

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Growth and convergence in Africa: The impact of spatial effects

Abdou-Aziz Niang

University of Bourgogne

July 2010

Online at <https://mpa.ub.uni-muenchen.de/24059/>

MPRA Paper No. 24059, posted 22. July 2010 17:09 UTC

Growth and convergence in Africa :

The impact of spatial effects

Abdou-Aziz NIANG *

Laboratoire d'Economie et de Gestion
(UMR 5118 CNRS)
Université de Bourgogne
Pôle d'Economie et de Gestion
B.P. 26611 21066 Dijon Cedex

Abstract The aim of this paper is to study the impact of spatial effects on convergence process in Africa over the period 1975-2000. Taking into account these effects through the methodology of Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) and spatial econometrics, we focus on the geographical dimension of economic convergence of African countries. This allows us to deal with spatial autocorrelation which is a consequence of econometric interdependences due to geographic spillovers. Indeed, countries economic performance hides specific geographical patterns providing information on the importance of location on economic dynamics. Our results prove the existence of convergence process in Africa through a model with spatially autocorrelated error. It is also clear from this analysis that the countries of East African Community (EAC) form the main convergence club which significantly influences the overall pattern of spatial autocorrelation.

Key words : *geographic spillovers, β -convergence, convergence clubs, African subregions, spatial econometrics*

JEL Classification : *R11, R15, O55, C31*

*Doctorant en sciences économiques, Université de Bourgogne, Dijon, France. Email : abdou-aziz.niang@u-bourgogne.fr

Croissance et convergence économique en Afrique : L'impact des effets spatiaux

Résumé Cet article a pour objectif d'étudier l'impact des effets spatiaux sur le processus de convergence économique en Afrique sur la période 1975-2000. En prenant en compte ces effets à travers les techniques de l'Analyse Exploratoire de Données Spatiales (AEDS) et de l'économétrie spatiale, nous avons mis le point sur l'importance de la dimension géographique sur le processus de rattrapage économique des pays africains. Nous avons ainsi traité l'autocorrélation spatiale qui constitue une conséquence économétrique des interdépendances géographiques issues des effets de voisinage. En effet, les performances économiques des pays cachent des schémas géographiques particuliers qui renseignent sur l'importance du rôle de la localisation sur la dynamique économique. Nos résultats prouvent l'existence de β -convergence des pays d'Afrique à travers un modèle à autocorrélation spatiale des erreurs. Il ressort également de cette analyse que les pays de la Communauté d'Afrique de l'Est (CAE) constituent le principal club de convergence qui influence significativement le schéma global d'autocorrélation spatiale.

Mots Clés : *Effets de débordement, β -convergence, clubs de convergence, sous-régions africaines, économétrie spatiale*

Classification JEL : *R11, R15, O55, C31*

Introduction

Ces dernières années, la convergence économique constitue l'un des thèmes les plus abordés dans la littérature économique. Dans cette théorie, il est question de savoir si les économies ont tendance à converger vers les mêmes niveaux de revenu par tête. Ces questions ont en général été analysées en partant des travaux de Baumol (1986), Barro et Sala-i-Martin (1991) basés sur le modèle de Solow (1956). Ce concept occupe aujourd'hui une place essentielle dans les politiques d'intégration sous-régionale, notamment en Afrique. En effet, le continent africain se caractérise par des inégalités économiques entre pays et au niveau plus global, entre sous-régions. Et pour réduire ces inégalités et permettre aux économies les moins favorisées de bénéficier des retombées de l'intégration, un certain nombre de politiques de coordination ont été initiées au sein des différentes entités régionales d'une part et au niveau continental d'autre part. L'introduction d'une monnaie unique et la mise en place d'un marché commun efficace qui constituent aujourd'hui des objectifs prioritaires nécessitent au préalable le renforcement de la résorption du gap entre pays et assurer la cohésion économique (Diagne et Niang, 2008).

Par ailleurs, il faut noter qu'en Afrique les pays à PIB par tête élevé se localisent généralement au Nord et quelquefois au Sud du continent. De ce fait, la persistance de ces inégalités est en général plus forte entre ces pays et le reste de l'Afrique. La localisation géographique semble ainsi constituer un facteur important qui explique les différences de revenus. En réalité, beaucoup de

facteurs déterminants du processus de convergence économique comme la diffusion technologique et la mobilité des facteurs présentent une importante dimension spatiale. Cependant, la plupart des études sur la convergence économique ne prennent pas en compte ces effets spatiaux alors qu'il est maintenant démontré que les performances économiques des pays sont très influencées par leurs localisations géographiques (Anselin, 1996). Ce qui fait qu'un grand nombre de travaux empiriques sur la convergence économique font face à des difficultés économétriques liées à l'ignorance de la dimension géographique du phénomène. Dès lors, il s'avère nécessaire d'utiliser les modèles spatiaux pour traiter ce problème. Ces types de modèles sont analysés par le biais des techniques de l'économétrie spatiale et de l'Analyse Exploratoire de Données Spatiale (AEDS). Le développement très avancé des Systèmes d'Information Géographique (SIG) permettent de rendre disponibles des informations géoréférencées, portant à la fois sur des observations socio-économiques et sur la localisation géographique. Ainsi, l'autocorrélation spatiale qui constitue une conséquence économétrique des interdépendances spatiales issues des effets de voisinage peut être traitée et éviter les différents biais statistiques relatifs à l'application des techniques économétriques classiques et qui rendent invalides les inférences statistiques.

Cet article cherche à tester l'hypothèse de convergence économique des pays d'Afrique sur la période 1975-2000 en prenant en compte ces effets spatiaux à travers les techniques de l'AEDS et de l'économétrie spatiale. Il s'agit ainsi de mettre le point sur l'importance de la dimension géographique tel que préconisé dans la littérature sur la nouvelle économie géographique avec les auteurs comme Krugman (1991, 1993), Arthur (1989), Glaeser et al. (1992).

