



## **ANALYSE EXPLORATOIRE DES DISPARITES SPATIALES DE REVENU EN AFRIQUE DE L'OUEST ET PERIPHERIE**

*Idrissa Yaya DIANDY*

*Enseignant – Chercheur à l'Université Cheikh Anta Diop de DAKAR*  
*Faculté des Sciences économiques et de Gestion*  
*Centre de Recherche économique Appliquée (CREA)*  
*Docteur en Sciences économiques – Macroéconomie – Économie Internationale*

*Email : idrissa.diandy@ucad.edu.sn*

---

### **RESUME**

*L'objet de cet article est de montrer le lien entre localisation géographique et niveau de revenu. Pour cela, nous effectuons une analyse exploratoire spatiale sur les PIB par tête des pays d'Afrique de l'Ouest et sa périphérie, sur une période allant de 1990 à 2016. Les tests statistiques confirment la présence d'autocorrélation spatiale positive des revenus des pays. En d'autres termes, les pays présentant des niveaux de revenu similaires ont tendance à partager le même espace géographique. Par la suite, le diagramme de Moran a permis de visualiser l'autocorrélation locale et d'identifier les groupes de revenu.*

---

**Mots-clés :** *Revenu, Inégalités, Espace, Autocorrélation spatiale, Diagramme de Moran*  
*Classification JEL : C21, E24, O11, R12*

---

---

### **ABSTRACT**

*The purpose of this article is to show the link between geographical location and income level. For this purpose, we carry out an exploratory spatial analysis on the per capita GDP of the countries of West Africa and its periphery, over a period from 1990 to 2016. The statistical tests confirm the presence of positive spatial autocorrelation of the incomes of country. In other words, countries with similar levels of income tend to share the same geographical space. Subsequently, the Moran diagram was used to visualize the local autocorrelation and to identify the income groups*

---

**Key Words :** *Income, Inequality, Space, Spatial autocorrelation, Moran scatterplot.*  
*JEL classification: C21, E24, O11, R12*

---

## INTRODUCTION

La position géographique influe-t-elle sur les résultats économiques des pays ? Cette question revêt de plus en plus un intérêt particulier dans la recherche économique, face à l'ampleur et la persistance des inégalités de revenu entre les pays. À la suite des théories classiques de la croissance (Solow, 1956) et de celles de la croissance endogène (Lucas, 1988 ; Romer, 1990 ; Grossman et Helpman, 1991 ; Mankiw et *al.*, 1992), une approche récente suggère la prise en compte du rôle de l'espace.

En Afrique de l'Ouest, les inégalités de revenu constituent une sérieuse menace pour le projet d'intégration économique. L'annexe 4 montre globalement que la distribution des revenus par tête n'a pas globalement changé durant ces 20 dernières années. Mis à part le Nigeria qui est devenu la première économie en terme de PIB par tête, devant le la Côte d'Ivoire et le Sénégal, et aussi la percée notable du Ghana, les disparités de revenu demeurent, ainsi que leur hiérarchie. Leur explication apparaît alors comme un enjeu majeur.

La prise en compte de l'espace dans la compréhension des inégalités constitue une nouvelle approche explorée par les chercheurs. Beaucoup d'analyses remarquables (Diamond, 1997 ; Sachs, 2001) attribuent un rôle dominant à la géographie et notamment à l'accès aux ressources naturelles. En plus de ces canaux traditionnels, Ortega et Peri (2014) reconnaissent que l'emplacement géographique d'un pays peut avoir un effet direct sur le revenu par habitant. L'essor des méthodes spatiales est favorisé par le développement des systèmes d'information géographique qui permettent de disposer simultanément des valeurs prises par les variables d'intérêt et de leur localisation géographique (données spatiales ou géoréférencées). Contrairement aux statistiques standards, les outils d'analyse spatiale font intervenir à part entière la position dans l'espace dans leur définition.

Cette innovation explique la popularité de ces méthodes dans les études empiriques portant sur les régions développées, en ce qui concerne l'étude des disparités régionales et de la convergence. À ce titre, la dépendance (ou autocorrélation) spatiale constitue le concept clé dans toute démarche spatiale. Dans le contexte de la croissance, elle suggère qu'il existerait une similitude entre les pays ou les régions géographiquement proches, en termes de niveau de revenu.

Toutefois, des analyses portant sur les régions en développement restent encore embryonnaires, voire inexistantes pour ce qui concerne les blocs régionaux d'Afrique, du fait de la difficulté que pose la disponibilité des données. Cette recherche vise à combler ce gap en procédant à une analyse intuitive.

L'objet de cet article est d'effectuer une analyse exploratoire spatiale des disparités de revenu en Afrique de l'Ouest et sa périphérie. Le reste de l'article est constitué comme suit : la section 2 expose les éléments de littérature. La section 3 décrit la méthodologie de l'analyse exploratoire spatiale et la section 4 donne les résultats de l'analyse. Finalement, la section 5 conclut cet article.

## 2. Éléments de littérature sur la dépendance spatiale

Le concept clé pour comprendre et analyser les phénomènes spatiaux est la dépendance spatiale (ou autocorrélation spatiale). Le premier texte traitant de l'autocorrélation spatiale remonte à Cliff et Ord (1973). Une édition plus complète des mêmes auteurs est parue plus tard en 1981 (Cliff et Ord, 1981). Par la suite, plusieurs auteurs (Ripley, 1981 ; Getis et Bottes, 1978 ; Cliff et al, 1975 ; Haggett, Cliff et Frey, 1977 ; Upton et Fingleton, 1985) vont jeter les fondements de l'analyse de l'autocorrélation spatiale. S'il n'est apparu que récemment en sciences économiques, il se retrouve depuis longtemps dans d'autres disciplines. Ainsi, pour Goodchild

