

Désiré DRABO

Email : desidrabo@gmail.com

Institut Universitaire de Formations Initiale et Continue (IUFIC), Université Thomas SANKARA

Gnanderman SIRPE

Email : gsirpe@yahoo.fr

Département d'économie,
Université Aube Nouvelle,

Convergence conditionnelle des économies de la CEDEAO et interactions géographiques

Résumé : L'objectif de cette recherche est d'examiner la β -convergence conditionnelle des économies de la CEDEAO en présence d'interactions géographiques. Pour atteindre cet objectif, un modèle temporel simple et un modèle autorégressif spatial ont été utilisés. Il ressort des résultats qu'un processus de convergence conditionnelle existe dans le zone CEDEAO. Le coefficient de convergence β passe de -0,013 en dynamique simple à -0,016 en dynamique spatiale. Toutefois, la demi-vie est plus longue en dynamique temporelle simple qu'en dynamique spatiale. Les disparités spatiales affectent donc le processus de convergence entre les pays de l'espace CEDEAO. En termes d'implications de politiques, au regard de l'impact de la diffusion spatiale du PIB par tête d'une économie de la CEDEAO sur le revenu par habitant de ses plus proches voisins, une meilleure ouverture des économies permettrait d'améliorer les conditions de vie des populations.

Mots-clés : Intégration économique - Convergence conditionnelle – CEDEAO - interactions géographiques.

Conditional convergence of ECOWAS economies and geographical interactions

Summary: The objective of this research is to examine the conditional β -convergence of ECOWAS economies in the presence of geographical interactions. To achieve this objective, a simple temporal model and a spatial autoregressive model were used. The results show that a process of conditional convergence exists in the ECOWAS zone. The convergence coefficient β increases from -0.013 in simple dynamics to -0.016 in spatial dynamics. However, the half-life is longer in simple temporal dynamics than in spatial dynamics. Spatial disparities therefore affect the convergence process between ECOWAS countries. In terms of policy implications, given the impact of the spatial distribution of GDP per capita of an ECOWAS economy on the per capita income of its closest neighbours, a greater opening up of economies would improve living conditions for the population.

Keywords: Economic integration - Conditional convergence – ECOWAS - Geographical interactions.

JEL Classification : F15 - O47 - R12.

Received for publication: 20221007.

Final revision accepted for publication: 20230630

1. Introduction

Le concept de convergence est de plus en plus utilisé pour analyser le processus de rapprochement d'un groupe de pays, à la faveur des expériences d'intégration économique et monétaire. En effet, du point de vue de la théorie économique, la question de la convergence des économies se pose lorsqu'un groupe de pays envisage de mettre en œuvre des politiques économiques et monétaires communes. La formation d'une zone d'intégration et les attentes de gains croissants sont un processus de long terme (Yilmaz, 2022), par conséquent, l'absence de convergence justifierait le besoin de politiques proactives pour promouvoir la croissance et réduire les inégalités de revenus (Alesina et al., 2005 ; Spolaore et Wacziarg, 2005 ; Te Velde, 2011). La motivation de créer une zone monétaire ou une union douanière en vue de faciliter et accroître les échanges entre les Etats membres nécessite la convergence entre ceux-ci (Kouadio, 2008). L'intégration économique étant un processus (Balassa, 1961), dans l'espace CEDEAO, l'entrée en vigueur du tarif extérieur commun (TEC) depuis le 1^{er} janvier 2015, affiche la volonté des pays de l'espace d'approfondir l'intégration. L'union douanière devrait entraîner plus de création de commerce que de détournement de trafic (Viner, 1950).

Par ailleurs, la volonté de la sous-région de mettre en place une monnaie communautaire, nécessiterait une réduction des écarts de performance économique entre les pays de l'espace d'une part, et du bien-être des populations d'autre part. La convergence des économies est par conséquent une condition nécessaire pour le succès d'une zone d'intégration économique (Stocia et al., 2019 ; Glodowska et Pera, 2019) et son analyse permet de montrer l'impact d'une intégration économique plus profonde (Nagy et Siljak, 2022).