L'article se penchera d'abord sur la littérature théorique sur la convergence économique avant de réaliser une description des effets spatiaux et une analyse exploratoire des données spatiales. Ensuite, nous passerons aux tests et à l'estimation du modèle spatial de convergence en incluant 47 pays d'Afrique. Enfin, nous tirerons les conclusions et les recommandations issues de cette étude.

1 La prise en compte de l'espace dans les théories de convergence

1.1 La notion de β -convergence conditionnelle

L'étude empirique de la croissance et de la convergence a pour point d'achoppement le modèle néo-classique de Solow (1956) et Swan (1956). Ce modèle permet de décrire l'équilibre stationnaire d'une économie dont la fonction de production agrégée est à rendements d'échelle constants et dont la productivité marginale des facteurs est décroissante. En supposant que les taux d'épargne sont constants et exogènes, on peut alors montrer qu'à l'équilibre, le taux d'accumulation des facteurs par tête serait nul et une croissance économique ne peut avoir lieu qu'en présence d'un progrès technique et d'un accroissement de la population.

Depuis les travaux de Baumol (1986), Barro et Sala-i-Martin (1991, 1995), un certain nombre d'articles se sont intéressés à l'analyse de la convergence en partant du modèle néoclassique. Et l'approche conventionnelle généralement utilisée est l'analyse de la convergence dite β -convergence.

A ce niveau, il est important de distinguer deux types de β -convergence : conditionnelle et inconditionnelle. Ces deux formes de convergence se présentent en termes de rattrapage. Dans cette étude, nous nous intéressons à la convergence conditionnelle. Elle est dite conditionnelle car les niveaux d'état régulier de la production et du capital dépendent d'autres variables telles que le taux d'épargne et le taux de croissance de la population. Dans ce cas, les économies à revenu initial faible par rapport à leur position de long terme ou d'état régulier croîtront plus vite que les économies à revenu initial élevé. Le modèle peut être présenté de la manière suivante

$$\frac{1}{T} \ln(y_{i,T}/y_{i,0}) = \alpha + \beta \ln(y_{i,0}) + \varphi X_i + \xi_i \quad \xi_i \sim i.i.d(0, \sigma_\xi^2) \quad (1)$$

Où y_i est le PIB par tête du pays i , X_i est un vecteur de variables contrôlées de sorte à maintenir constant l'état stationnaire de chaque économie i et ξ_i est le terme d'erreur. L'indice T détermine la longueur de l'intervalle de temps. α , β et φ sont des paramètres inconnus à estimer. La vitesse de convergence¹ $\theta = -\ln(1 + \beta T)/T$ correspond à la vitesse nécessaire à chaque économie pour atteindre son état d'équilibre. L'hypothèse nulle testée est l'absence de convergence contre l'alternative selon laquelle quelques pays convergent à partir d'un certain niveau de production initialement différent. Si le coefficient β estimé est négatif et significatif, on accepte l'hypothèse de β -convergence conditionnelle, ce qui signifie qu'une fois que les variables qui influencent la croissance sont contrôlées, les économies à revenu faible ont tendance à croître plus vite vers leur propre état régulier. Il est possible de déduire la durée nécessaire pour que les économies combent la moitié de l'écart qui les sépare de leur état stationnaire, appelée demi-vie, à partir du coefficient β . Cette demi-vie est définie par $\tau = \ln(2)/\ln(1 + \beta)$.

Beaucoup d'auteurs ont émis des critiques relatives à la robustesse des résultats obtenus sur l'estimation de ce modèle de convergence. Lichtenberg (1994) considère que les travaux empiriques ont tendance à surestimer la vitesse de convergence du fait de la mauvaise spécification du modèle et proposent d'utiliser une statistique de Fisher représentant un ratio de variance pour tester l'hypothèse de convergence. Bernard et Durlauf (1996) critiquent la spécification (1) en affirmant qu'avec cette équation, un coefficient β négatif peut être estimé même si seules, un très petit nombre d'économies convergent. Dans notre cas nous nous intéressons au rôle des effets spatiaux dans ce type de modélisation.

1.2 Effets spatiaux

La prise en compte des effets spatiaux est motivée par le fait qu'il existe un grand nombre de facteurs tels que les efforts d'intégration sous régionale, les migrations entre régions, les effets de débordements qui peuvent être à l'origine de fortes interdépendances entre les économies. Dans ce cas, les observations sont affectées par des processus qui relient les localités et qui peuvent entraîner une organisation particulière des activités dans l'espace (Dall'erba et Le Gallo, 2005). Du point de vue économétrique, ceci peut se manifester par la présence d'une autocorrélation spatiale qui se

1. $\beta = (1 - e^{-\theta T})/T$

réfère à la coïncidence entre similitude des attributs et similitude de localisation (Anselin, 1988). Concrètement, cela traduit le fait que les pays les plus proches géographiquement ont tendance à connaître des performances économiques similaires car les événements ou les conditions dans un pays donné affectent les conditions dans les pays voisins (Ertur et Le Gallo, 2002). En effet, en s'intéressant aux effets spatiaux on met l'accent sur ces interactions qui se font à travers le processus d'élargissement des marchés, l'intensité de la mobilité du travail, la réduction du coût des transactions et les effets de débordement. Cette approche fournit ainsi une intéressante base théorique permettant d'analyser les politiques d'intégration économique sur la croissance et la convergence des économies. Par ailleurs, cette démarche est également une façon économétrique de capter d'une part la dépendance des erreurs qui est un aspect ignoré dans les régressions classiques basées sur les Moindres Carrés Ordinaires et d'autre part, de traiter le problème de l'instabilité structurelle du modèle de convergence "classique" qui est liée au fait que les effets des variables varient selon les localités (Baumont et al., 2002). Le problème des variables explicatives omises est également pris en compte dans cette procédure. Comme l'ont souligné Dall'erba et Le Gallo (2005), le choix des variables explicatives est souvent problématique car on n'est pas sûr que l'ensemble des variables qui différencient les états d'équilibre soient introduites. Le rôle de l'autocorrélation spatiale est dans ce cas d'absorber leurs effets.