(1986) les efforts pour comprendre les modèles, structures et processus spatiaux montrent que c'est précisément le manque d'indépendance - l'interdépendance - des phénomènes spatiaux qui nous permet de substituer la prévisibilité et l'ordre au chaos et au manque apparent d'interdépendance des choses dans le temps et dans l'espace. L'autocorrélation spatiale a pour point de départ la constatation selon laquelle les observations spatialisées en coupes transversales ne sont pas indépendantes (Le Gallo, 2002). L'existence d'une certaine dépendance dans l'espace est suggérée par la première loi de la géographie de Tobler (1979) : « *Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things* ». Cette « loi » définit le concept statistique de l'autocorrélation spatiale, selon lequel deux ou plusieurs entités géographiquement proches ont tendance à présenter plus de similitudes – par rapport à un attribut donné – qu'avec d'autres géographiquement plus éloignées (Pisati, 2012). Ainsi, l'autocorrélation spatiale peut être interprétée à la fois comme la mesure de la façon dont les choses sont réparties dans l'espace, mais aussi comme un processus de cause à effet, qui mesure le degré d'influence exercée par une chose, une entité ou un territoire sur ses voisins. Dans le premier cas, l'autocorrélation spatiale est relative au degré de similitude entre un objet ou une activité localisée et un autre objet ou activité relativement proche ; cela veut dire que pour un indice de dépendance spatiale, deux variables sont d'autant plus corrélées que la distance qui les sépare est petite. Dans le second, elle montre comment la valeur attendue d'une entité est affectée par les décisions, les comportements ou les valeurs d'entités situées dans d'autres zones géographiques relativement proches<sup>1</sup>.

Ainsi présentée, l'autocorrélation spatiale traduit l'absence d'indépendance entre les observations géographiques et permet de capter, dans le contexte de croissance, les effets de débordement. D'après Goodchild (1986), l'importance de la mesure de l'autocorrélation spatiale est d'une part, en tant qu'indice, il fournit un type d'information nouveau sur un phénomène réparti dans l'espace, qui n'existait pas au niveau de l'analyse statistique « standard », et qui peut être déterminant pour corriger l'interprétation faite sur l'évolution du phénomène. Dans la pratique, les mesures de l'autocorrélation spatiale permettent d'affecter une valeur précise et objective à la distribution d'un phénomène géographiquement observé et qui, autrement, pourrait être perçue subjectivement à partir d'une carte et probablement de manière erronée. D'autre part, en tant que mesure du processus par lequel un lieu influence un autre, l'analyse de l'autocorrélation spatiale est souvent une étape nécessaire pour effectuer des prévisions correctes.

Sur le plan économique, elle induit l'hypothèse selon laquelle les caractéristiques économiques d'un lieu dépendent de la localisation de ce lieu par rapport à d'autres lieux. Elle constitue ainsi une première analyse permettant de lier la croissance à l'espace. Un certain nombre d'études ont confirmé cette tendance en mettant en évidence la présence d'autocorrélation spatiale des revenus. Bien que l'utilisation de l'économétrie spatiale apparaisse dans les années 1970 avec notamment les travaux de Cliff et Ord (1973), on a assisté à une évolution relativement récente des méthodes d'analyse spatiale dans l'analyse de la croissance. Cette approche a connu un développement ces quinze dernières années (Anselin, 2001), ce qui explique en même temps sa popularité dans les études empiriques de la croissance au niveau interrégional ou international (Baumont et

<sup>1</sup> La proximité est un concept relatif. C'est pourquoi, il existe plusieurs matrices de pondération spatiale permettant de la modéliser.

al., 2006 ; Dall'erba et Le Gallo, 2008 ; Niang, 2010 ; Evans et Kim, 2014).

Pour le cas des régions européennes, Baumont et al. (2006), en se basant sur un échantillon de 138 régions européennes sur la période 1980-1995, ont pu détecter à partir d'une analyse exploratoire des données spatiales différents régimes spatiaux, qu'ils interprètent comme des clubs spatiaux de convergence. Ainsi, ils ont pu établir que la convergence différait selon les régimes d'association spatiale. À leur suite plusieurs analyses ont pu mettre en évidence l'existence d'une autocorrélation spatiale des revenus sur les régions européennes et de l'OCDE (Bouayad-Agha et Védrine, 2010 ; Védrine, 2011 ; Kubis et Schneider, 2012 ; Ho et al., 2013 ; Ortega et Peri, 2014), les régions coréennes (Evans et Kim, 2014).

Les études empiriques portant sur les régions en développement sont encore peu nombreuses, probablement à cause de la difficulté que pose la disponibilité de données désagrégées et harmonisées. Notons cependant l'analyse de (Niang, 2010) qui a pu mettre en évidence une dépendance spatiale entre les pays. Toutefois, la difficulté que pose l'interprétation de ce résultat suggère qu'il serait plus pertinent d'affiner l'analyse sur des blocs régionaux plus restreints.

### 3. Méthodologie de l'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS)

L'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS) est une extension de l'analyse exploratoire des données (AED) au problème de détection des schémas de données spatiales (Haining et al. 1998, p 457).

Tout d'abord, il est nécessaire de spécifier les liens spatiaux qui existent entre les éléments en jeu (districts, villes, régions, pays, etc.). Fondamentalement, le degré de proximité spatial entre  $N$  objets géographiquement localisés est obtenu grâce à la représentation d'une matrice carrée appelée matrice de poids ou encore

matrice de pondération spatiale, notée  $W$ . Chaque élément  $(i, j)$  de  $W$  ou coefficient de pondération (noté  $w_{ij}$ ) mesure le degré de proximité spatiale entre deux éléments  $i$  et  $j$ . Les  $N$  éléments de la diagonale de la matrice  $W$  sont supposés nuls ( $w_{ii} = 0$ ).

