

## **Convergence et dépendance spatiale en Afrique de l'ouest : Une analyse par L'économetrie spatiale**

**Name of author : ZANNOU-TCHOKO BORIS ARNAUD**

Date of Submission: 18-03-2021

Date of acceptance: 01-04-2021

---

### **I. Introduction**

L'éventuel élargissement de la CEDEAO à des pays non ouest africains, notamment au Maroc et à l'Algérie tout comme le possible retour de la Mauritanie dans ladite organisation, ainsi que la perspective de création d'une zone monétaire unique en Afrique de l'ouest (ZMUAO) remettent à l'ordre du jour la question de la convergence des économies ouest africaines. En effet, dans cette région, tous les pays à l'exception de la Mauritanie sont engagés dans au moins un processus d'intégration économique.

Ces expériences d'intégration économique justifient la pratique de politique commune ou harmonisées dans bien de domaines notamment monétaire, financier, fiscal et/ou budgétaire. Elles justifient également l'établissement de critères dits de convergence, auxquels sont assujettis les pays membres. Ainsi, les Etats ouest africains membres des zones d'intégration économique se sont dotés de mécanismes de surveillance multilatérale en vue de faire converger les économies des pays membres vers des niveaux identiques en termes de production ou de revenu.

Plusieurs contributions empiriques ont cherché à vérifier s'il existe, au sein des espaces régionaux ouest africains, un mécanisme de rattrapage des pays plus développés par les moins développés. Mais, à la vue des développements récents de la littérature économique portant sur la convergence, il convient d'apporter un éclairage nouveau sur la notion. En effet, la littérature récente intègre la dimension géographique dans l'analyse des phénomènes de convergence.

Il s'agit spécifiquement de la prise en compte des effets spatiaux dans l'analyse des phénomènes de convergence. Ces effets spatiaux notamment l'autocorrélation spatiale permettent de tenir compte des interactions économiques entre les agents économiques. On distingue deux types d'effets spatiaux, à savoir l'autocorrélation spatiale et l'hétérogénéité spatiale.

L'objectif de cette étude est d'estimer empiriquement la convergence des pays ouest africain en intégrant la dimension géographique des données, cela dans la perspective de la mise sur pied de la zone monétaire unique de l'Afrique de l'ouest. Cela est motivé par le fait que la plupart des contributions empiriques sur la convergence, et singulièrement celles portant sur les Etats africains, intègrent rarement la dimension géographique dans l'analyse de la croissance de ces pays. De façon spécifique, il s'agit pour nous :

- De vérifier s'il existe une sigma-convergence à l'œuvre en Afrique de l'ouest.
- De vérifier s'il existe une bêta convergence à l'œuvre en Afrique de l'ouest.
- De vérifier s'il existe une répartition géographique des phénomènes de croissance en Afrique de l'ouest.

La première partie de cette étude présente les théories sur la convergence économique ainsi que quelques contributions empiriques sur la convergence à partir de données spatiales. Dans la deuxième partie, nous analysons la sigma-convergence tout en appliquant les méthodes d'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS) à l'étude des PIB par tête des pays ouest africains sur la période 1985-2017. Ces méthodes décrivent et permettent de visualiser les distributions spatiales des données afin de détecter des schémas géographiques potentiels dans les processus de convergence. Dans la troisième partie, nous appliquons les méthodes d'estimation de l'économétrie spatiale afin de détecter et traiter l'autocorrélation spatiale dans le modèle de  $\beta$ -convergence.

## 2.1. REVUE THEORIQUE ET EMPIRIQUE DE LA LITTERATURE

La notion de convergence économique revient de façon récurrente dans la littérature économique surtout durant les deux décennies écoulées. Théorie développée, à l'origine, par les auteurs néoclassiques notamment Solow, elle fera par la suite l'objet de réflexions diverses et de vérification empirique. Dans cette section, nous présentons les théories sur la notion de convergence ainsi que les contributions testant la convergence à partir de données spatiales.

### 2.1.1. Les grandes théories sur la convergence économique

La convergence est l'un des enseignements qui se dégage du modèle de croissance de Solow. Dans ce modèle, la croissance est équilibrée et est soumise au phénomène d'épuisement naturel. En outre, on assiste à long terme à la convergence (conditionnelle) des économies. L'hypothèse de convergence suggère une tendance à l'égalisation, à long terme, de la croissance des économies. Selon le modèle de Solow, à cause de l'hypothèse de la productivité marginale décroissante du capital, les moyens de productions (outils, machines...) supplémentaires acquis par le biais des investissements deviennent moins efficaces car ils font croître moins rapidement la production. Aussi, en l'absence de progrès technique pour faire croître plus rapidement la production, la croissance tendra au fur et à mesure (à terme) vers zéro ; en d'autres mots, elle convergera vers l'état stationnaire souligné par les auteurs classiques.

Toutes les économies convergent vers l'état stationnaire, mais selon des rythmes différents. A long terme, on assistera donc à la convergence des économies du monde. Les pays pauvres vont ainsi voir leur revenu par habitant ou leur production par tête croître plus vite que celui des pays riches, de sorte à rattraper à long terme le revenu ou la production par tête de ces derniers. La notion de convergence encore appelée "effet de rattrapage" telle que développée par Solow a été qualifiée de  $\beta$ -convergence par Barro et Sala-i-Martin (1995). Parallèlement à la «  $\beta$ -convergence », les mêmes auteurs ont développé la «  $\sigma$ -convergence ».

La  $\beta$ -convergence peut être absolue ou conditionnelle. Elle est absolue (ou inconditionnelle) lorsqu'elle est indépendante des conditions initiales. Mais, lorsqu'elle tient compte des conditions initiales et que les économies sont identiques ou similaires en termes de politiques économiques ; d'accès à la technologie ; de niveau de qualification ; de niveau d'équipement ; de préférence, la convergence est alors qualifiée de conditionnelle. A contrario, la situation inverse est appelée  $\beta$ -divergence.

La  $\sigma$ -convergence traite les inégalités entre pays ou entre régions. Elle désigne une réduction des inégalités au cours du temps. L'expression  $\sigma$  désigne l'écart-type du revenu ou de la production par tête. La  $\sigma$ -convergence désigne, par conséquent, une évolution à la baisse de l'écart-type du PIB par habitant. Autrement, elle se réfère à la baisse de la dispersion du logarithme du revenu ou de la production par tête (Barro et Sala-i-Martin, 1995). Dans cette situation, donc, l'écart-type du produit par tête entre les pays tend à baisser avec le temps. De façon pratique, la  $\sigma$ -convergence s'appuie sur les calculs de l'écart-type du PIB par habitant à la période initiale et à la période finale, et à leur comparaison. Il y a  $\sigma$ -convergence lorsque l'écart-type a baissé. A contrario, la situation inverse est la  $\sigma$ -divergence.