Cette convergence passe par le respect des critères de convergence, vue comme une condition sine qua non pour le succès de toute zone. S'ils sont rigoureusement respectés, le processus d'intégration devrait conduire à la création d'une monnaie unique, à la stimulation les échanges intracommunautaires, à l'amélioration de la croissance des économies de la zone, voire mettre les économies sous régionales sur le sentier de la convergence. Autrement dit, l'on assisterait à une tendance à l'égalisation à long terme du taux de croissance du PIB par tête des pays membres de la région (Te Velde, 2011 ; Sperlich et Sperlich, 2012). S'agissant spécifiquement de la convergence conditionnelle ou relative, développée par Barro et Sala-i-Martin (1992) ; Mankiw et al. (1992), elle est une convergence réelle obtenue en tenant compte (ou conditionnellement) de certaines caractéristiques structurelles, soit un processus de rapprochement dans le temps des niveaux de richesse des économies ayant les mêmes caractéristiques structurelles (Gbetnkom, 2009).

Dans la littérature économique, plusieurs facteurs expliquent ce processus de rattrapage des pays riches par les pays pauvres de la région. Il s'agit essentiellement du rôle déterminant du transfert de la technologie de production dans les autres pays membres de la zone (Kutan et Yigit, 2007). C'est dans ce sens que Milanovic (2006) ; Baier et Bergstrand (2009), affirment que l'ouverture des économies est fondamentale pour tout processus de convergence. L'un des principaux arguments en faveur de l'économie de l'intégration est cela, en plus du fait qu'elle améliore les revenus de tous les participants,

elle aide les plus pauvres proportionnellement plus. C'est le point de vue qui a d'ailleurs inspiré une grande partie de la littérature récente sur la convergence des revenus (Milanovic, 2006). Le processus de rattrapage des économies riches par les économies pauvres prédict par le modèle de Solow (1956) suppose une croissance plus forte des économies pauvres tout en maintenant l'hypothèse d'indépendance des économies. Cette conception solowienne ignore le fait que les facteurs explicatifs de la croissance économique ont aussi une dimension géographique ou spatiale. Une manière de prendre en compte le rôle de l'espace dans l'analyse de la convergence, est de considérer l'autocorrélation spatiale (Cliff et Ord, 1981 ; Upton et Fingleton, 1985). Cette considération s'expliquerait par le fait que la répartition géographique des phénomènes de croissance à l'échelle régionale est rarement aléatoire. En effet, les relations commerciales, la mobilité des facteurs de production ainsi que les effets de diffusion technologiques qui affectent la croissance économique et le développement des économies ont une dimension géographique (Timiryanova et al., 2022). C'est dans ce sens que Krugman (1991) montrait que l'organisation géographique des activités économiques est marquée par de très fortes disparités en termes de densité spatiale.

Ainsi, la position géographique d'un pays influe fortement sur sa performance économique et sur celle des autres (Anselin et al., 1996). Le facteur déterminant les revenus élevés par habitant peut être dû à des revenus également élevés dans les territoires voisins (Timiryanova, et al., 2022). Le facteur géographique semble être un déterminant fondamental dans l'explication de la persistance des inégalités de croissance économique mondiale en général et intra régionale en particulier. 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 (Diandy, 2017). La prise en compte de l'espace dans la compréhension des inégalités constitue une nouvelle approche exploratoire. Beaucoup d'analyses attribuent un rôle dominant à la géographie et notamment à l'accès aux ressources naturelles (Sachs, 2001 ; Diandy, 2017 ; Timiryanova et al., 2022). Dans la même lancée, Ortega et Peri (2014) reconnaissent que l'emplacement géographique d'un pays peut avoir un effet direct sur le revenu par habitant. La mesure des inégalités de revenu est donc sensible au choix de l'échelle géographique (Khan et Siddique, 2021). La prise en compte de l'espace dans l'analyse de la croissance dans la CEDEAO aboutirait ainsi à des résultats plus robustes. Il est donc bienséant d'analyser l'influence de l'espace ou de la géographie sur la convergence conditionnelle des économies de la CEDEAO.