Généralement, pour étudier les interactions entre un nombre important de régions, on utilise la matrice de contiguïté simple binaire, dont les composantes prennent la valeur 1 lorsque les régions partagent une frontière commune et 0 sinon.

$$\begin{cases} w_{ij} = 1 & \text{si les régions sont frontalières ;} \\ w_{ij} = 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (1)$$

Un cas particulier de  $W$  est la matrice de pondération spatiale normalisée  $W_{std}$ , dont les éléments sont donnés par :

$$w_{ij}^{std} = \frac{w_{ij}}{\sum_{j=1}^N w_{ij}} \quad (2)$$

Ainsi définie, la somme des éléments de chaque ligne de la matrice est égale à 1. Lorsque les distances entre les régions sont connues, les coefficients de pondération peuvent être définis par une fonction décroissante de la distance, par exemple grâce à une puissance négative :

$$w_{ij} = |d_{ij}|^{-a} \quad (3)$$

$d_{ij}$  étant la distance entre deux régions  $i$  et  $j$  ; le coefficient  $a$  peut être interprété comme un paramètre qui traduit la vitesse à laquelle la pondération diminue avec la distance : plus le paramètre  $a$  est petit, plus la diminution est lente, et inversement. D'autres éléments comme la longueur des frontières, l'importance des réseaux de communication, etc. peuvent être inclus. Cliff et Ords (1973) donnent la formulation standard des coefficients de pondération qui insiste particulièrement sur l'importance des frontières :

$$w_{ij} = |d_{ij}|^{-a} (\lambda_{ij})^b \quad (4)$$

avec  $\lambda$  la part de la frontière commune dans la frontière totale des deux régions.

Le paramètre  $b$ , contrairement à  $a$ , montre la manière dont la pondération augmente avec la longueur de la frontière commune.

Un cas particulier de matrice fondé sur les distances est le suivant :

$$\begin{cases} w_{ij} = 0 & \text{si } i = j \\ w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}} & \text{si } d_{ij} < d_t \\ w_{ij} = 0 & \text{si } d_{ij} > d_t \end{cases} \quad (5)$$

où  $d_{ij}$  est la distance sphérique entre les centroïdes des régions  $i$  et  $j$ , et  $d_t$  la distance seuil au-delà de laquelle les interactions entre régions sont supposées négligeables (Abreu et al., 2005, Bonnefond, 2013).

À partir de cette base, il est possible de définir une multitude de matrices de poids en fonction des spécificités de l'espace et de la distribution du phénomène étudié. Un autre cas particulier est la matrice binaire fondée sur les distances. Il s'agit de la matrice des  $k$ -plus proches voisins,  $w_{ij}(k)$  représentant la relation de voisinage entre les régions  $i$  et  $j$  :

$$\begin{cases} w_{ij}(k) = 0 & \text{si } i = j \\ w_{ij}(k) = 1 & \text{si } d_{ij} \leq d_i(k) \\ w_{ij}(k) = 0 & \text{si } d_{ij} > d_i(k) \end{cases} \quad (6)$$

$d_i(k)$  est un seuil de distance défini comme la distance entre la région  $i$  et son «  $k$ -ième » plus proche voisin ( $k$  étant le même pour toutes les régions). Ici, les interactions sont considérées comme négligeables au-delà de cette distance. L'avantage de cette spécification de la matrice de poids est qu'elle utilise l'information sur les distances physiques entre régions, tout en réduisant la matrice en une forme binaire. De plus, cette forme matricielle permet le calcul de la plupart des indices, et plus particulièrement l'analyse graphique de Moran sur les associations spatiales.

Pour les données spatiales, une corrélation peut se produire entre deux ou plusieurs réalisations d'une même variable du fait de leur proximité géographique. Un indice global d'autocorrélation spatiale mesure le degré de ressemblance entre des régions géographiquement proches par rapport à une variable numérique  $Y$  (Pfeiffer et al. 2008). Il y a ainsi autocorrélation lorsqu'il s'observe un regroupement spatial de valeurs similaires de cette variable. De façon qualitative, on parle d'autocorrélation positive pour une variable lorsqu'il y a un regroupement géographique de valeurs similaires de la variable. De même, il se produit une autocorrélation négative si des valeurs dissemblables ont tendance à partager le même espace. Et enfin le cas d'autocorrélation zéro se produit lorsque les attributs sont indépendants de l'emplacement géographique.

Les indices d'autocorrélation globale sont destinés à détecter la présence d'une tendance spatiale globale. En général, le calcul de telles statistiques nécessite trois étapes (Pisati, 2012) :

- D'abord calculer le degré de similitude (noté  $\rho_{ij}$ ) entre toutes les combinaisons possibles des différents éléments par rapport à la variable d'intérêt ;
- Ensuite, affecter une pondération à chaque valeur de  $\rho_{ij}$ , selon le degré de proximité  $w_{ij}$  entre les éléments concernés ;
- Enfin, effectuer le rapport entre la somme de tous les  $\rho_{ij}w_{ij}$ , et une constante de proportionnalité.

Plus le nombre de régions géographiquement proches présentant des similitudes par rapport à une variable numérique  $Y$  est élevé, plus la valeur de l'indice global d'autocorrélation est grande (Pisati, 2012). Moran (1950) a développé un indice statistique (indice de Moran ou  $I$  de Moran) qui permet de mesurer l'autocorrélation spatiale. Ses valeurs

s'étendent de -1 (indiquant une dispersion parfaite) à +1 (corrélation parfaite). L'indice de Moran capte le degré de similitude  $\rho_{ij}$  par le produit des écarts à la moyenne  $(y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})$ , avec  $\bar{y}$  la moyenne de la variable observée  $Y$ . Le calcul de l'indice est donné par l'expression suivante :

$$I = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2 \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij}} \quad (7)$$

avec  $w_{ii} = 0$

À côté du I de Moran, il existe aussi d'autres indices de mesure de l'autocorrélation globale, notamment le C de Geary, qui est basé sur le même principe.

Par ailleurs, le diagramme de Moran, proposé par Anselin (1993), est un cadran permettant de visualiser l'autocorrélation spatiale locale et voir la situation des régions. Il vient en complément des tests d'autocorrélation globale en proposant une représentation des types d'associations spatiales locales et permet ainsi de détecter les clubs géographiques.

L'AEDS est effectuée sur les pays de l'Afrique de l'Ouest et les pays périphériques (voir annexe 1). En effet, cette région forme l'un des plus grands sous-ensembles spatiaux du continent africain. Dans cette recherche, pour les besoins de l'analyse exploratoire des disparités spatiales de revenu, nous abordons cette région d'une façon large, à la fois en tant qu'entité politique et géographique, c'est-à-dire comme un groupe d'États qui constituent une « puissance régionale » dont le périmètre politique correspond à la CEDEAO (qui de fait inclut l'espace UEMOA) et dont le périmètre géographique peut s'étendre aux pays périphériques<sup>2</sup>.