Une autre notion revient, par ailleurs, régulièrement dans la littérature économique théorique sur la convergence. Il s'agit des "clubs de convergence". La notion de club de convergence constitue une autre manière d'appréhender le phénomène de rattrapage. En effet, les "clubs de convergences" permettent de limiter le phénomène de rattrapage à seulement quelques pays ou régions. Selon cette approche, lorsque des pays ou régions (clubs ou cluster) ont les mêmes caractéristiques structurelles, leurs économies peuvent converger si leurs conditions initiales sont identiques ou similaires. Ainsi, les pays pauvres ont tendance à converger les uns vers les autres, créant ainsi un club de convergence doté d'un niveau de revenu par habitant faible.

Un autre concept de convergence revient abondamment dans la littérature sur la convergence économique. Il s'agit de celui de Bernard et Durlauf (1995). La convergence présentée par ces deux auteurs est aussi appelée « convergence stochastique ». On dit qu'il y a *convergence stochastique* si les prévisions à long terme des écarts de PIB par habitant entre deux ou plusieurs économies tendent vers zéro. Mais, quand les chocs que subissent chacune des économies exercent des effets permanents sur leurs trajectoires de long terme alors la définition ci-dessus n'est plus respectée (Bernard et Durlauf, 1996).

### 2.1.2. Les contributions empiriques testant la convergence à partir de données spatiales

Les analyses des phénomènes nationaux ou régionaux de convergence et/ou de divergence ont été largement abordées dans la littérature. Mais, les contributions qui prennent en compte la dimension géographique dans l'analyse des phénomènes de rattrapage de pays africains et spécifiquement ouest africains demeurent peu nombreuses. En effet, le nombre d'études portant sur l'Afrique de l'ouest et intégrant le rôle des effets spatiaux dans l'analyse des processus de convergence est encore limité. Cela est particulièrement vrai pour les analyses portant sur les processus de convergence dans les zones d'intégration ouest africaines notamment l'UEMOA, la CEDEAO et la ZMAO. Pour rappel, les premières études empiriques intégrant le rôle des effets spatiaux, dans l'analyse des phénomènes de croissance ou de convergence, sont menées respectivement par Dillings-Hansen et Smith (1997) puis Rey et Montouri (1999). Dillings-Hansen et Smith (1997) ont vérifié si la répartition

géographique des industries dans des grappes était source de productivité, les grappes étant identifiées par les municipalités. Il ressort de l'étude, basée sur les données des années 90, que les entreprises situées dans les grappes sont potentiellement plus productives à cause de la mobilité du capital humain et de la dissémination des connaissances.

Quant à Rey et Montouri (1999), ils ont analysé, à partir d'un modèle économétrique spatial, la convergence économique des régions américaines sur la période 1929 à 1994. Ils ont utilisé les méthodes les plus récentes d'analyse exploratoire des données spatiales pour étudier la dynamique géographique de la croissance du revenu des régions américaines sur cette période. Ils ont ainsi pu constater l'existence de dépendance spatiale (autocorrélation spatiale) aussi bien globale que locale. Leur étude a enfin montré qu'il y a eu bêta et sigma convergence entre les régions américaines sur la période 1929-1994.

A la suite de ces auteurs, d'autres études basées sur des estimations économétriques spatiales seront menées par des auteurs comme Fingleton (1999) ; Baumont et al., (2000a, 2000b) ; Baumont, Ertur et Le Galo (2000). Ces contributions qui portaient sur les pays ou régions de l'Europe montraient généralement une divergence des régions européennes. Mais, plus récemment, Sébastien Bourdin (2013) a tenté d'apporter un éclairage nouveau sur la convergence régionale dans l'union européenne. Il a estimé que les contributions antérieures ne mettaient pas l'accent sur la dimension locale dans la mesure des disparités régionales. Il va donc suggérer un indice de convergence locale ayant la forme d'une spatialisation de la sigma-convergence. Son étude montre qu'il existe à la fois des phénomènes locaux de fort rattrapage et de divergence. Ces résultats contredisent donc la plupart des études antérieures qui montraient une divergence des régions européennes. Selon Bourdin (2013), cette divergence masquait en réalité des phénomènes locaux de convergence induits essentiellement par les politiques publiques nationales et européennes, particulièrement le rôle des fonds structurels et des dynamiques économiques notamment les investissements directs étrangers.

Concernant l'Afrique, on pourrait citer Wail Benaabdelaali (2017) qui se sert d'une approche par l'économétrie spatiale pour analyser l'effet des inégalités éducatives au niveau communal au Maroc. Il se sert d'une base de données sur les 1534 communes du Maroc. Cette étude a montré l'existence de fortes disparités de développement humain entre les régions marocaines. L'auteur montre que le développement humain et les inégalités éducatives sont très localisés sur le territoire marocain et inversement corrélés.

Dans la même dynamique, Franck Akué (2010) se sert d'une approche par l'économétrie spatiale, précisément l'autocorrélation spatiale, pour vérifier l'existence d'éventuelles concentrations du niveau élevé de développement humain dans certaines provinces marocaines au détriment d'autres. L'étude qui porte sur l'année 2004 a nécessité la constitution d'une base de données de cinquante-six (56) provinces. Les résultats des régressions montrent qu'il y a effets de débordement ou des externalités positives de développement. Ainsi, le développement humain d'une province est influencé par celui des provinces contiguës ou voisines.

Latif Dramani (2010) a analysé la convergence des pays africains membres de la zone CFA sur la période 1970-2000. Cette recherche qui a logiquement porté sur les pays membres de l'UEMOA et de la CEMAC a montré que le processus de convergence n'est pas uniforme dans la zone CFA ; toutefois, il est plus accentué dans les pays de l'UEMOA que ceux de la CEMAC. Cette étude, basée sur la similarité par rapport aux facteurs de production et par rapport aux avantages naturels, a permis de déceler la présence de club de convergence. Cette analyse économétrique spatiale a montré que les effets spatiaux, appréhendés à travers l'effet frontière, ont des effets inhibiteurs sur la vitesse de convergence.

Enfin, Umar, Ismail et Eam (2014 b) ont aussi utilisé les techniques d'économétrie spatiale pour analyser le rôle du niveau de la scolarité dans la détermination du revenu régional au Nigéria. Leur étude a montré que la répartition équitable de l'éducation a des effets positifs et significatifs sur le niveau de revenu régional.