Récemment, un certain nombre d'auteurs se sont intéressés à ce type d'analyse. Parmi eux on peut citer Anselin (1996), Ertur et Le Gallo (2002), Ertur et Koch (2007, 2008), Baumont et al. (2002), Fingleton (1999). La plupart de ces auteurs s'inspirent du courant Synthèse Géographie-Croissance (Baumont, 1998) qui met l'accent sur le fait que l'inégale répartition géographique des activités économiques constitue un élément favorable pour la croissance. Ces théories ont pu être étayées en mettant en exergue la relation entre le processus de concentration spatiale et la croissance économique.

Tout ceci témoigne de la nécessité de prendre en compte les effets de débordement géographique dans l'analyse de la croissance et de la convergence des économies, notamment les économies régionales. Dans la partie qui suit nous étalerons la méthodologie utilisée en économétrie spatiale pour traiter le problème d'interdépendance géographique en Afrique.

2 Procédure d'Analyse Exploratoire de Données Spatiales (AEDES)

2.1 Pondération spatiale

Il est essentiel de souligner que la construction du modèle spatial dépend d'une matrice de poids qui est d'une importance capitale dans la mesure où elle définit la prise en compte de l'espace. C'est une matrice carrée non stochastique et symétrique qui sert à évaluer la covariance des caractéristiques entre les localités. Son terme général que nous noterons w_{ij} est défini non négatif et fini, et son choix doit être exogène au modèle pour éviter les problèmes d'identification (Manski, 1993). Elle contient l'information sur la dépendance relative entre les pays d'Afrique dans

la mesure où nous considérons que l'intensité des relations entre ces pays dépend de la longueur de leurs frontières d'interaction et de la distance qui les sépare. La littérature suggère différentes méthodes de pondération spatiale basées sur des critères de contiguïté binaire et de distance entre localités. Dans le premier cas, les poids spatiaux sont obtenus en affectant la valeur 1 à chaque fois qu'on a deux pays voisins, c'est-à-dire lorsqu'on a une frontière commune entre ces deux pays. Sinon, on affecte la valeur 0. Dans le deuxième cas, il s'agit de considérer une fonction de l'inverse de la distance entre deux pays donnés (Cliff et Ord, 1981). Pour ce qui nous concerne, nous choisissons une matrice de pondération spatiale qui est basée exclusivement sur la "queen contiguity"² entre les pays i et j . Ce choix est issu de l'étude de la structure géographique de nos localités et permet de prendre en compte la distribution spatiale de nos valeurs. Soit W la matrice de contiguïté contenant les w_{ij} , on peut ainsi la définir de la manière suivante

$$\begin{cases} w_{ij} = 1, & \text{si } i \text{ et } j \text{ sont voisins} \\ w_{ij} = 0, & \text{sinon} \end{cases} \quad (2)$$

Comme habituellement dans la littérature, nous avons recours à une matrice de poids normalisée par ligne de sorte que chaque ligne est égale à 1. On a alors

$$w_{ij}^* = w_{ij} / \sum_j w_{ij} \text{ avec } \sum_j w_{ij}^* = 1$$

2.2 Test d'autocorrélation spatiale

Ce test permet de s'assurer de la pertinence de prendre en compte les effets spatiaux. Elle est basée sur la statistique I de Moran (1948) dont la forme matricielle est la suivante

$$I = \frac{n}{s} \left(\frac{x' W x}{x' x} \right) \quad (3)$$

n est la taille de l'échantillon, x la variable d'intérêt supposée être influencée par les effets spatiaux. $s = \sum_i \sum_j w_{ij}$ correspond à la somme des éléments de la matrice W . Les résultats de ce test fournissent une indication sur le niveau de dépendance entre la variable x et sa moyenne pondérée interindividuelle Wx appelée également décalage spatial.

La procédure de Moran peut également être utilisée pour tester l'existence d'une autocorrélation spatiale entre les erreurs de l'équation de convergence. Dans ce cas, il s'agit ainsi d'un test similaire au test de Durbin et Watson (1950) en série temporelle. Et sous l'hypothèse nulle

2. Ici on définit les voisinages dans la carte géographique en faisant référence au sens de déplacement de la reine dans un jeu d'Échecs.

d'absence d'autocorrélation, le test se base sur la variable³ centrée réduite

$$z(I) = \frac{I - E(I)}{[V(I)]^{1/2}} \longrightarrow \mathcal{N}(0, 1). \quad (4)$$

Dans ce cas, la statistique z est comparée à la valeur seuil fournie par la table de la loi normale et l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est acceptée si z est inférieure à cette valeur seuil.

3 Etude empirique

Dans cette partie, nous avons d'une part mis en oeuvre les techniques de l'Analyse Exploratoire des Données Spatiales (AEDS) pour détecter d'éventuelles présences de régimes spatiaux et ressortir les schémas géographiques dans le processus de convergence et d'autre part nous avons utilisé les outils de l'économétrie spatiale pour tester la convergence économique en Afrique. Les données utilisées sont issues des Penn World Table (PWT 6.2). La période d'étude correspond à 1975-2000 et la variable dépendante qui correspond au taux de croissance du PIB par tête est notée $TCPIB$. En dehors du logarithme du PIB par tête initial noté $\ln PIB_{75}$, nous avons introduit deux variables de contrôle dans notre équation de convergence conditionnelle à savoir l'inflation ($INFL$) et le degré d'ouverture (OUV) qui correspond aux exportations plus les importations divisé par le PIB. L'Angola, la Libye, l'Erythrée et le Djibouti sont exclus de l'étude du fait de la non disponibilité de données suffisantes. Ainsi, notre échantillon est composé de 47 pays d'Afrique.