<sup>2</sup> Dans notre analyse, un pays est considéré comme périphérique à la région Ouest-africaine si elle partage au moins une frontière avec un pays de cette partie du continent. Ces pays ont été ajoutés

Les données sur les revenus par tête des pays proviennent de la base de données de la banque mondiale, World Development Indicators 2017. Elles ont été collectées sur la période allant de 1990 à 2016 pour les 17 pays étudiés (voir annexe 1).

#### 4. Résultats et interprétations

Afin de garantir la même gravité pour tous les pays dans la modélisation de la matrice de poids, nous optons pour la matrice des  $k$  voisins les plus proches. Comme évoqué précédemment, l'avantage de cette forme matricielle est qu'elle utilise l'information sur les distances physiques entre régions, tout en réduisant la matrice en une forme binaire qui permet le calcul de la plupart des indices. Nous considérons la valeur de  $k$  qui donne les meilleurs résultats, et qui est égale à 6. De plus, cette valeur correspond au nombre de frontières terrestres le plus élevé que comporte un pays de l'Afrique de l'Ouest.

Le tableau 1 (Voir Annexe) fournit les résultats des tests d'autocorrélation spatiale globale des revenus réels par tête (en logarithmes) effectués en coupe transversale sur la période allant de 1990 à 2016.

Pour la période considérée, la statistique I de Moran positive et significative pour l'ensemble des années. Ce résultat est confirmé aussi par la statistique de Geary (voir annexe 2). Ceci démontre l'existence d'une autocorrélation spatiale positive des PIB par tête des pays de l'Afrique de l'Ouest. Les pays présentant des niveaux de revenu similaires ont donc tendance de plus en plus à être concentrés dans l'espace et cela de manière statistiquement significative.

Ce résultat constitue une conséquence économétrique des interdépendances géographiques provenant probablement des

afin de rendre l'analyse plus pertinente et plus robuste.



effets de voisinage. Il montre que les caractéristiques économiques des pays sont liées à leur localisation les uns par rapport aux autres ou encore de leur proximité relative, suggérant une dimension spatiale des externalités de développement. En d'autres termes, ce résultat laisse penser qu'en Afrique de l'Ouest, le processus de développement est structuré spatialement.

Si la statistique I de Moran offre une mesure globale de l'autocorrélation spatiale, elle ne permet cependant pas d'analyser la structure locale de celle-ci. Pour cela, des tests d'autocorrélation locale sont effectués (voir annexe 3). Ces tests apportent quelques informations supplémentaires sur la dynamique des revenus par tête en Afrique de l'Ouest, notamment grâce au diagramme de Moran. Ce dernier est proposé par Anselin (1993) et permet de déterminer les formes d'associations spatiales en fonction du revenu par tête ainsi que leur évolution dans le temps. Le diagramme de Moran propose ainsi une visualisation de l'autocorrélation locale et renseigne sur la situation des pays. Pour chaque point, il met en relation le revenu par tête standardisé et son décalage (ou lag) spatial. Le décalage spatial d'un pays se définit comme la moyenne pondérée des revenus de ses voisins (la pondération est donnée par la matrice de contiguïté binaire des plus proches voisins).

Ainsi, les quatre quadrants du diagramme de Moran donnent une représentation des différents types d'association spatiale locale existant entre un pays et ses voisins. Le quadrant HH (Hight-Hight) indique qu'un pays à revenu élevé est entouré de pays à revenu élevés. De même, le quadrant LL (Low-Low) indique qu'un pays à faible revenu est entouré de pays à faible revenu. Ces deux quadrants représentent une autocorrélation spatiale positive. Ils indiquent un regroupement spatial de pays ayant des niveaux de revenu similaires et correspondent aux clubs de convergence géographique. Les pays ne se trouvant pas dans ces cas de

figure constituent les cas atypiques de localisations qui dévient du schéma global d'autocorrélation spatiale positive. Le tableau 2 (Voir Annexe) résume la répartition des différents types d'association spatiale pour les 17 pays étudiés.

En 1990, le schéma d'association globale est déterminé par 10 pays se situant dans des schémas d'association positive (4 dans le cadran HH et 6 dans le cadran LL). De plus, on remarque qu'entre 1990 et 2016, la proportion de pays appartenant aux quadrants atypiques HL et LH a diminué au profit de celle se trouvant dans les quadrants HH et LL, renforçant ainsi le schéma d'association spatiale dominant (l'autocorrélation positive). Ainsi, en 2016, plus de 75 % des pays sont caractérisés par une association spatiale positive (contre moins de 60 % en 1990). Par contre, seuls 25 % des pays demeurent des localisations atypiques qui dévient du schéma global d'association spatiale (contre 40 % en 1990). Les diagrammes de Moran pour l'année 1990 et 2016 précisent la composition de chaque quadrant.

Note : (\*) La variable  $z$  correspond au logarithme du PIB par tête du pays  $i$ , et la variable  $Wz$  représente le décalage spatial du logarithme du PIB par tête de la région  $i$ .

Pour l'année 1990, le groupe HH est composé du Cameroun, du Ghana, du Nigeria et de la Mauritanie. Ces pays symbolisent une d'association spatiale de pays à revenu élevé (ou club géographique de pays à revenu élevé). De même, le club LL représente une concentration spatiale de pays à revenu faible (ou club géographique de pays à revenu faible) et est composé par les pays suivants : la Gambie, la Guinée, la Guinée Bissau, le Mali, le Liberia et la Sierra Léone. Les autres pays symbolisent le cas des localisations atypiques. Il s'agit notamment du Bénin, du Burkina Faso, du Niger, du Tchad ou encore du Togo qui sont

identifiés comme des pays à faible revenu, mais avec un voisinage relativement riche (ces pays ont comme voisin direct le Nigeria ou encore la Côte d'Ivoire). C'est le cas aussi du Sénégal et de la Côte d'Ivoire, qui sont les deux seuls pays à se situer dans le quadrant HL des pays riches avec un voisinage pauvre.