## **2.2. SIGMA-CONVERGENCE ET DEPENDANCE SPATIALE EN AFRIQUE DE L'OUEST**

### **2.2.1. L'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS)**

L'analyse exploratoire des données spatiales est un ensemble de technique qui permet de détecter les schémas d'association spatiale, les concentrations locales et les régimes spatiaux présents dans un ensemble de données pour lesquelles les caractéristiques de localisation sont essentielles (Anselin, 1994, 1998a, 1998b ; Bailey et Gatrell, 1995 ; Haining, 1990).

L'AEDS permet ainsi de décrire et visualiser les distributions spatiales de ces données afin d'identifier les schémas d'association spatiale dominants et les localisations atypiques (Le Galo, 2000). Aussi, en nous inspirant de la démarche adoptée par Le Galo (2000) qui s'est servi de l'AEDS pour analyser la convergence des régions européennes, nous appliquons ces techniques à l'étude des PIB par tête des pays ouest africains sur la période 1985-2017 afin de mettre en évidence de potentiels schémas géographiques dans les processus de convergence ouest africaine. En effet, contrairement au modèle de référence dont l'analyse portait sur les régions européennes, notre cadre spatial porte sur les pays de l'Afrique de l'ouest.

Notre échantillon est composé des pays de l'Afrique de l'ouest desquels nous avons retiré le Cap Vert qui est une île, et donc ne partage pas de frontière commune avec au moins un pays ouest africain. Les données concernant les PIB par tête et le taux de croissance des PIB par tête sont issues de la base de données de la Banque

Mondiale (World Development Indicators). Ces données nous permettront d'étudier l'autocorrélation des PIB par tête. Mais, pour mesurer la corrélation spatiale entre agents ou zones géographiques, nous commençons par définir les relations de voisinage entre les agents ou les zones géographiques. Cela revient à définir les matrices de poids et les opérateurs spatiaux.

Le niveau de corrélation spatiale entre unités spatiales est fonction de leurs positions relatives. Ainsi, pour déterminer le niveau d'interdépendance entre régions ou entre pays, il convient de déterminer les positions relatives des uns par rapport aux autres. Pour ce faire, il faut spécifier la topologie du système spatial en construisant une matrice de poids.

La matrice de poids est une matrice carrée qui possède le même nombre de lignes et de colonnes (matrice carrée de taille  $N \times N$ ). En fait, la matrice de poids possède autant de lignes et de colonnes qu'il y a de zones géographiques  $N$ . Nous optons pour une matrice de contiguïté.

La contiguïté entre deux régions (ou deux pays) se définit par le fait qu'elles ont une frontière commune (Le Galo, 2000). Une matrice de contiguïté d'ordre 1 est une matrice carrée, symétrique, ayant autant de lignes et de colonnes qu'il y a de zones géographiques ( $N$ ) et où chaque terme  $w_{ij}$  est défini comme suit :

$$w_{ij} = \begin{cases} 1 & \text{si les régions } i \text{ et } j \text{ sont contiguës à l'ordre 1.} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

De façon générale, deux régions ou deux pays  $i$  et  $j$  sont contiguës à l'ordre  $k$  si  $k$  est le nombre minimal de frontière à traverser pour aller de  $i$  à  $j$ . On admet qu'une région ou un pays ne peut être contiguë avec lui-même.

### 2.2.2. Test d'autocorrélation spatiale et résultats du test d'autocorrélation spatiale

La mise en place d'un modèle d'économétrie spatiale requiert avant toute chose l'existence d'un phénomène spatial que nous voulons prendre en compte. Aussi, dans notre cas, nous vérifions s'il y a un phénomène d'autocorrélation spatiale. La caractérisation de l'autocorrélation spatiale se fait à l'aide de tests statistiques et de représentations graphiques. La mesure de l'autocorrélation spatiale présente dans les variables quantitatives se fait principalement à l'aide de l'indicateur de Moran (1948). L'indicateur de Moran est une statistique qui mesure l'association globale. Elle s'écrit de la façon suivante :

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \times \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$$

Avec  $w_{ij}$  le poids de la  $i$ -ème ligne et  $j$ -ème colonne de la matrice de voisinage  $W$  ;  $N$  étant le nombre de régions ou de pays ;  $\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_i y_i$ .

L'indicateur de Moran peut encore s'écrit :

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{S_0} / \frac{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}{N} = \frac{N}{S_0} \times \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_i (y_i - \bar{y})^2}$$

avec  $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$  et  $\bar{y} = \frac{1}{N} \sum_i y_i$ .

Une valeur proche de 1 est synonyme de corrélation positive (les zones géographiques avec de hautes ou de basses valeurs pour  $y$  se regroupent. Par contre, une valeur proche de -1 est synonyme de corrélation négative (des zones géographiques proches ont des valeurs de  $y$  très différentes).

Sous l'hypothèse  $H_0$  d'absence d'autocorrélation spatiale ( $I=0$ ), la statistique  $I^* = \frac{I-E(I)}{\sqrt{V(I)}}$  suit asymptotiquement une loi normale d'espérance nulle et de variance unitaire  $N(0,1)$ . En cas de rejet de l'hypothèse nulle du test de Moran, on conclut qu'il y a présence d'autocorrélation spatiale.

L'autocorrélation spatiale est mesurée grâce à la statistique  $I$  de Moran qui sert également de base au test de présence d'une autocorrélation spatiale. Aussi, nous testons la présence d'une autocorrélation spatiale parmi les PIB par tête des pays ouest africains en transformant l'indice  $I$  de Moran en Z-score dans lequel les valeurs plus grandes que +1,96 ou plus petites que -1,96 indiquent une autocorrélation spatiale significative avec un taux d'erreur de 5%.

En effet, l'indice de Moran peut être défini par :

$I = (N/S)(\varepsilon'W\varepsilon/\varepsilon'\varepsilon)$  avec  $\varepsilon$  le vecteur des résidus provenant de la régression des données par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires,  $W$  la matrice spatiale alors que  $N$  est le nombre d'observations et  $S$  étant la somme des éléments de la matrice spatiale. Mais, une fois que la matrice est standardisée, l'indice de Moran peut être simplifié de la manière suivante :

$$I = \varepsilon'W\varepsilon/\varepsilon'\varepsilon$$

Ce test ressemble alors au test d'autocorrélation de Durbin-Watson utilisé dans les séries chronologiques. La valeur critique du Z-score pour l'indice de Moran est donnée par la formule (Moran, 1950) :

$Z_I = \frac{I-E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} = \frac{I-E(I)}{\sigma_I}$ , avec  $E(I) = -\frac{1}{n-1}$  et  $\sigma_I = \sqrt{E(I^2) - (E(I))^2}$ , représentant respectivement la moyenne théorique et l'écart-type théorique de l'indice de Moran. En supposant que  $Z_I$  suit une distribution normale, c'est-à-dire en supposant que la moyenne est nulle et la variance égale à 1, on peut déterminer la significativité en comparant  $Z_I$  à sa probabilité dans la table d'une distribution normale standard.