3.1 Analyse exploratoire de la convergence en Afrique

3.1.1 Détection de régimes spatiaux

En utilisant la matrice de poids spatial présentée plus haut, il est possible de construire un indicateur qui renseigne sur la structure régionale de l'interdépendance spatiale. Cet outil est appelé indicateur local d'association spatial (LISA) et constitue une version locale de la statistique de Moran. Il permet ainsi de mettre en évidence une concentration spatiale significative pour chaque sous région africaine, même en cas d'absence d'autocorrélation spatiale globale. Soit t l'année considérée, pour chaque région i nous avons

$$I_{it} = \frac{x_{it}}{m} \sum_j w_{ij} x_{jt} \quad \text{avec} \quad m = \sum_i x_{it}^2. \quad (5)$$

Dans cette expression, la somme sur j n'inclue que les observations⁴ voisines de j . Cette statistique donne une idée des groupes sous-régionaux qui contribuent le plus à l'interdépendance globale. En

$$3. \quad V(I) = \left(\frac{n}{s}\right) \frac{\left\{tr(MWMW') + tr(MW)^2 [tr(MW)]^2\right\}}{(n-k)(n-k+2)};$$

$$M = \left(I - X(X'X)^{-1}X'\right);$$

$$E(I) = tr(MW)/(n-k);$$

k est le nombre de paramètres estimés.

4. Notons que ces observations sont centrées sur leur moyenne interindividuelle.

d'autres termes, il s'agit de voir s'il existe des régions africaines dont la dynamique économique influence considérablement le schéma global d'autocorrélation spatiale. Ainsi, en appliquant cette procédure sur le PIB par tête, on peut définir les clubs de convergence spatiaux en Afrique qui regroupent des pays dont les caractéristiques économiques sont assez similaires. Le graphique⁵ de Moran (Anselin, 1995) est un outil intéressant pour visualiser le schéma d'association spatiale. Quatre types d'associations locales peuvent être détectés à partir de la figure de Moran.

- Les schémas "High-High" (HH) et "Low-Low" (LL) : Ces deux types d'associations se réfèrent à des formes positives d'autocorrélation spatiale. Le premier concerne les pays à PIB par tête élevé entourés de pays qui ont également un niveau élevé de PIB par tête. Le second type est relatif aux pays à bas PIB par tête se situant dans une région composée d'économies à faible PIB par tête.

- Les schémas "Low-High" (LH) et "High-Low" (HL) : Il s'agit de schémas dits atypiques dans la mesure où ils traduisent des formes d'autocorrélations spatiales négatives. L'association LH reflète les pays à bas PIB par tête entourés de pays à haut PIB par tête tandis que HL se réfère à des pays à PIB par tête élevé appartenant à une région "pauvre". Le graphique 1 fournit la statistique globale de Moran et la structure des différents régimes spatiaux des sous régions africaines. La valeur positive du I de Moran reflète une tendance globale à l'autocorrélation spatiale positive. En effet, on peut remarquer que la plupart des pays de notre échantillon appartiennent soit au quadrant HH soit au quadrant LL.

[FIGURE 1 ICI]

Cependant, il existe quelques pays qui échappent à la tendance globale et qui présentent une forme particulière d'association spatiale négative (type LH et HL). Les localisations atypiques de type LH concernent deux pays de l'Afrique de l'Ouest (la Mauritanie et la Guinée Bissau) et un pays de l'Afrique septentrionale (la Mozambique). En effet, la Mauritanie et la Guinée Bissau sont des pays de l'Afrique de l'Ouest qui ont une histoire économique particulière. Le premier a renoncé très tôt (1973) à son appartenance à la zone CFA et à l'espace UEMOA, ce qui a limité ses relations d'interdépendances économiques avec le reste des pays de la sous région. Pour ce qui concerne la Guinée-Bissau, elle a effectué tardivement son entrée dans l'UEMOA et n'a adopté la monnaie commune régionale que récemment. Ainsi, ces deux économies ont beaucoup moins ressenti les effets des programmes de coordination et de relance économiques initiés dans le cadre de cette union sous régionale. L'économie mozambicaine quant à elle, a longtemps été bouleversée par de violentes tensions sociales qui ont survécu juste après l'indépendance (1977-1992). Cette situation s'est reflétée sur le niveau de développement économique du pays et se manifeste par un PIB par tête en dessous de la moyenne des pays de la Communauté de Développement d'Afrique Australe

5. Les variables en abscisse et en ordonnées sont standardisées et correspondent respectivement au PIB par tête et son décalage spatial.

(Kabundi et Louts, 2007). Enfin, soulignons que les schémas de localisations atypiques de type HL concernent la Côte d’Ivoire, la Guinée Conakry et l’Egypte.

[FIGURE 2 ICI]

Comme le montre la figure 2, le calcul des statistiques sous-régionales d’autocorrélation spatiale permet de constater que le principal club spatial de convergence (en bleu) est constitué par le Zaïre et les pays de la Communauté d’Afrique de l’Est (CAE) composés de Uganda, Kenya, Tanzania, Rwanda et Burundi. Les interactions économiques qui existent entre ces pays d’une part dans le cadre de la COMESA et plus récemment dans le cadre de la CAE sont favorisées par la similitude de leurs caractéristiques économiques, ajouté à cela la proximité géographique. Ainsi, cette sous-région constitue le principal régime spatial qui influence significativement le schéma global d’autocorrélation spatiale.