En Afrique de l'Ouest, en 2017, le Nigeria représente 18% de la superficie de la zone, avec une population estimée à environ 52% de la population totale et fournit 66% du PIB sous régional. La Côte d'Ivoire, le Ghana et le Sénégal fournissaient respectivement 7%, 10% et 4% du PIB de la zone d'intégration, avec respectivement 6%, 5% et 4% de la superficie totale. Ces 4 pays occupent 33% de la superficie sous régionale, avec 71% de la population de la CEDEAO, mais créaient plus de 87% de la richesse sous régionale (CNUCED, 2018). Une analyse de la répartition de la richesse nationale par tête, montre par exemple, en 2017 que le PIB par habitant du Nigéria (5338 dollars US) vaut environ 6 fois le PIB par tête du Niger (926 dollars US) et 7 fois celui du Liberia (753 dollars US).

En considérant, l'Indicateur de Développement Humain (IDH) dans la CEDEAO, il ressort une disparité profonde entre les pays. Ainsi, seuls le Ghana et le Cap Vert ne sont comptabilisés dans le groupe de pays à IDH faible (PNUD, 2018). Une analyse plus approfondie de l'IDH, montre une similitude en fonction des caractéristiques des pays. Les pays sahéliens de l'espace présentent des indicateurs semblables. En 2017, le Burkina Faso, le Niger et le Mali, présentent un IDH de 0,423, 0,354 et 0,427, respectivement. Si l'on jette un regard sur l'indicateur des pays ayant accès à la mer, le Benin, le Togo, le Nigéria et le Sénégal présentent respectivement, 0,515, 0,503, 0,532 et 0,505 comme IDH (PNUD, 2018).

Dès lors, les positions géographiques des pays peuvent être considérées comme un déterminant de la croissance des économies et du bien-être (Fujita et Thisse, 2002 ; Baldwin et Martin, 2004 ; Brülhart et Spergami, 2009). Les économies de l'Afrique de l'Ouest dépendent fortement de l'agriculture. Pourtant, les rendements agricoles dépendent en général de la richesse des sols et du climat (Heckelman, 2013). La dotation en ressources naturelles (sols riches) et le climat sont déterminés par la position géographique des pays. Ainsi, le facteur géographique et le climat influent largement sur les niveaux de revenu et la croissance économique des pays à travers les productivités agricoles (Niang, 2013 ; Bah et Jobert, 2015). L'agglomération spatiale peut donc être l'un des moteurs de la croissance (Baldwin et Martin, 2004), voire la convergence entre les économies (Brülhart et Spergami, 2009 ; Bourdin, 2013). Donc, la non prise en compte de l'autocorrélation spatiale alors qu'elle est présente, produit des estimateurs inefficients (Anselin, 1988 ; Cressie, 1993).

La question qui se dégage de cette problématique est la suivante : quelle est l'influence des interactions géographiques sur la β -convergence conditionnelle des économies de la CEDEAO ? L'objectif de cette recherche est d'examiner la β -convergence conditionnelle des économies de la CEDEAO en présence d'interactions géographiques. Comme réponse anticipée à notre question de recherche, les interactions géographiques accélèrent la β -convergence conditionnelle des économies de la CEDEAO. Pour atteindre l'objectif de cette recherche, un modèle temporel simple et un modèle autorégressif spatial ont été utilisés. La suite de ce travail est organisée en trois (03) sections. La section 2 aborde la revue de la littérature, la section 3 présente la méthodologie utilisée et la section 4 s'attèle à l'analyse et la discussion des résultats. La section 5 conclut.