Le passage à l'année 2016 apporte quelques enseignements sur la dynamique spatiale des revenus par tête. L'entrée du Bénin et du Tchad dans le club HH montre l'exemple de pays bénéficiant, entre autres, d'un environnement spatial favorable et qui finissent par atteindre des niveaux de revenu plus élevés. Le déplacement du Bénin dans le quadrant HH a provoqué en même temps l'apparition de la Côte d'Ivoire de ce quadrant du fait du changement de son environnement spatial, les deux pays étant voisins. Par contre, tous les pays se situant dans le schéma d'autocorrélation spatiale positive inférieure (LL) y sont restés, démontrant ainsi le poids ou le handicap que peut représenter un voisinage moyen et une localisation géographique non stratégique dans la dynamique économique d'un pays ou d'une région. Dans le même ordre d'idée, un pays comme le Sénégal, bien qu'identifié tout au long de l'analyse comme un pays à revenu relativement élevé, mais entouré en moyenne de pays à revenu faible, n'a pas connu une amélioration significative de sa situation économique.

Ainsi, de manière générale, le schéma d'autocorrélation global dominant (autocorrélation positive) a tendance à attirer les pays situés dans une situation atypique (HL et LH symbolisant l'autocorrélation négative) dans l'une ou l'autre de ses deux configurations (HH et LL) et à renforcer l'association globale positive, d'où l'augmentation du I de Moran sur la période. En d'autres termes, les pays dotés d'un environnement spatial dominé par des pays à revenu élevé ont tendance à hisser leur niveau de revenu et

les pays entourés par des pays pauvres risquent de tomber dans des niveaux de revenu bas ou d'y rester. Ce phénomène peut expliquer la persistance des écarts de revenu entre groupes de pays.

Les groupes de richesse sont très marqués, ainsi que les écarts de revenus persistants entre ces derniers (voir annexe 4). Les pays du golfe de Guinée (Côte d'Ivoire, le Ghana, le Bénin, le Nigeria et le Cameroun) apparaissent effectivement comme un bloc d'économies beaucoup plus homogènes, avec des niveaux de revenu plus élevés. Il faut noter que, en plus de leur proximité géographique, ces économies partagent un espace riche en ressources stratégiques (gaz et pétrole). D'ailleurs, le golfe de Guinée est la première région pétrolière d'Afrique, avec un des plus grands gisements offshore du monde (près de 24 milliards de barils de réserves, soit 4,5 % des réserves mondiales de pétrole). En 2012, la production globale de pétrole s'établit à 5 millions de barils par jour dans le golfe, exportée principalement vers les États-Unis, l'Europe, l'Inde, et la Chine (dont 30 % des importations totales de pétrole viennent du golfe de Guinée). De plus, cette zone est caractérisée par une forte empreinte nigériane, avec des réseaux marchands transfrontaliers très denses (Igué, 2002) : Haoussa-Kanuri avec des ramifications au Tchad, Niger et Cameroun ; Ibo implantés au Bénin et au Cameroun ; Yoruba au Bénin et au Niger. La Côte d'Ivoire est quant à elle au centre du phénomène de migration avec notamment le Burkina et le Togo.

De même, la Guinée, la Guinée Bissau, le Liberia, la Sierra Leone et le Mali forment aussi un autre bloc de pays sahélien relativement pauvres et ayant pour la plupart un contact avec le Sahara (avec le Sénégal dans le rôle de l'intrus). Ces pays recouvrent l'espace de la Ségambie, avec l'Islam et la culture du riz comme éléments d'unicité, en plus des réseaux linguistiques de Peul, Dioula, Maure ou encore Wolof. Ce bloc de pays reste



toutefois assez hétérogène, de par les économies qui le composent, leur géographie, et leurs dotations en ressources. Le Sénégal et le Mali sont des pays plutôt sahéliens et pauvres en ressources, tout le contraire de la Guinée, du Liberia ou de la Sierra Leone qui disposent de richesses relativement importantes et d'un climat plus tropical. De même, certains pays comme la Mali et le Niger ne disposent pas d'accès à la mer. L'économie de ces pays étant encore très fortement liée aux ressources naturelles, l'accès à ces derniers peut être une explication à la connotation spatiale du développement relevée par les niveaux de revenu par tête. En effet, la localisation géographique est déterminante à la fois en termes de voisinage, mais aussi en termes d'accès aux ressources stratégiques du sol. Un autre résultat important est que la constitution des groupes de revenu ne reflète pas la cartographie des zones d'intégration (CER). Ils se forment indépendamment des frontières normatives d'intégration, plus précisément en fonction de la localisation géographique et la proximité relative des pays, ce qui conforte la loi géographique.

### CONCLUSION

Cette recherche expose la méthodologie de l'analyse exploratoire des données spatiales (AEDS), appliquée au revenu par tête des pays de l'Afrique de l'Ouest et sa périphérie. Le calcul des indices spatiaux à travers l'analyse exploratoire a permis de valider l'hypothèse centrale d'autocorrélation spatiale des revenus. Cette configuration de l'espace économique peut être le fait d'interdépendances géographiques (par exemple des externalités de croissance) issues des effets de voisinage entre pays. Elle peut aussi s'expliquer par la position relative des pays par rapport aux ressources naturelles. Dans tous les cas, cela démontre l'importance de la localisation géographique dans les

performances économiques des pays. L'examen des diagrammes de Moran confirme ces schémas spatiaux des économies et renseigne sur l'importance du rôle de la localisation sur la dynamique économique des pays de cette région d'Afrique.

L'existence de dépendance spatiale des revenus constitue un premier signe distinctif permettant de lier les performances économiques des pays à leur position géographique. Il constitue en même temps une explication supplémentaire à la persistance des inégalités de revenu entre pays. Les conditions initiales, notamment la localisation géographique par rapport aux ressources, mais aussi par rapport aux autres pays, peuvent influencer sur les résultats économiques des pays ou des régions.

Ces résultats suggèrent le renforcement de la coopération entre les pays relativement proches, surtout en ce qui concerne les ressources stratégiques et de manière générale les secteurs où chacun présente des avantages comparatifs. Les plus proches voisins interagissant forcément, il vaudrait mieux, pour les pays, tirer profit au maximum de l'interdépendance entre les territoires. Ainsi, la proximité, en minimisant les coûts physiques de transaction, doit être le premier vecteur d'intégration et de coopération économique.