3.1.2 Estimations du modèle de convergence

i) Estimation par les Moindres Carrés Ordinaires et tests d’autocorrélation spatiale

Les résultats de l’estimation par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sur la période 1975-2000 sont présentés dans le tableau 1. Ces résultats sont contraires aux prévisions de notre modèle de convergence. Avec une probabilité marginale égale à 0.3577, le coefficient de la variable retardée est largement non significative. L’approche classique basée sur les MCO conduit ainsi à réfuter l’hypothèse de convergence des pays de l’Afrique.

[TABLEAU 1 ICI]

Afin de vérifier s’il existe des effets de débordement géographique qui se manifestent par une présence d’autocorrélation spatiale significative, nous avons effectué un test de Moran à partir des résidus des moindres carrés ordinaires. Ces tests sur l’hypothèse nulle de présence d’autocorrélation spatiale révèlent une probabilité marginale relativement faible ($p = 0.0507$). On peut donc envisager que la spécification de notre modèle de convergence pose problème du fait de la non prise en compte des effets spatiaux. Pour tenir compte de la dépendance spatiale qui peut conduire à des estimateurs non convergents ou inefficients, nous effectuons dans la partie qui suit l’estimation du modèle spatial après avoir effectué les tests de spécification nécessaires.

ii) Estimation par la procédure de l’économétrie spatiale

La dépendance spatiale peut prendre deux formes dont les spécifications peuvent être présentées de la manière suivante.

- Le cas d'un processus à erreurs spatialement autocorrélées

On considère dans ce cas que le revenu par tête d'un pays peut être affecté par un choc sur le revenu par tête dans les pays voisins. Et le choc subi par les alentours se répercute à travers le terme d'erreur. Ainsi si l'autocorrélation spatiale est ignorée à tort, les inférences statistiques basées sur les écarts-types sont invalidées même si les paramètres estimés sont non-biaisés. Cette situation peut être spécifiée comme suit ⁶

$$\begin{cases} y = X\beta + \varepsilon, \\ \varepsilon = \lambda W\varepsilon + \nu \end{cases} \quad (6)$$

Où λ est le coefficient autorégressif spatial correspondant au décalage spatial du terme d'erreur ε , ν est un vecteur d'erreurs homoscédastiques. La forme réduite de cette spécification s'écrit

$$y = X\beta + (I + \lambda W + \lambda^2 W^2 + \dots)\varepsilon \quad (7)$$

- Le cas d'une variable dépendante spatialement décalée

La dépendance spatiale est ici appréhendée à travers l'introduction d'un filtre spatial et le modèle s'écrit alors

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

avec comme forme réduite

$$y = (I - \rho W)^{-1} X\beta + (I - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (9)$$

.

Une autre forme réduite de ce modèle qui permet de décomposer le schéma d'interaction peut être présentée de cette manière ⁷

$$y = (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots)X\beta + (I + \rho W + \rho^2 W^2 + \dots)\varepsilon \quad (10)$$

Cette écriture permet d'observer deux effets : un effet multiplicateur spatial et un effet de diffusion spatiale.

6. $E(y) = X\beta$

$V(y) = \sigma^2 [(I - \lambda W)'(I - \lambda W)]^{-1}$

7. $E(y) = (I - \rho W)^{-1} X\beta$

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

iii) *Tests de spécification et estimation du modèle spatial*

L'étape précédente permet de constater que la prise en compte de la dimension spatiale nécessite au préalable de s'assurer de la forme de cette dépendance spatiale. Pour cela, nous effectuons d'abord des tests de spécification avant de procéder à l'estimation du modèle spatial.

- Tests de spécification

L'importance de ces tests est qu'ils permettent de discriminer entre les deux types de spécifications présentées dans la partie précédente à savoir le modèle à termes spatialement décalés et le modèle à autocorrélation spatiale des erreurs. Nous utiliserons ainsi la méthode suggérée par Anselin et Rey (1991) mise en oeuvre également par Ertur et Thiaw (2005). Ces tests s'effectuent sur la base de deux statistiques qui suivent une loi de khi-deux.

La première est la statistique *LMerror* qui permet de tester une omission d'autocorrélation spatiale des erreurs. Elle s'écrit ⁸

$$LMerror = \frac{[\varepsilon' W \varepsilon / \sigma^2]}{\Gamma}. \quad (11)$$

L'hypothèse nulle de ce test est $H_0 : \lambda = 0$.

La deuxième est la statistique *LMlag* permettant d'effectuer un test d'omission d'une variable endogène décalée. Son expression est ⁹

$$LMlag = \frac{[\varepsilon W y / \sigma^2]}{\Phi}. \quad (12)$$

A l'instar du test *LMerror*, l'hypothèse nulle est $H_0 : \rho = 0$

Les résultats des tests de spécifications du modèle de convergence sont présentés dans le tableau 2. Ils sont accompagnés de tests robustes qui permettent de prendre en compte une mauvaise spécification locale (Anselin et Bera, 1998).

[TABLEAU 2 ICI]

Ces résultats permettent de noter qu'avec une probabilité marginale égale à 0.6134, le test *LMlag* rejette fortement l'hypothèse d'omission d'une variable endogène décalée. Par contre, l'omission d'une autocorrélation spatiale des erreurs (test *LMerror*) ne peut être acceptée qu'au seuil critique très élevé de 15%. Cependant, afin de lever les éventuels biais qui peuvent être liés aux tests simples de spécification, nous avons également appliqué des tests robustes de spécification. Le

8. Γ est la trace de la matrice $(W'W + W^2)$

9. $\Phi = [(WX\beta)'(I - X(X'X)^{-1}X')(WX\beta) + \Gamma\sigma^2] / \sigma^2$

R-LMerror révèle qu'en réalité il existe une autocorrélation spatiale des erreurs, cette hypothèse est acceptée avec une probabilité marginale $p = 0.0156$, largement inférieur au seuil standard de 5%. Par contre, le test *R-LMlag* confirme les résultats du *LMlag*, et de ce fait, l'hypothèse de la présence d'une variable endogène spatialement décalée est définitivement rejetée au seuil de 5%.