2. Fondements empiriques sur la convergence des économies

Les études empiriques sur la convergence économique ont connu un grand essor et présentent souvent des résultats contradictoires. Toutefois, l'origine de la sensibilité de ces résultats peut être recherchée dans les différences entre les conceptions de la convergence et donc entre les méthodologies inhérentes à chacune de ces approches.

Dans le continent européen, Bourdin (2013), met l'accent sur l'approche géographique de la convergence. La croissance accélérée de certaines zones s'expliquerait d'abord par leur localisation, ensuite par leur histoire et surtout la langue parlée, et enfin par leur dotation en équipements. L'hétérogénéité de l'espace géographique apparaît alors

comme un élément explicatif et constitutif des disparités régionales de développement mis en évidence notamment par l'ouverture du pays. Yilmaz (2022) dans une étude menée dans la même zone trouve une convergence réelle après 2000. Il trouve par ailleurs une divergence en période de crise. Nagy et Sijak (2022) aboutissent à une convergence dans la zone, avec un taux de convergence conditionnel plus élevé que le taux absolu. Par contre, Stocia et al. (2019) aboutissent à un affaiblissement du processus de convergence au niveau de l'union européenne, en particulier au niveau des nouveaux États membres de l'union.

Dufrénot et al. (2011) portent leur intérêt sur 98 pays en développement de l'Afrique, de l'Asie et de l'Amérique Latine. Pour les pays les plus riches, les auteurs parviennent à démontrer l'existence d'une convergence conditionnelle, alors que pour le groupe des autres pays, la convergence absolue est mise en lumière. Sperlich et Sperlich (2012) portent leur regard sur trois régions du monde à savoir l'Amérique Latine, de l'Asie du Sud-Est et de l'Afrique. Ils montrent que dans toutes les régions, l'adhésion à des accords Sud-Sud montre en effet un impact positif sur la convergence réelle des revenus.

Dans le cas des études réalisées sur le continent africain, Bah et Jobert (2015) ont analysé le processus de convergence de cinquante pays africains sur la période 1980-2010. Les résultats montrent le rôle moteur des ressources naturelles dans la convergence des pays africains. Djennas et Ferouani (2014), ont également étudié la convergence des revenus en Afrique. En s'appuyant sur un échantillon de 52 pays, couvrant la période 1980-2011, ces auteurs montrent une faible convergence des économies. Ghura et Hadjimichael (1996), dans une étude sur 29 pays de l'Afrique au sud du Sahara sur la période 1981-1992, ont montré qu'il y a une convergence conditionnelle du revenu par unité de capital.

Dramani (2010) montrent que le processus de convergence n'a pas été uniforme dans la zone franc. En effet, le processus a été davantage mis en avant dans l'UEMOA que dans la zone CEMAC. Une approche plus fine, utilisant des similitudes liées aux facteurs de production et aux avantages naturels, a révélé une convergence liée à la période dans les pays producteurs de coton, de café et les pays côtiers. Dans la même zone, Niang (2013) a mis en évidence les traits majeurs des politiques d'intégration dans le cadre d'une union monétaire. Les applications menées sur les pays africains de la zone CFA, et à titre de comparaison avec les pays de l'OCDE, invalide l'hypothèse de β -convergence pour les pays africains. Charles et al. (2012), ont mené une analyse sur l'espace COMESA sur un échantillon de 20 pays, pour la période 1950-2003. Il ressort de l'étude, la formation de deux clubs de convergence. Le premier club est formé par les pays les plus développés de et le deuxième est formé par les pays les moins développés.