Les scores z et les p-values associées indiquent si nous pouvons ou pas rejeter l'hypothèse nulle. Le rejet de l'hypothèse nulle signifierait qu'en lieu et place d'un modèle aléatoire, nos entités (ou les valeurs qui leurs sont associées) présentent une agrégation ou une dispersion statistiquement significative. La p-value est la probabilité que le modèle spatial observé est l'œuvre d'un processus aléatoire. Ainsi, une p-value très basse indique qu'il est très improbable que le modèle spatial est issu d'un processus aléatoire.

Le tableau ci-dessous (tableau 1) présente le niveau de significativité des indices globaux de Moran de 1985 à 2017. Il apparaît que, suivant ces résultats et pour le seuil choisi (10%), la statistique *I* de Moran n'est pas significative, et cela durant toutes les années comprises dans la période d'étude (p-value > 0,10). On ne peut donc pas rejeter l'hypothèse nulle  $H_0$  d'absence d'autocorrélation spatiale. Nous concluons, par conséquent qu'il n'y a pas de dépendance spatiale entre les valeurs des PIB par tête en Afrique de l'ouest. Autrement dit, les PIB par tête ouest africain ne sont pas spatialement autocorrélés.

**Tableau 1 : Résultats test de significativité des indices de Moran**

ANNEES	Valeur de l'indice de Moran	Scores Z	P-Value
1985	-0,01845213	0,5404062	> 0,10
1986	-0,02664333	0,45684877	> 0,10
1987	-0,0364327	0,3569886	> 0,10
1988	-0,04475877	0,27205543	> 0,10
1989	-0,036708	0,3541803	> 0,10
1990	-0,04239783	0,29613909	> 0,10
1991	0,04088143	1,14566059	> 0,10
1992	0,03826408	1,11896132	> 0,10
1993	0,0408074	1,14490537	> 0,10
1994	0,02943365	1,02888318	> 0,10
1995	0,02000337	0,93268605	> 0,10
1996	0,01071858	0,83797304	> 0,10
1997	0,00897999	0,82023785	> 0,10
1998	0,01670389	0,89902846	> 0,10
1999	0,0234176	0,96751414	> 0,10
2000	0,02665429	1,00053127	> 0,10
2001	0,01294783	0,8607133	> 0,10
2002	-0,02538375	0,46969759	> 0,10
2003	-0,06675358	0,04768901	> 0,10
2004	-0,03595566	0,36185483	> 0,10
2005	-0,02325454	0,49141745	> 0,10
2006	-0,01873483	0,53752241	> 0,10
2007	-0,02354242	0,48848077	> 0,10
2008	-0,02305265	0,49347691	> 0,10
2009	-0,01960026	0,52869431	> 0,10
2010	-0,03484422	0,37319254	> 0,10
2011	-0,0307936	0,41451242	> 0,10
2012	-0,0364783	0,35652344	> 0,10
2013	-0,03860906	0,33478787	> 0,10
2014	-0,03647147	0,35659311	> 0,10
2015	-0,0415596	0,30468972	> 0,10
2016	-0,03838848	0,33703798	> 0,10
2017	-0,03595112	0,36190119	> 0,10

Source : l'auteur à partir des calculs effectués sur le logiciel R

### 2.2.3. Analyse de la Sigma-convergence en Afrique de l'ouest

La  $\sigma$ -convergence concerne la dispersion de la distribution des PIB par tête nationaux. Concernant notre étude, l'analyse de la dispersion du PIB par tête des pays de l'Afrique de l'ouest, sur la période 1985-2017, sera couplée avec une exploration de la dimension géographique de cette dispersion grâce à l'AEDS. En effet, la mesure habituelle de la  $\sigma$ -convergence peut masquer des schémas géographiques particuliers, susceptibles de varier dans le temps.

Toutefois, nous tenons à préciser que notre échantillon se compose des pays de l'Afrique de l'ouest, c'est-à-dire des pays de la CEDEAO auxquels nous avons joint la Mauritanie et retiré le Cap-Vert (Cabo Verde) qui est une île située au large des côtes ouest africaine. Une telle position géographique nous contraint à la retirer, en effet, de notre échantillon dans la mesure où la matrice de poids que nous définissons est une matrice de contiguïté.

L'analyse du schéma de dispersion du PIB par tête se fera par le biais du coefficient de variation. En effet, nous comparons la dispersion des PIB par tête sur la base du coefficient de variation et non pas directement par le biais des écart-types, d'une part, parce que les distributions des PIB par tête affichent souvent des valeurs extrêmes et, d'autre part, parce que les moyennes présentent aussi quelque fois des ordres de grandeurs différents.

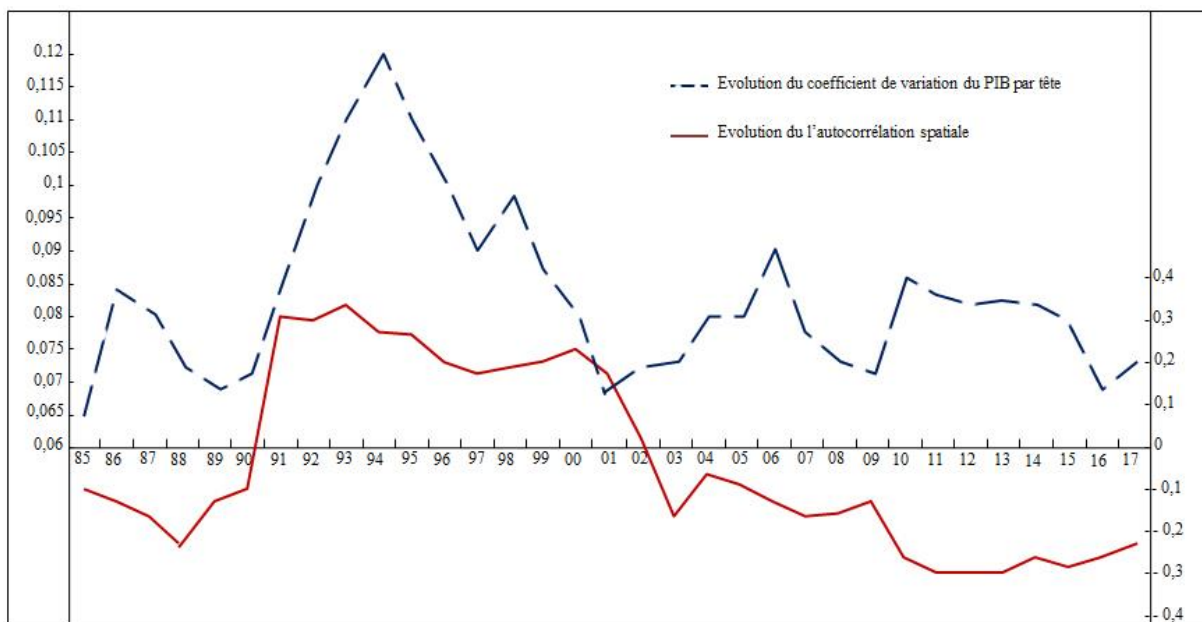
Le coefficient de variation (CV) qui est le rapport de l'écart-type à la moyenne permet de comparer des distributions de valeurs dont les échelles de mesure ne sont pas comparables. Il traduit le niveau de dispersion des PIB par tête autour de la moyenne. Plus la valeur du CV est grande, et plus la dispersion autour de la moyenne est grande. La valeur du coefficient de variation (CV) pour chaque année est donnée par le rapport :