### BIBLIOGRAPHIE

- Abreu M., Groot H., and R. Florax (2005). Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods. *Région et Développement*, 2005, vol. 21, 13-44.
- Anselin L. (1993). The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association. Paper presented at the GISDATA Specialist Meeting on GIS and Spatial Analysis, Amsterdam.

- Bonnefond C. (2013). *L'analyse des inégalités sociales et spatiales dans le processus d'émergence de la chine*. Thèse de Doctorat, Université Montesquieu – Bordeaux IV.
- Cliff A.D., et J.K. Ord (1973). *Spatial Autocorrelation*. Pion, London.
- Cliff A.D., et J.K. Ord (1981). *Spatial Processes : Models and Applications*. Pion, London.
- Cliff A.D., P. Haggett, J.K. Ord, K.A. Bassett, et R.B. Davies (1975). *Elements of Spatial Structure*. Cambridge University Press.
- Diamond J. (1997). *Guns, Germs and Steel: The Fates of Human Societies*. New York, NY: W.W. Norton & Co. Grossman et Helpman, 1991 ;
- Getis A., et B. Boots (1978). *Models of Spatial Processes*. Cambridge University Press.
- Goodchild M. F. (1986). *Spatial Autocorrelation*. Hutchins C Sons, Norwich. Published by Geo Books.
- Haggett P., A.D. Cliff et A. Frey (1977). *Locational Analysis in Human Geography*. (2nd edition, 2 volumes) Arnold, London.
- Haining, R., Wise, S. et J. Ma (1998). Exploratory spatial data analysis in a geographic information system environment. *The Statistician* n°47, pp 45-469.
- Igué J. (2002). Les dynamiques régionales en Afrique de l'Ouest. In *Pour une meilleure approche régionale en Afrique de l'Ouest*, Actes de l'événement spécial du Club du Sahel et de l'Afrique de l'Ouest, Accra (Ghana), 20-21 mai 2002, pp.59-71. Le Gallo, 2002).
- Lucas R.E. (1988). On the mechanisms of economic development. *Journal of Monetary Economics* n°22: pp. 3-42.
- Mankiw et al., (1992),
- Ortega F., et G. Peri (2014). Openness and income: The roles of trade and migration. *Journal of International Economics* 92, pp. 231–251.
- Pisati, M. (2012). Exploratory spatial data analysis using Stata. German Stata Users Group meeting, WZB Social Science Research Center, Berlin.
- Ripley B.D. (1981). *Spatial Statistics*. Wiley, New York.
- Romer P. (1990). *Endogenous Technical Change*. *Journal of Political Economy*, vol 9X, n°05, 2ème partie, pp. 71-102.
- Sach J. (2001). *Tropical Underdevelopment*. NBER Working paper 8119, Cambridge, Massachusetts.
- Tobler W. (1979). Cellular geography. In S. Gale et G. Olsson (Eds), *Philosophy in Geography*, 379-386, Reidel, Dordrecht.
- Upton G.J.G., et B. Fingleton (1985). *Spatial Data Analysis by Example*. Volume I : Point Pattern and Quantitative Data. Wiley, Toronto.

## ANNEXE

**TABLEAU 1 – Mesure de l'autocorrélation spatiale globale du logarithme des revenus par tête réels : test de Moran.**

Variables : (Ipib)

<b>I de Moran</b>			
Années	I	p-value	
1990	<b>0.127*</b>	<b>0.062</b>	
1995	<b>0.087*</b>	<b>0.098</b>	
2000	<b>0.130*</b>	<b>0.061</b>	
2005	<b>0.200**</b>	<b>0.017</b>	
2010	<b>0,193**</b>	<b>0,018</b>	
2012	<b>0.200**</b>	<b>0.016</b>	
2014	<b>0,206**</b>	<b>0.014</b>	
2016	<b>0.210**</b>	<b>0,014</b>	

Notre : \*\*\* significatif au seuil de 1% ; \*\* au seuil de 5% ; \* au seuil de 10%.

**Source** : Calcul de l'auteur.

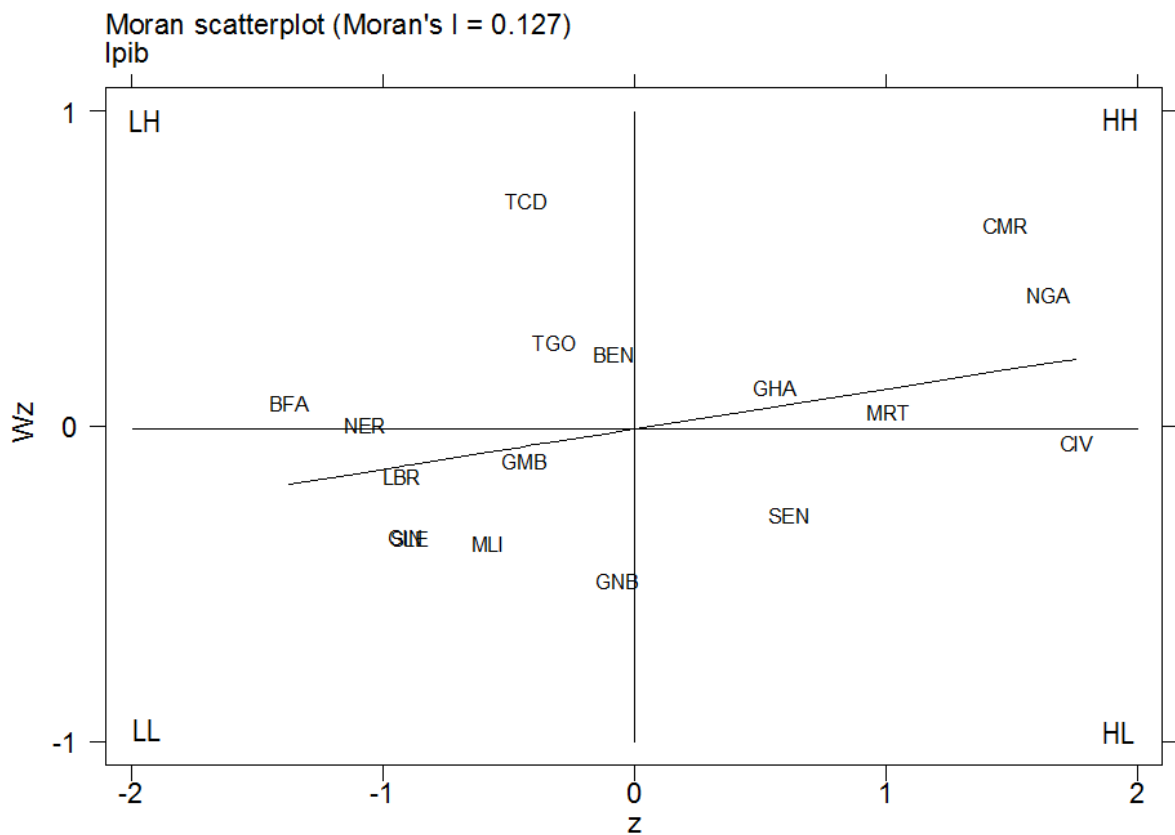
**TABLEAU 2 – Répartition des différents types d'association spatiale dans le diagramme de Moran en 1990 et 2016.**