- Estimation du modèle spatial

Le tableau 3 fournit les résultats des estimations par la méthode du Maximum de Vraisemblance du modèle à variable dépendante spatialement décalée. Le modèle de convergence est augmenté du décalage spatial du taux de croissance moyen sur la période 1975-2000. Avec un coefficient égal à 0.41 et une probabilité critique de 0.0029, les effets spatiaux agissant par le biais de la variable endogène spatialement décalée sont relativement importants et statistiquement très significatifs.

[TABLEAU 3 ICI]

Ainsi une augmentation de 1% de la moyenne du taux de croissance économique du PIB par tête d'une sous-région donnée induit en moyenne et toute chose égale par ailleurs, une hausse de 0.41% du taux de croissance du pays i membre de la sous-région. Par ailleurs, le coefficient de *lnGDP75* est non significatif au seuil critique de 5%, ce qui traduit une absence de convergence sur la période 1975-2004. Cependant, comme nous l'avons vu avec les tests de spécifications, ce modèle SAR (Spatial Autorégressif) n'est pas pertinent pour tenir compte de l'autocorrélation spatiale. D'ailleurs le test du ratio de vraisemblance sur le paramètre de décalage spatial révèle une probabilité marginale très élevée avec une valeur de 0.3654.

Le tableau 4 présente les résultats de l'estimation du modèle à autocorrélation spatiale des erreurs qui traduit le meilleur processus générateur de données. Ce modèle exprime le fait que les perturbations sur le taux de croissance d'un pays i sont l'effet des perturbations enregistrées dans les pays voisins qui se manifestent à travers le terme d'erreurs. Le test LR est largement significatif ($p = 0.0098$), confirmant la nécessité de prendre en compte les effets spatiaux à travers un modèle à erreurs spatialement autocorrélées comme le préconisent Debarsy et Ertur (2009).

[TABLEAU 4 ICI]

Du point de vue des critères d'information AIC et SC, il apparaît également que ce modèle est supérieur au précédent et constitue la meilleure spécification. Et il ressort de son estimation qu'il existe bien convergence économique des pays d'Afrique. Le paramètre $\hat{\beta} = -0.0079$ qui est largement significatif ($p = 0.0255$) implique une vitesse de convergence de 0.88% et une demi-vie de 87 ans. Il apparaît également que le paramètre de dépendance spatiale est positif (autocorrélation spatiale positive) et très élevé $\hat{\lambda} = 0.96$. Ainsi tout choc aléatoire ressenti par l'économie d'un pays africain donné aura tendance à se propager dans les autres pays du continent.

4 Conclusions et recommandations

Cette étude souligne l'existence d'importants effets de débordements géographiques qui affectent l'évolution des économies du continent africain. La localisation géographique constitue un facteur important qui détermine les niveaux de performance de ces économies et les disparités de revenus qui existent entre elles. L'estimation du modèle spatial montre que les effets spatiaux omis dans le modèle de convergence classique sont relativement importants et déterminent de manière significative le processus de croissance et de convergence économiques des pays d'Afrique. En outre, ces estimations révèlent une vitesse de convergence statistiquement significative, égale à 0.88% par an sur la période 1975-2004. Les politiques d'intégration constituent des aspects importants qui renforcent ces interdépendances géographiques dans la mesure où elles favorisent l'élargissement des marchés, l'augmentation de la mobilité du travail, la réduction du coût des transactions etc. Ces politiques participent ainsi à la résorption du gap entre pays qui est un préalable à l'objectif de création d'une monnaie unique.

Par ailleurs, les résultats révèlent une absence de cohésion dans le processus d'intégration des pays africains. En effet, seule la Communauté d'Afrique de l'Est (CAE) forme un club de convergence qui influence significativement le schéma global d'interdépendance spatiale.

La réduction des inégalités, d'une part entre pays et d'autre part, entre les différents espaces géographiques, passe ainsi par une meilleure intensification des relations entre ces différentes entités géographiques notamment par le biais des échanges. En général, les pays engagés dans un même degré aux échanges internationaux ont tendance à subir des chocs similaires. Le commerce international se révèle ainsi être un des facteurs essentiels à la base des interactions géographiques. Nos résultats ont montré que notre variable *OUV* qui mesure principalement le niveau des échanges occupe une place significative dans la spécification spatiale de notre modèle de convergence. L'influence significative de la variable *INFL* montre en outre que la maîtrise de l'inflation doit également demeurer un objectif prioritaire des décideurs politiques.

Références

- [1] Akaike, H. (1974), "A New Look at the Statistical Model Identification", *IEEE Transactions on Automatic Control*, Vol. 19, No. 6, 716-723.
- [2] Anselin, L. (1988), "Spatial Econometrics : Methods and Models", *Dordrecht, Kluwer Academic Publishers*.
- [3] Anselin, L. (1995), "Local Indicators of Spatial Association-LISA", *Geographical Analysis*, Vol. 27, No. 2, 93-115.
- [4] 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.
- [5] Anselin, L., Bera, A.K., Florax, R. and Yoon, M.J. (1996), "Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence", *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 26, No. 1, 77-104.