$$CV = \frac{\sigma}{\bar{X}} \times 100$$

Avec  $\sigma$  l'écart-type de l'échantillon et  $\bar{X}$  la moyenne de la distribution.

Le schéma de dispersion du PIB par tête des pays ouest africains, mesuré par le coefficient de variation (CV) du logarithme naturel du PIB par tête, est donné par la figure (1) ci-dessous.

**Figure 1 :** Evolution du coefficient de variation du PIB par tête et de l'autocorrélation spatiale



Source : L'auteur à partir des calculs effectués sur le logiciel R.

Trois périodes semblent caractérisées l'évolution de la figure. Primo, durant les deux périodes extrêmes c'est-à-dire celle située entre 1985 et 1990 et celle située entre 2002 et 2017, le schéma de dispersion du PIB par tête des pays ouest africains semble garder une certaine constance. Toutefois, cette constance n'est pas uniforme dans la mesure où elle est caractérisée par des perturbations.

La troisième période (période intermédiaire), c'est-à-dire celle partant de 1990 à 2002, connaît les variations les plus importantes de la dispersion. En effet, les premières années de cette période sont marquées par des augmentations progressives jusqu'à atteindre un pic en 1994, date à partir de laquelle on va enregistrer une baisse progressive qui va s'étendre jusqu'à 2002. Ainsi, la sous-période intermédiaire allant de 1994 à 2002

correspond à une sigma-convergence dans la mesure où en plus de la tendance à la baisse notée, la valeur du coefficient de variation du PIB par habitant en 1994 est inférieure à celle de 2002.

La figure 1 présente également l'évolution de l'autocorrélation spatiale des PIB par tête nationaux. Toutefois, nous n'interpréterons pas cette évolution car les tests de significativité effectués sur les indices de Moran montrent que, sur la période d'étude, tous les coefficients d'autocorrélation spatiale ne sont pas significatifs ( $p\text{-value} > 0,10$ ). Ces résultats montrent que les PIB par tête nationaux ne sont pas spatialement autocorrélés et nous permettent de conclure à l'absence de dépendance spatiale entre les valeurs des PIB par tête en Afrique de l'ouest.

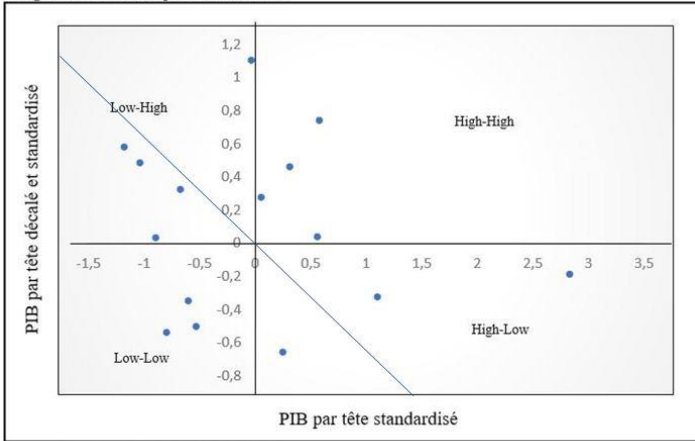
Le graphique de Moran encore appelé '*Moran Scatterplot*' ou *MS* (Anselin, 1996) permet de décomposer le schéma de l'association spatiale. Dans ce graphique, figure en abscisse le PIB par tête standardisé d'un pays et en ordonnée le décalage spatial standardisé de ce PIB par tête. Dans le cadre de notre étude, nous présenterons six (6) graphiques de Moran (voir Figure 2) correspondant aux années initiales et finales des trois périodes que nous avons identifiées. Ainsi, les graphiques 1 et 2 correspondent respectivement aux années 1985 et 1990 c'est-à-dire à l'année initiale et terminale de notre première période extrême. Les graphiques 5 et 6 correspondent, quant à elle, respectivement aux années 2003 et 2017, c'est-à-dire à l'année initiale et finale de notre deuxième période extrême. Enfin, les graphiques 3 et 4 correspondent respectivement aux années 1994 et 2002, c'est-à-dire à l'année initiale et finale de notre sous-période intermédiaire (période de la sigma-convergence).

Les six graphiques de Moran confirment la répartition aléatoire des PIB par tête ouest africain. Les six nuages de points de ces graphiques sont cohérents avec les résultats du test de Moran. Ils montrent qu'il n'existe aucune dépendance spatiale entre les PIB par tête en Afrique de l'ouest. Autrement, il n'existe aucune relation linéaire entre le PIB par tête d'un pays ouest africain et celui de son voisinage.

Les six (6) quadrants de chaque graphique correspondent respectivement aux 4 types d'association spatiale entre un pays et ses voisins, c'est-à-dire les associations HH, BH, BB, HB. Ainsi, Le quadrant I (en haut à droite du graphique) correspond à l'association de type HH qui signifie qu'un pays à haut PIB par tête est entouré de pays à haut PIB par tête. Le quadrant II (en haut à gauche) correspond à l'association de type BH signifie qu'un pays à bas PIB par tête est entouré de pays à haut PIB par tête. Quant au quadrant III (en bas à gauche) correspond à l'association de type BB signifie qu'un pays à bas PIB par tête est entouré de pays à bas PIB par tête. Enfin, le quadrant IV (en bas à droite) correspond à l'association de type HB signifie qu'un pays à haut PIB par tête est entouré de pays à bas PIB par tête. Il faut, tout de même, préciser que l'expression haut (respectivement bas) qualifie un PIB par tête au-dessus (respectivement au-dessous) de la moyenne.