Année	Quadrant HH	Quadrant LL	Quadrant HL	Quadrant LH
<b>1990</b>	4 (23,53 %)	6 (35,29 %)	2 (11,77 %)	5 (29,41 %)
<b>2016</b>	7 (41,18 %)	6 (35,29 %)	1 (5,88 %)	3 (17,65 %)

**Source** : Calculs de l'auteur.

Note : (\*) Le pourcentage de pays situés dans chaque quadrant est indiqué entre parenthèses.

**FIGURE 1 – Diagramme de Moran\*, PIB réel par tête (en logarithme) pour l'année 1990<sup>3</sup>.**

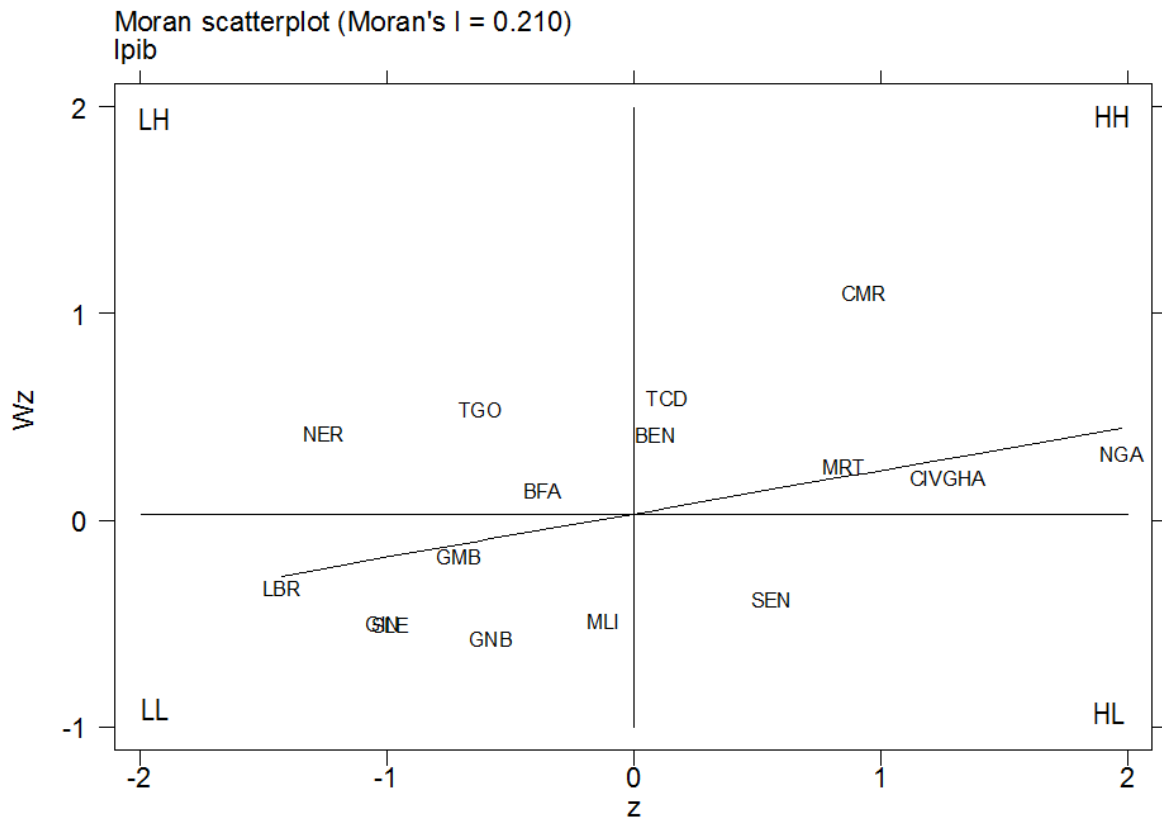


**Source :** Calcul de l'auteur.

Note : (\*) La variable  $z$  correspond au logarithme du PIB par tête du pays  $i$ , et la variable  $Wz$  représente le décalage spatial du logarithme du PIB par tête de la région  $i$ .

<sup>3</sup> Voir annexe 1 pour les labels des pays.

**FIGURE 2 – Diagramme de Moran, PIB réel par tête (en logarithme) pour l’année 2016.**



Source : Calcul de l’auteur.