- [6] Anselin, L. and Bera, A.K. (1998), "Spatial dependence in linear regression models with an introduction to spatial econometrics" in *Handbook of applied Economic Statistics* (A. Ullah, and D. Giles, Eds.). Marcel Dekker, New York.
- [7] Anselin, L. and Rey, S. (1991), "Properties of tests for spatial dependence in linear regression models", *Geographical Analysis*, Vol. 23, No. 2, 112-131.
- [8] Arthur, W. B. (1989), "Increasing returns, competing technologies and lock-in by historical small events : the dynamics of allocation under increasing returns to scale". *Economic Journal*, Vol. 99, 116-131.
- [9] Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1991), "Convergence across States and Regions", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, No. 1, 107-182.
- [10] Barro, R.J. and Sala-i-Martin, X. (1995), "Economic Growth Theory", *MIT Press*.
- [11] Baumol, W.J. (1986), "Productivity Growth, Convergence and Welfare : What the Long Run Data Show", *American Economic Review*, Vol. 76, No. 5, 1072-1085.
- [12] Baumont, C. (1998), "Economie géographique et intégration régionale : quels enseignements pour les Pays d'Europe Centrale et Orientale ?" Document de travail No. 9811, Latec, *Université de Bourgogne*.
- [13] Baumont, C., Ertur, C. and Le Gallo, J. (2002), "Estimation des effets de proximité dans le processus de convergence régionale : une approche par l'économétrie spatiale sur 92 régions européennes (1980-1995)", *Revue d'Economie Régionale et Urbaine*, Vol. 2, 203-216.
- [14] Bernard, A.B. and Durlauf, S.N. (1996), "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, Vol. 71, No. 1-2, 161-173.
- [15] Cliff, A.D. and J.K.Ord (1981), "Spatial Processes : Models and Applications", Londres, Pion.
- [16] Dall'erba, S. and Le Gallo, J. (2005), "Dynamique du processus de convergence régionale en Europe", *Région et Développement*, Vol. 2005-21, 119-139.
- [17] Debarsy, N. and Ertur, C. (2009), "Testing for spatial autocorrelation in a fixed effects panel data model : The Feldstein-Horioka puzzle revisited", *The 3rd World Conference of the Spatial Econometrics Association*, Faculty of Economics and Business, University of Barcelona
- [18] Diagne, A. and Niang, A.A. (2008), "Comouvements économiques dans les pays de la zone CFA : Une analyse par le modèle factoriel dynamique généralisé", Document de travail No. 2008-8, *Université de Bourgogne*, LEG.
- [19] Durbin, J. and Watson, G.S. (1950), "Testing for serial correlation in least squares regression", *Biometrika*, Vol. 37, 409-428.
- [20] Ertur C. and Koch W. (2007), "Growth, Technological Interdependence and Spatial Externalities : Theory and Evidence" *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 22, No. 6, 1033-1062.
- [21] Ertur, C. and Koch, W. (2008), "A Contribution to the Schumpeterian Growth Theory and Empirics", *Document de recherche du LEO*, No. 2008-25.
- [22] Ertur, C. and Le Gallo, J. (2002), "An exploratory spatial data analysis of European regional disparities, 1980-1995", in : Fingleton B. (ed.), *European Regional Growth*, Springer, Berlin.

- [23] Ertur, C. and Thiaw, K. (2005), "Croissance, capital humain et interactions spatiales : une étude économétrique", Document de travail du LEG, *Université de Bourgogne*, No. 2005-04.
- [24] Fingleton, B. (1999), "Estimates of time to economic convergence : an analysis of regions of the European Union", *International Regional Science Review*, Vol. 22, No. 1, 5-34.
- [25] Glaeser, E.L., Kallal H.D. , Scheinkman, J.A. and Schleifer, A. (1992). "Growth in cities", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 6, 1126-1152.
- [26] Krugman, P. (1991), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 3., 483-499.
- [27] Krugman, P. (1993), "First Nature, Second Nature and Metropolitan Location", *Journal of Regional Science*, Vol. 33, No. 2, 129-144.
- [28] Manski, C. F. (1993), "Identification of endogenous social effects : the reflection problem", *Review of Economic Studies*, Vol. 60, No. 3, 531-542.
- [29] Moran, P. (1948), "The interpretation of statistical maps", *Journal of the Royal Statistical Society*, Vol. 10B, 243-251.
- [30] Solow R.M., 1956, "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70, No. 1, 65-94.
- [31] Swan, T.W. (1956), "Economic Growth and Capital Accumulation", *Economic Record*, Vol. 32, 334-361.