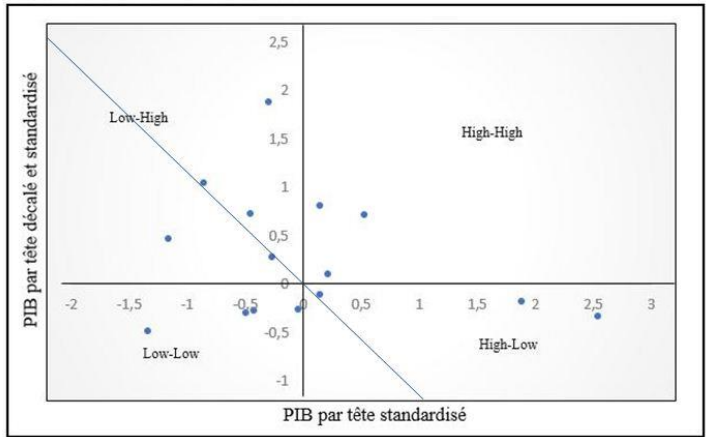
Figures 2 : Graphiques de Moran des années 1985, 1990, 1994, 2002, 2003 et 2017.

Diagramme de Moran pour l'année 1985



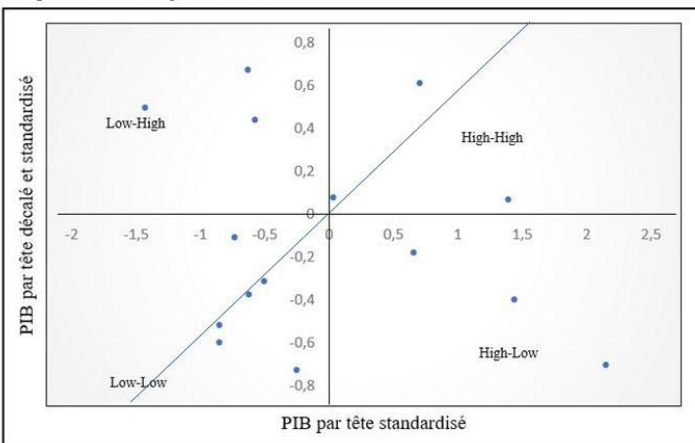
Source : L'auteur à partir du logiciel R

Diagramme de Moran pour l'année 1990



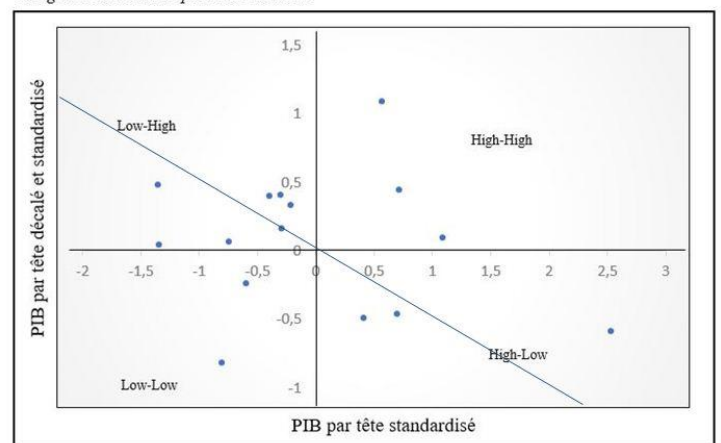
source : L'auteur à partir du logiciel R

Diagramme de Moran pour l'année 1994



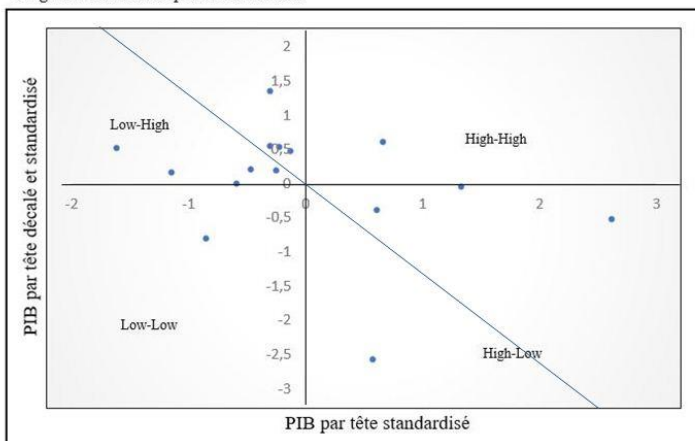
source : L'auteur à partir du logiciel R

Diagramme de Moran pour l'année 2002



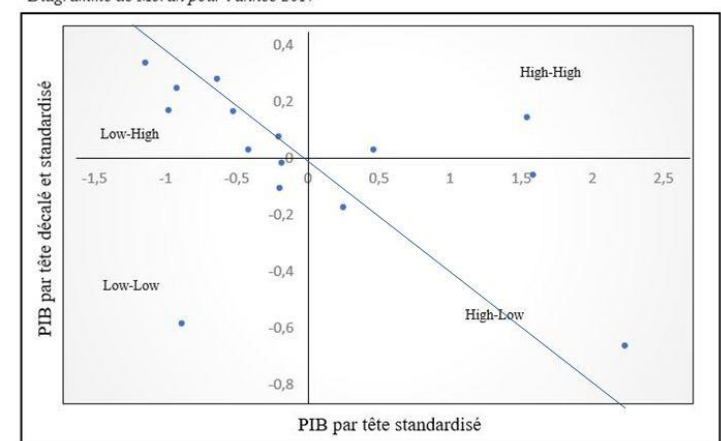
source : L'auteur à partir du logiciel R

Diagramme de Moran pour l'année 2003



source : L'auteur à partir du logiciel R

Diagramme de Moran pour l'année 2017



source : L'auteur à partir du logiciel R



**2.3. β-CONVERGENCE ET DEPENDANCE SPATIALE EN AFRIQUE DE L'OUEST**

**2.3.1. Prise en compte de l'autocorrélation spatiale dans les modèles de β-convergence**

Soit le modèle de régression linéaire classique suivant, observé en coupe transversale :

$$y = X \beta + \varepsilon \tag{1}$$

On admet, par convention, que  $N$  est le nombre d'observations,  $y$  est le vecteur  $(N, 1)$  des observations de la variable dépendante,  $X$  est la matrice  $(N, K)$  des observations des variables exogènes,  $K$  étant le nombre de paramètres inconnus,  $\beta$  est le vecteur  $(K, 1)$  des coefficients de régression inconnus,  $\varepsilon$  est le vecteur  $(K, 1)$  des erreurs. Concernant les erreurs, on supposera que les deux hypothèses suivantes sont vérifiées :

$H_1$  : les erreurs  $\varepsilon_i$  sont identiquement et indépendamment distribuées (*iid*), d'espérance nulle et de variance finie  $\sigma^2$  ;

$H_2$  : Les éléments de la matrice  $X$  sont non-stochastiques,  $X$  est de rang complet  $K$  et  $\lim_{n \rightarrow \infty} (1/N) X' X = Q$  où  $Q$  est une matrice finie et non-singulière.

