise au voisinage de l'état régulier $k^* = (k_1^*, \dots, k_R^*)$. On obtient pour la région r :

$$\begin{aligned} \frac{d \ln k_r(t)}{dt} &= -(1 - \alpha') (n_r + g + \delta) [\ln k_r(t) - \ln k_r^*] \\ &\quad + \gamma (n_r + g + \delta) \sum_{s \neq r}^R w_{rs} [\ln k_s(t) - \ln k_s^*] \end{aligned} \quad (31)$$

La matrice jacobienne du système, notée J , s'écrit donc :

$$J = [-(1 - \alpha') I + \gamma W] \cdot \text{diag} [(n_1 + g + \delta), \dots, (n_R + g + \delta)] \quad (32)$$

où $diag[...]$ est la matrice diagonale d'ordre R dont les éléments de la diagonale sont les taux de dépréciation effectif du capital et I est la matrice identité d'ordre R . Puisque tous les éléments diagonales de la matrice J , notée j_{rr} pour $r = 1, \dots, R$, sont négatifs :

$$j_{rr} = -(1 - \alpha' - \gamma)(n_r + g + \delta) < 0 \quad (33)$$

et que pour chacune de ses lignes nous avons la relation suivante pour $r = 1, \dots, R$:

$$|j_{rr}| > \sum_{s \neq r}^R j_{rs} \quad (34)$$

d'après la relation (3) et l'hypothèse de rendements décroissants du capital ($\alpha' + \gamma < 1$) ; nous pouvons en conclure que la matrice J est d -stable et donc que le système est localement stable au voisinage de l'état régulier (Théorème de la diagonale dominante).

REFERENCES

- [1] Anselin L. (1988), "*Spatial econometric: Methods and Model*", Kluwer Academic Publishers, Dordrecht.
- [2] Anselin L. (2000), "Spatial econometrics". In Baltagi B. (eds.), *Companion to Econometrics*, Basil Blackwell.
- [3] Anselin L. (2003), "Spatial Externalities", *International Regional Science Review*, 26, 147-152.
- [4] Anselin L. et Bera A. (1998), "Spatial dependance in linear regression models with an introduction to spatial econometrics". In: Ullah A., Giles D.E.A. (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*. Springer-Verlag, Berlin.
- [5] Anselin L., Varga A. et Acs Z. (1997), "Local geographic spillovers between university research and high technology institutions", *Journal of Urban Economics*, 42, 422-448.
- [6] Armstrong H. (1995), "An appraisal of the evidence from cross-sectional analysis of the regional growth process within the European Union". In: Armstrong H., Vickerman R. (eds.), *Convergence and Divergence among European Union*, Pion, London.
- [7] Arrow K. (1962), "The economic implications of learning by doing", *Review of Economic Studies*, 29, 155-173.
- [8] Baldwin R., Martin P. et Ottaviano G. (2001), "Global economic divergence, trade and industrialisation : the geography of growth take-offs", *Journal of Economic Growth*, 6, 5-37.
- [9] Benhabib J. et Jovanovic B. (1991), "Externalities and growth accounting", *American Economic Review*, 81, 82-113.
- [10] Conley T.G., Ligon E. (2002), "Economic Distance and Cross-Country Spillovers", *Journal of Economic Growth*, 7, 157-187.

- [11] Ertur C. et Koch W. (2004), "Analyse spatiale des disparités régionales dans l'Europe élargie", *Régions et Développement*, A paraître.
- [12] Feldman M. (1994), "*The geography of innovation*", Kluwer Academic Publishers.
- [13] Frankel M. (1962), "The production function in allocation and growth", *American Economic Review*, 52, 995-1022.
- [14] Heijmans R.D.H. et Magnus J. R. (1986a), "Asymptotic normality of maximum-likelihood estimators obtained from normally distributed but dependent observations", *Econometric Theory*, 12, 374-412.
- [15] Heijmans R.D.H. et Magnus J. R. (1986a), "Consistent maximum-likelihood with dependent observations : the general (non-normal) case and the normal case", *Journal of Econometrics*, 32, 253-285.
- [16] Jaffe A. (1989), "Real effects of academic research", *American Economic Review*, 79, 957-970.
- [17] Jones C.I. (1995), "R&D-based models of economic growth", *Journal of Political Economy*, 103, 759-784.
- [18] King R.G. (1994), "Capital fundamentalism, economic development and economic growth", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 259-292.
- [19] Krugman P.R. (1991a), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
- [20] Krugman P.R. (1991b), "*Geography and trade*", Cambridge, MIT Press.
- [21] Le Gallo J. (2002), "Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire", *Economie et Prévision*, 155, 139-157.
- [22] Krugman P. et Venables A. (1995), "Globalization and the inequality of nations", *The Quarterly Journal of Economics*, 110, 859-880.
- [23] Le Gallo J. et Ertur C. (2003), "Exploratory Spatial Data Analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980-1995", *Papers in Regional Science*, 82, n°2, 175-201.
- [24] López-Bazo E., Vayá E., Mora A.J. et Suriñach J. (1999), "Regional economic dynamics and convergence in the European Union", *Annals of Regional Science*, 33, 343 – 370.
- [25] Mankiw N.G. (1995), "The growth of nations", *Brookings Papers of Economic Activity*, 25, 275-310.
- [26] Mankiw N.G., Romer D. et Weil D. N. (1992), "A contribution to the empirics of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407-437.
- [27] Manski C.F. (1993), "Identification of endogenous social effects: the reflection problem", *Review of Economic Studies*, 60, 531-542.

- [28] Martin P. et Ottaviano G. (1999), "Growing location : industry location in a model of endogeneous growth", *European Economic Review*, 43, 281-302.
- [29] Martin P. et Ottaviano G. (2001), "Growth and agglomeration", *International Economic Review*,
- [30] McMillen D.P. (1992), "Probit with spatial autocorrelation", *Journal of Regional Science*, 32, 335-348.
- [31] Moreno R. et Trehan B. (1997), "Location and growth of nations", *Journal of Economic Growth*, 2, 399-418.
- [32] Quah D. (1996a), "Twin peaks: growth and convergence in models of distribution dynamics", *The Economic Journal*, 106, 1045-1055.
- [33] Quah D. (1996b), "Empirics for economic growth and convergence", *European Economic Review*, 40, 1353-1375.
- [34] Quah D. (1996c), "Regional convergence clusters across Europe", *European Economic Review*, 40, 951-958.
- [35] Rey S.J. et Montouri B.D. (1999), "U.S. regional income convergence: a spatial econometric perspective", *Regional Studies*, 33, 145-156.
- [36] Romer P.M. (1986), "Increasing returns and long run growth", *Journal of Political Economy*, 94, 1002-1037.
- [37] Romer P.M. (1987), "Crazy Explanations for the productivity slowdown", NBER Macroeconomics Annual, MIT Press, 163-202.
- [38] Romer P.M. (1994), "The origins of endogenous growth", *Journal of Economic Perspectives*, 8, 4-22.
- [39] Solow R.M. (1956), "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
- [40] Swan T.W. (1956), "Economic growth and capital accumulation", *Economic Record*, 32, 334-361.
- [41] Ying Long G. (2000), "Measuring the spillover effects: some Chinese evidence", *Papers in Regional Science*, 79, 75-89.