Dans le contexte spécifique ouest-africain, Aghion et al. (2005) ; Diagne et Niang (2012) parviennent à la conclusion que la contrainte de crédit réduit la capacité des économies de l'UEMOA à bénéficier pleinement du transfert de technologie et les éloignent de la frontière de croissance en ralentissant considérablement leur vitesse de convergence. Dans la même zone, Combey et Mally (2010) montrent que l'hypothèse de convergence conditionnelle ne peut être rejetée. Wetta et Yerbanga (2012), en vue d'analyser la convergence réelle et absolue au sein de l'UEMOA sur la période 1980-2008, identifient à l'aide de la méthode d'estimation bayésienne une faible convergence absolue. Quant à Chasse (2012), son analyse dans l'espace UEMOA sur la période 1970-2005, met en

évidence la présence de convergence structurelle et réelle sur certaines sous périodes. S'agissant de la CEDEAO, Jones (2002) analysant la convergence réelle absolue, trouve que les économies convergent entre elles suivant le concept de β -convergence inconditionnelle. Par contre, Diop (2002), focalisant son étude sur la période 1975-2001, aboutit à une absence de convergence réelle. A l'instar de Diop (2002), s'intéressant à l'analyse de la β -convergence dans CEDEAO, Dufrénot et Sanon (2005), aboutissent à une divergence des économies.

Notre recherche se démarque des précédentes en prenant en compte la dimension géographique.

3. Méthodologie d'analyse en présence d'interactions géographiques

Cette section présente d'abord la méthodologie d'analyse des données spatiales, ensuite elle aborde l'autocorrélation spatiale en lien avec le modèle de convergence conditionnelle en dynamique spatiale, et enfin présente la source des données.

3.1. Méthodologie d'analyse des données spatiales

Les méthodes permettant de visualiser et d'identifier les distributions spatiales sont réunies sous le vocable d'analyses exploratoires des données spatiales. L'application de ces méthodes aboutit à la détection de l'autocorrélation spatiale locale ou globale.

3.1.1. Matrice de pondération et variables spatiales

Les méthodes économétriques spatiales et l'analyse de l'autocorrélation spatiale reposent en grande partie sur la construction d'une matrice de pondérations permettant d'exprimer les relations de proximité existant entre les observations. Ainsi, la spatialité prend tout son sens dans l'expression des relations de proximité exprimées par le biais des poids accordés aux différents voisins spatiaux. Le rôle des pondérations est alors de tenir compte de la localisation relative des observations et du fait que la proximité peut influencer les comportements et résultats observés (Dubé et Devaux, 2014 ; Zallé, 2017).

Le degré de proximité spatiale entre des objets géographiquement localisés est obtenu grâce à la représentation d'une matrice carrée appelée matrice de poids ou encore matrice de pondération spatiale. Notons w cette matrice, les éléments (i, j) de la matrice encore appelés coefficients de pondération W_{ij} mesure le degré de proximité spatiale entre deux éléments i et j (Floch et Le Saout, 2016). Une fois que la matrice de poids est définie, la variable décalée permet de relier une observation de la variable aléatoire associée à l'économie i donnée aux observations de son voisinage.

La matrice de contiguïté simple binaire, dont les composantes prennent la valeur 1 lorsque les régions partagent une frontière commune et 0 sinon peut être utilisée (Diandy, 2017). Toutefois, l'utilisation de cette matrice est conditionnée par l'opacité des pays de zone. Pourtant, notre échantillon d'étude contient un pays isolé (Cap Vert) des 14 autres. Des matrices tenant compte de la distance-temps (Virol, 2006) ou de l'accessibilité par

la route (Toral, 2002 ; Dall'Erba, 2005) auraient été idéales, mais elles ne sont pas à notre portée. L'alternative qui s'offre à nous est la matrice de la distance des k plus proches voisins.

L'idée qui sous-tend l'utilisation de cette matrice est que les effets spillover ou de diffusion spatiale peuvent s'observer du voisin immédiat jusqu'au partenaire se situant à une certaine distance (Bourdin, 2013), mais à partir d'un certain seuil de distance, les interactions spatiales deviennent négligeables, voire s'annuler (Abreu et al., 2005 ; Bonnefond, 2013). En s'appuyant sur les travaux de Le Gallo (2002) ; Diandy (2017) et Nacer (2019), cette recherche retient la matrice des k plus proches voisins pour l'analyse de l'interaction spatiale. Cette matrice a pour avantage de combler la non opacité des pays de la zone, en permettant ainsi la prise en compte du Cap Vert dans notre échantillon. Dans le cadre de cette recherche, la matrice des six (06) plus proches voisins est retenue. Ce choix se justifie par le fait que le nombre de frontières terrestres le plus élevé que comporte un pays de la CEDEAO est de six. Par conséquent, cette valeur de k (06) est susceptible de donner de meilleurs résultats.