Même s'il existe plusieurs manières de prendre en compte l'autocorrélation spatiale dans les modèles de β-convergence et plus généralement dans les modèles économétriques, deux méthodes sont toutefois privilégiées. En effet, on peut soit choisir d'introduire une ou plusieurs variables spatiales décalées endogènes ou exogènes dans le modèle ou encore choisir de spécifier un modèle spatial pour les erreurs.

**2.3.2. Estimation et analyse de la Bêta-convergence en Afrique de l'ouest**

Nous commençons par estimer le modèle simple de convergence absolue suivant :

$$\left(\frac{1}{T}\right) \ln(z) = S\alpha + \beta \ln(y_{1985}) + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \tag{2}$$

où  $z$  est le vecteur de dimension  $N = 15$  des rapports des PIB par tête pour chaque pays  $i$  en 1985 et en 2017 ( $\rightarrow \ln(z) = \ln\left(\frac{y_{i,2017}}{y_{i,1985}}\right)$ ),  $T = 32$  est la longueur de la période d'étude,  $\alpha$  et  $\beta$  sont des paramètres inconnus à estimer,  $S$  est le vecteur-somme et  $\varepsilon$  est le vecteur des erreurs avec les propriétés habituelles.

Le tableau ci-dessous (tableau 12) donne les résultats de l'estimation du modèle (5) par les MCO. Suivant ces résultats, il apparaît que le coefficient associé au niveau de PIB par tête est négatif mais non significatif. Ce qui indique une absence de β-convergence pour les pays ouest africains.

Par ailleurs, nous effectuons le test de Moran (1948) adapté aux résidus d'une régression par Cliff et Ord (1981). Les résultats de ce test<sup>1</sup> indiquent une absence de dépendance spatiale dans l'analyse de la β-convergence en Afrique de l'ouest. Ce résultat indique également que le modèle de β-convergence est, toute chose égale par ailleurs, bien spécifié. Un résultat contraire nous aurait conduit à discriminer entre les deux formes possibles d'autocorrélation spatiale par le biais de deux tests :  $LM_{LAG}$  et  $LM_{ERR}$ .

En effet, le test fondé sur le test de  $I$  de Moran est un puissant instrument de repérage d'erreurs de spécification de modèle. Toutefois, il ne fournit pas d'indication sur la nature du processus de génération des données qui a induit une autocorrélation spatiale. Aussi, le diagnostic spatial qui ressort du test de Moran (1948) est qu'en réalité, chaque pays ouest africain est indépendant des autres. L'exécution des deux tests du multiplicateur de Lagrange qui permettent de tester les deux formes possibles d'autocorrélation spatiale ( $LM_{LAG}$  et  $LM_{ERR}$ ) indique l'absence

<sup>1</sup> Soit la statistique  $Z_I = \frac{I - E(I)}{\sqrt{VAR(I)}} = \frac{I - E(I)}{\sigma_I}$ , avec  $E(I)$  et  $VAR(I)$  représentant l'espérance (la valeur attendue) et la variance de l'indice.

Sous l'hypothèse d'indépendance spatiale (les valeurs  $y_i$  se répartissent aléatoirement entre les  $n$  localisations), la statistique  $z$  tend asymptotiquement (quand  $n$  tend vers l'infini) vers une distribution normale réduite ( $z \rightarrow N(0,1)$  quand  $n \rightarrow +\infty$ ) et l'espérance et la variance de l'indice peuvent être estimées selon Cliff et Ord (1981) par les expressions suivantes :

- $\mu_0 = -\frac{1}{n-1}$  (montant indépendant des poids),
- $\sigma_0^2 = \frac{ns_1 - s_2s_3}{(n-1)(n-2)(n-3)\left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}\right]^2}$  avec
- $s_1 = (n^2 - 3n + 3)\left[0,5 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 - n \left[\sum_{i=1}^n (\sum_{j=1}^n w_{ij} + \sum_{j=1}^n w_{ij})\right]\right] + 3 \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}\right]^2$  ,
- $s_2 = \frac{n^{-1} \sum_{j=1}^n (y_i - \bar{y})^4}{\left[n^{-1} \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2\right]^2}$  ,
- $s_3 = \left[0,5 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ji})^2 - 2n \left(0,5 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n (w_{ij} + w_{ij})\right)\right] + 6 \left[\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}\right]^2$  ,

Dès lors, si le nombre  $n$  d'observations est suffisamment élevé, on peut estimer la valeur-p en considérant celle associée à la valeur  $Z_{score} = \frac{I_{obs} - \mu_0}{\sigma_0}$  d'une loi normale réduite (surface formée par la queue de la cloche gaussienne).

d'une variable endogène décalée ainsi que l'absence d'une autocorrélation spatiale des erreurs. Les formes robustes des deux tests ( $RLM_{LAG}$  et  $RLM_{ERR}$ ) confirment cette absence.

**Tableau 2 : Résultats des estimations et des tests**

<b>MODELE</b>	<b>(5)</b>
<b>ESTIMATION</b>	
Constante	5,46 <b>(0,144)</b>
$\beta$	- 0,35 <b>(0,586)</b>
$R^2$	0,02
<b>TESTS</b>	
<b>MORAN</b>	-0,428 <b>(1,331)</b>
<b>LMLAG</b>	0,414 <b>(0,520)</b>
<b>LMERR</b>	0,464 <b>(0,496)</b>
<b>RLMLAG</b>	0,523 <b>(0,470)</b>
<b>RLMERR</b>	0,573 <b>(0,449)</b>

Source : L'auteur à partir des résultats obtenus sur stata 12

Notes : Les « p-values » sont entre parenthèses. Moran est le test de Moran adapté aux résidus d'une régression (Cliff et Ord [1981]). LMLAG et LMERR sont des tests robustes du multiplicateur de Lagrange visant à tester respectivement la présence d'une variable autorégressive ou variable endogène décalée et d'une autocorrélation spatiale des erreurs.

## Conclusion

L'étude de la convergence des pays ouest africains, sur la période 1985 à 2017, a montré une sigma-convergence sur la période 1994 à 2002. Par contre, elle a révélé une absence de bêta-convergence sur la période 1985 à 2017.