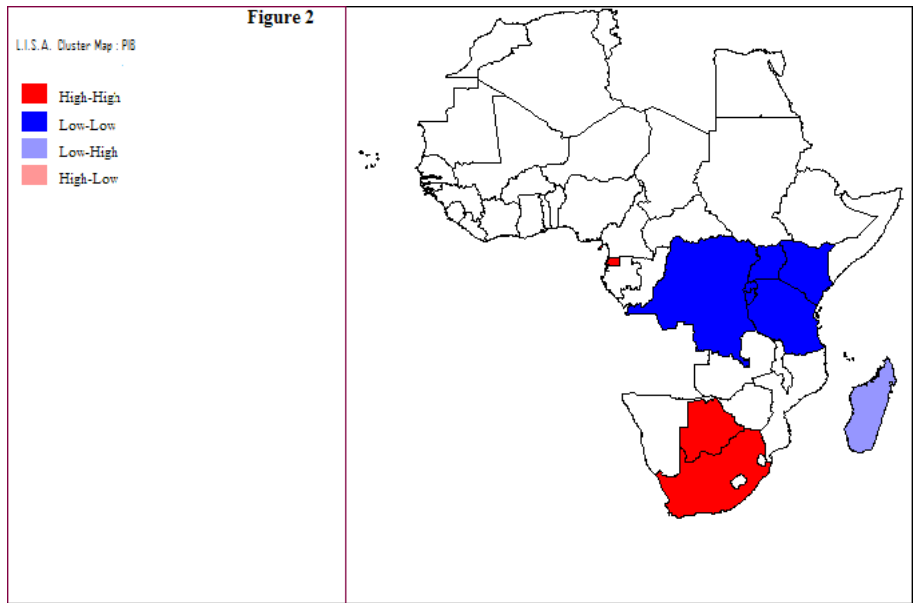
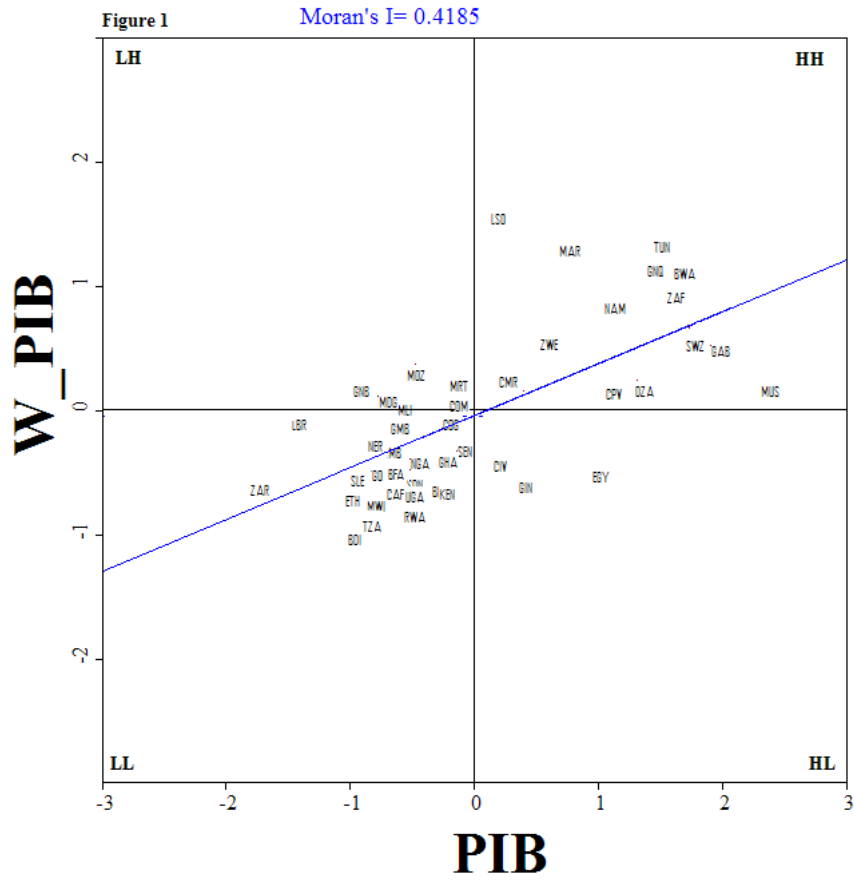


Tableau 1 – Estimation M.C.O. et test autocorrélation spatiale

Moindres Carrés Ordinaires				
1975-2000				
Nombre d'obs. : 47				$R^2 = 0.38$
Variable dép. : TCPIB				$\bar{R}^2 = 0.33$
	Coef.	E-type	t-stat	Prob.
<i>lnGDP75</i>	-0.0036	0.0039	-0.9297	0.3577
<i>OUV</i>	0.0297	0.0079	3.7785	0.0005
<i>INFL</i>	-0.0671	0.0227	-2.9577	0.0050
<i>Const.</i>	0.0278	0.0278	1.0007	0.3226
Test de Moran				
stat.		1.9535		
Prob.		0.0507		

Tableau 2 – Test de spécification

Autocorrélation spatiale des erreurs

et/ou

Variable endogène spatialement décalée

Tests	Valeurs	Prob.
<i>LMlag</i>	0.2553	0.6134
<i>R-LMlag</i>	3.5786	0.0585
<i>LMerror</i>	2.5297	0.1117
<i>R-LMerror</i>	5.8530	0.0156

Tableau 3 – Estimation modèle autorégressif spatial

Maximum de vraisemblance				
1975-2000				
Nombre d'obs. : 47	<i>AIC</i> = -241.05			
Variable dép. : TCPIB	<i>SC</i> = -231.80			
	Coef.	E-type	z-stat	Prob.
<i>W_TCPIB</i>	0.4122	0.1382	2.9826	0.0029
<i>lnGDP75</i>	-0.0061	0.0037	-1.6620	0.0965
<i>OUV</i>	0.0301	0.0075	4.0239	0.0001
<i>INFL</i>	-0.0659	0.0216	-3.0481	0.0023
<i>Const.</i>	0.0457	0.0265	1.7232	0.0849
Dépendance spatiale				
(LR test)				
stat.	0.8193			
Prob.	0.3654			

Tableau 4 – Estimation modèle à erreurs spatialement autocorrélées

Maximum de vraisemblance				
1975-2000				
Nombre d'obs. : 47	<i>AIC</i> = -248.90			
Variable dép. : TCPIB	<i>SC</i> = -241.50			
	Coef.	E-type.	z-stat	Prob.
<i>W_error</i>	0.9630	0.0207	46.4727	0.0000
<i>lnGDP75</i>	-0.0079	0.0035	-2.2337	0.0255
<i>OUV</i>	0.0271	0.0071	3.8008	0.0001
<i>INFL</i>	-0.0688	0.0184	-3.7379	0.0002
<i>Const.</i>	0.0664	0.0311	2.1359	0.0327
Dépendance spatiale				
(LR test)				
stat.	6.6696			
Prob.	0.0098			