3.1.2. Autocorrélation globale

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 (Sachs, 2001 ; Ortega et Peri, 2014 ; Diandy, 2017). Les indices d'autocorrélation globale sont destinés à détecter la présence d'une tendance spatiale globale et la statistique de Moran (1948) est l'outil approprié.

Les valeurs de la statistique de Moran s'étendent de -1 à +1. La borne inférieure indique une dispersion parfaite tandis que la borne supérieure affiche une parfaite corrélation. La statistique globale de Moran (1948), notée I utilisée pour détecter l'autocorrélation spatiale présente dans les séries quantitatives est donnée par :

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

Avec N le nombre de pays constituant l'échantillon étudié, \bar{y} la moyenne de la variable observée y et w_{ij} les éléments constitutifs de la matrice de poids. Chaque élément w_{ij} de la matrice représente la manière dont les régions i et j sont connectées spatialement. Sous l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation spatiale globale, l'espérance mathématique de l'indice de Moran s'écrit comme suit : $E(I) = -\frac{1}{N-1}$ (2)

En absence d'autocorrélation spatiale globale, la valeur de l'espérance mathématique $E(I) = I$. Si $E(I) \prec I$, alors nous sommes en présence d'autocorrélation spatiale positive. Par contre, si $E(I) \succ I$, l'autocorrélation spatiale négative est détectée.

3.1.3. Autocorrélation locale

L'indice local d'autocorrélation spatiale permet d'apprécier les concentrations de valeurs élevées ou faibles de la variable aléatoire et, d'identifier la région qui contribue plus à l'autocorrélation et les localisations atypiques. Le diagramme de Moran est généralement utilisé pour son analyse (Anselin, 1995).

Si l'on suppose une relation de type $Wz = \beta z + \varepsilon$ (3) ; avec ε le résidu. En utilisant l'estimateur des moindres carrés ordinaires, le paramètre $\hat{\beta}$ est équivalent à la formule de l'indice de Moran (1948). Ainsi le diagramme de Moran met en évidence la relation entre Wz et z . Construit sur un repère orthonormé, le diagramme de Moran (1948) comporte sur l'axe des abscisses la variable z et en ordonnée la variable décalée spatiale Wz . Les quatre (04) quadrants du repère affiche les quatre (04) types d'association spatiale locale entre une région et ses voisines. Ces associations spatiales peuvent être regroupées en deux (02) groupes à savoir les formes positives et négatives d'autocorrélation spatiale.

Considérant les formes positives d'autocorrélation, il ressort deux types d'associations locales. Il s'agit premièrement de type « HH » (High-High), apparaissant dans la partie supérieure du quadrant droit du repère orthonormé, où la région i associée à une valeur élevée est entourée de régions associées à des valeurs élevées. Le deuxième type est la localisation de type « BB » (Low-Low), où la région i associée à une faible valeur est entourée de régions associées à de faibles valeurs. Ce type de localisation apparaît dans la partie inférieure du quadrant gauche du repère orthonormé.

S'agissant des formes négatives d'autocorrélation spatiale, deux types d'associations locales se forment également. Il s'agit premièrement du type « HB » (High-Low), apparaissant dans la partie inférieure du quadrant droit du repère, où la région i associée à une valeur élevée est entourée de régions associées à des valeurs faibles (lots de richesse). Le deuxième type est la forme « BH » (Low-High), où la région i associée à une faible valeur est entourée de régions à valeurs élevées (moutons noirs). Ce type de localisation apparaît dans la partie supérieure du quadrant gauche du repère.