Cette étude a également analysé l'importance de l'espace dans la dynamique de convergence des pays ouest africains. Elle a étudié la dépendance spatiale, plus singulièrement l'autocorrélation spatiale, dans le processus de convergence de ces pays en s'appuyant sur l'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS) ainsi que l'économétrie spatiale.

L'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS), dans l'étude de la sigma-convergence, prouve que la localisation géographique n'est pas importante dans les processus de croissance ouest africain. Autrement, sur la période 1985 à 2017, la distribution spatiale des PIB par tête atteste que la croissance n'est pas géographiquement concentrée et les activités économiques présentent une répartition aléatoire dans l'espace. En clair, il ne fut pas découvert d'autocorrélation spatiale dans la distribution des PIB par tête en Afrique de l'ouest. Cela confirme donc la répartition aléatoire des PIB par tête ouest africains.

Nonobstant les résultats de l'AEDS, nous avons cherché à vérifier la dépendance spatiale, plus spécifiquement l'autocorrélation spatiale, dans le modèle de  $\beta$ -convergence. Nous avons effectué le test de Moran (1948) adapté aux résidus d'une régression par Cliff et Ord (1981). Les résultats de ce test confirment l'absence de dépendance spatiale. En outre, l'estimation du modèle de convergence absolue (2) par les MCO révèle une absence de  $\beta$ -convergence sur la période d'étude (coefficient  $\beta$  négatif mais non significatif).

Cette étude nous permet d'affirmer qu'en Afrique occidentale, il n'y a pas eu de  $\beta$  convergence sur la période 1985-2017 alors qu'on a noté une  $\alpha$ -convergence sur la période 1994-2002. Mieux, au vue des résultats de cette étude, on peut affirmer que dans l'espace ouest africain, les processus de convergence ne sont pas caractérisés par des localisations géographiques atypiques ou des schémas d'association spatiale dominants.

## References Bibliographiques

- [1]. Anselin, L (1994)., *Testing for Spatial Dependence in Linear Regression Models: A Review*, Morgantown: West Virginia University, Regional Research Institute Research Paper, 94-16, 1994.
- [2]. Anselin L (1996) The Moran scatterplot as an ESDA tool to assess local instability in spatial association. In Fischer MM, Scholten H, Unwin D (eds) *Spatial analytical perspectives on GIS in environmental and socio-economic sciences*. Taylor and Francis, London, pp. 111-125.
- [3]. Anselin L. (1998a) Interactive Techniques and exploratory spatial data analysis In : Longley PA, Goodchild MF, Maguire DJ, Wind DW (eds) *Geographical information systems : principles, techniques, management and applications*. Wiley, New York.
- [4]. Anselin L. (1998b) Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. In: Longley PA, Brooks SM, McDonnell R, Macmillan B (eds) *Geocomputation a primer*, Wiley, New York.
- [5]. Bailey T.C., Gatrell A.C., 1995, *Interactive Spatial Data Analysis*, Longman.
- [6]. Barro R. J., Sala-i-Martin X., 1995, *Economic Growth Theory*, MIT Press.
- [7]. Baumont C., Ertur C., Le Gallo J., 2000a, Convergence des régions européennes : une approche par l'économétrie spatiale, Working Paper n° 2000-03, LATEC, Université de Bourgogne.
- [8]. Baumont C., Ertur C., Le Gallo J., 2000b, Geographic spillover and growth. A spatial econometric analysis for european regions, 6th RSAI World Congress 2000, Lugano, Suisse, 16-20 Mai 2000.
- [9]. Bernard A.B. et Durlauf S.N. (1995). "Convergence in International Output", *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp. 97-108.
- [10]. Bernard A.B. et Durlauf S.N. (1996). "Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71, pp. 161-173.
- [11]. Bourdin, S. (2013), "Une mesure spatiale locale de la sigma-convergence pour évaluer les disparités régionales dans l'union européenne". *Région et Développement*, L'Harmattan, 2013, pp.1-18.
- [12]. Cliff A.D., Ord J.K., 1981, *Spatial Processes : Models and Applications*, Pion, Londres. Cressie N., 1993, *Statistics for Spatial Data*, John Wiley, New York.
- [13]. Dilling-Hansen M. et V. Smith, 1997, Regional Income Growth and Convergence. Evidence from Danish Municipalities, in Sorensen C. (eds.), *Empirical Evidence of Regional Growth : The Center-Periphery Discussion*, Rapport from The Expert Committee to the Danish Ministry of the Interior, Octobre, mimeo.
- [14]. Fingleton B., 1999, Estimates of time to convergence: An analysis of regions of european union, *International Regional Science Review*, 22, 5-34.
- [15]. Franck Albert Akué Ngui (2010), "Inégalités de Développement Interprovinciales Marocaines : une approche par l'Econométrie spatiale". Rapport de stage. Université d'Auvergne.
- [16]. Haining R., 1990, *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*, Cambridge University Press, Cambridge.
- [17]. Julie Le Galo (2000), *Econométrie spatiale (I., Autocorrélation spatiale)*, (Rapport de recherche) Laboratoire d'analyse et de techniques économiques (LATEC), 2000, 45 p., Table, ref. bib. : 5 p. <hal-01527290>.
- [18]. Latif Dramani (2010) "Convergence économique et spatiale en Afrique : cas des pays de la zone CFA". Document de recherche. Consortium pour la Recherche Economique et Social (CRES). Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD). Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG). Laboratoire d'Analyse des Politiques Publiques (LAPP).
- [19]. Moran P., 1948, The interpretation of statistical maps, *Journal of the Royal Statistical Society*, 10B, 243- 251.

- [20]. Moran P., 1950a, Notes on continuous stochastic phenomena, *Biometrika*, 37,17-23.
- [21]. Moran P., 1950b, A test for serial independence of residuals, *Biometrika*, 37,178-181.
- [22]. Rey S. J. et Montouri B. D., 1999 « U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective », *Regional Studies*, no 33, p. 145-156.
- [23]. Solow R. (1956) : « A contribution to the theory of Economic Growth », *QJE*, 70, 65-94.
- [24]. Umar, H.M., R. Ismail, L.H. Eam (2014b) "A Spatial Econometrics Analysis of Educational Distribution and Regional Income Disparities in Nigeria", *Handbook on the Emerging Trends in Scientific Research*, 1 : 722–731.
- [25]. Wail Benaabdelaali (2017) "L'effet des inégalités d'éducation sur le développement économique : un essai d'évaluation". *Economies et finances*. Université de Toulon.

XXXXX, et. al. "Convergence Et Dependance Spatiale En Afrique De L'ouest : Une Analyse Par L'econometrie Spatiale." *IOSR Journal of Nursing and Health Science (IOSR-JNHS)*, 10(2), 2021, pp. 27-36.