**Annexe 1 : Liste des pays**

<b>Pays</b>	<b>Code pays</b>
Bénin	BEN
Burkina	BFA
Côte d'Ivoire	CIV
Gambie	GMB
Ghana	GHA
Guinée	GIN
Guinée Bissau	GNB
Liberia	LBR
Mali	MLI
Niger	NER
Nigeria	NGA
Sénégal	SEN
Sierra Leone	SLE
Togo	TGO
Cameroun	CMR
Mauritanie	MRT
Tchad	TCD

**Source :** Auteur.



<b><u>Annexe 2 – Mesure de l'autocorrélation spatiale globale des revenus par tête réels : test de Geary</u></b>					
Weights matrix					
Name: <b>Ws</b>					
Type: Imported (binary)					
Row-standardized: <b>Yes</b>					
Variables : ( <b>lpib</b> )					
<b>Geary's c</b>					
Years	c	E(I)		z	p-value
1990	0.845	1.000		-1.229	0.109
1995	0.841	1.000		-1.188	0.117
2000	0.838	1.000		-1.297	0.097
2005	0.794	1.000		-1.635	0.051
2010	0.822	1.000		-0.128	0.081
2012	0.816	1.000		-1.440	0.075
2014	0.809	1.000		-1.500	0.067
2016	0.796	1.000		61.614	0.053
<b>Source</b> : Calcul de l'auteur					

**Annexe 3 : Mesure de l'autocorrélation locale (année 2016)**

Name: Ws

Type: Imported (binary)

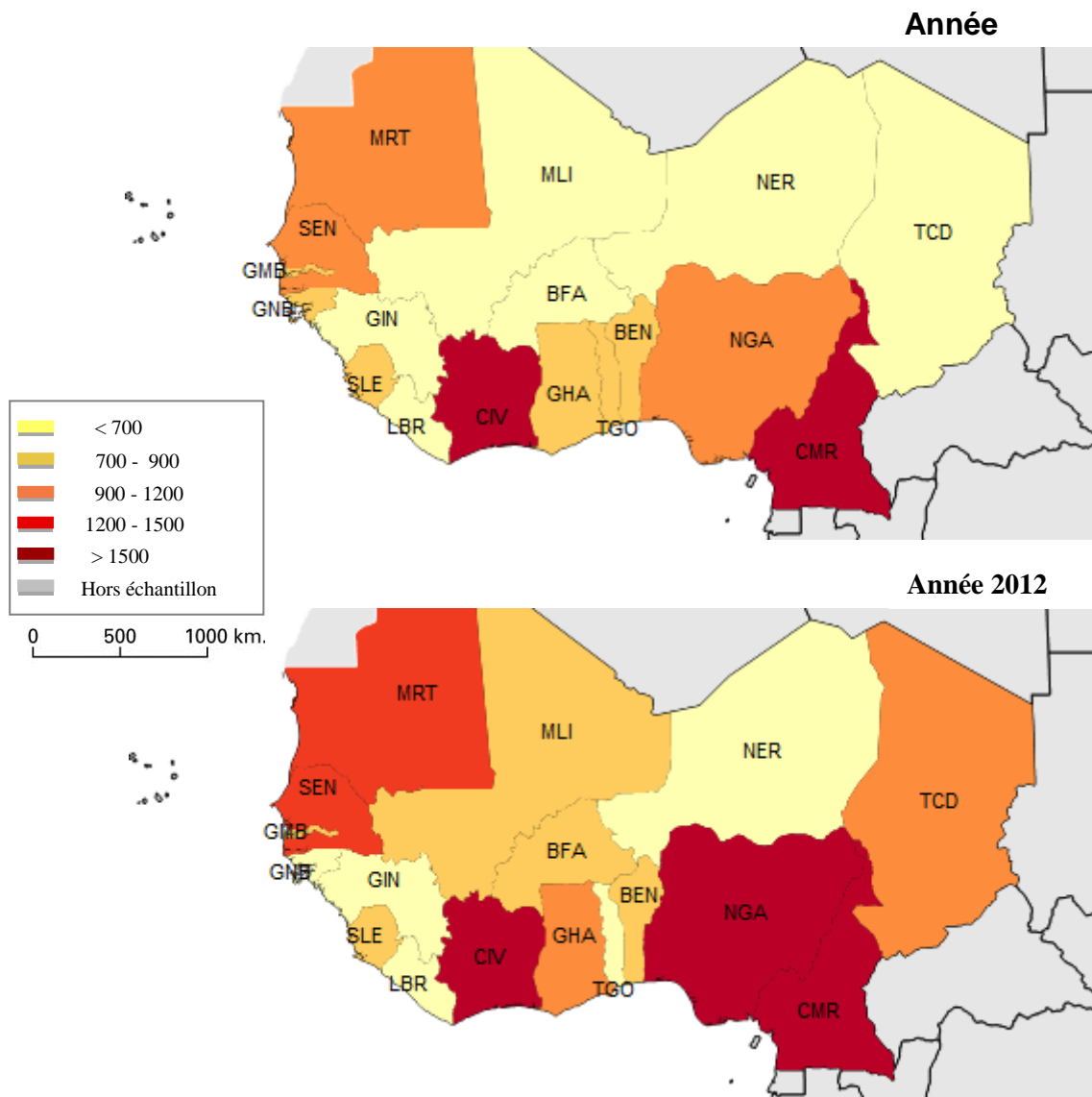
Row-standardized: Yes

Moran's Ii (lpib)

pays	Ii	E(Ii)	sd(Ii)	z	p-value*
BEN	0.036	-0.063	0.327	0.300	0.382
BFA	-0.040	-0.063	0.327	0.069	0.473
CIV	0.207	-0.063	0.327	0.823	0.205
GMB	0.159	-0.063	0.327	0.678	0.249
GHA	0.237	-0.063	0.327	0.915	0.180
GIN	0.583	-0.063	0.327	1.972	0.024
GNB	0.376	-0.063	0.327	1.342	0.090
LBR	0.558	-0.063	0.327	1.897	0.029
MLI	0.068	-0.063	0.327	0.399	0.345
NER	-0.510	-0.063	0.327	-1.369	0.085
NGA	0.583	-0.063	0.327	1.973	0.024
SEN	-0.250	-0.063	0.327	-0.574	0.283
SLE	0.570	-0.063	0.327	1.933	0.027
TGO	-0.325	-0.063	0.327	-0.803	0.211
CMR	1.049	-0.063	0.661	1.683	0.046
MRT	0.198	-0.063	0.661	0.395	0.347
TCD	0.079	-0.063	0.521	0.272	0.393

**Source :** Calcul de l'auteur

**Annexe 4 – Répartition spatiale des revenus par tête entre 1990 et 2012.**



Source : Auteur, données WDI 2017.