3.2. Autocorrélation spatiale et modèle de la convergence conditionnelle en dynamique spatiale

La sous-section présente d'une part l'autocorrélation spatiale en lien avec les modèles économétriques et d'autre par le modèle de convergence conditionnelle en dynamique spatiale.

3.2.1. Autocorrélation spatiale et modèles économétriques

Les modèles spatiaux reposent sur l'idée selon laquelle l'autocorrélation spatiale est uniquement constatée parmi les plus proches observations (Le Gallo, 2000). Il est donc nécessaire d'incorporer la valeur des observations captant l'interaction spatiale dans le modèle de régression. Plusieurs modèles spatiaux existent dans la littérature. Il s'agit entre autres du processus moyenne mobile spatiale ou encore appelé Spatial movingaverage (SMA), du processus Spatial durbin model (SDM), du modèle Spatial autoregressive confused (SAC), du modèle Spatial autoregressive with spatially autocorrelated errors (SARAR), du processus Generalized spatial random-effects models (GSPR) et du processus autorégressif spatial ou Spatial autoregressif (SAR) (Belotti et al., 2016 ; Elhorst, 2014). Le dernier type de processus est retenu pour notre analyse.

L'avantage de ce processus est que l'interaction spatiale est modélisée à travers l'introduction de la variable dépendante spatialement décalée et de la variable retardée. L'introduction de ces variables implique des effets de débordement globaux : en moyenne, la valeur de y à la période t pour une observation i n'est pas seulement expliquée par les valeurs des variables explicatives pour cette observation, mais aussi par celles associées à toutes les observations voisines. Supposons un modèle de régression linéaire classique sous la forme: $y = X\beta + \varepsilon$ (4).

Le modèle autorégressif spatial s'obtient en intégrant au modèle 4 une variable endogène décalée. On obtient l'équation : $y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$ (5)

Avec ρ le paramètre autorégressif spatial indiquant le degré d'interaction spatial entre les observations, Wy la variable endogène décalée pour la matrice de poids W . Dans cette équation, l'observation y_i est expliquée en partie par les valeurs prises par les observations des régions contiguës : $(Wy)_i = \sum_{i \neq j} w_{ij} y_j$ (6).

3.2.2. Modèle de convergence conditionnelle en dynamique spatiale

Le modèle de base pour notre analyse s'inspire de l'étude de Mankiw et al.(1992), reprise par Islam (1995) pour son adaptation aux estimations en panel dynamique dans les pays africains. Le modèle se présente comme suit :

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln Y_{i(t-1)} + \beta_2 \ln S_{it} + \beta_3 \ln(n + g + \delta)_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Avec Y_{it} et $Y_{i(t-1)}$, représentant le PIB par tête à la période t et t-1, respectivement et S le taux d'épargne. δ traduit le taux de dépréciation du capital humain et physique, g le niveau d'innovation technologique, n le taux de croissance de la population active et ε le terme d'erreur. Le signe négatif de l'estimation de β_1 devrait permettre de mesurer le taux implicite de convergence des taux de croissance. Dans l'équation de Mankiw et al.(1992), Islam (1995) intègre deux (02) autres variables. Il s'agit des variables captant les infrastructures (Ifr) et l'ouverture commerciale (Ouv). L'équation se présente comme suit :

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln Y_{i(t-1)} + \beta_2 \ln S_{it} + \beta_3 \ln(n + g + \delta)_{it} + \beta_4 \ln Ouv_{it} + \beta_5 Ifr_{it} + \beta_6 (A(0))_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Où A (0) indique l'effet de chaque pays en termes de niveau initial de technologie d'innovation afin de montrer la différence dans la fonction de production des pays.

A l'équation (8), il est intégré l'indice du capital humain (ICH) pour capter l'effet du capital humain, la proportion de la population urbaine ($PopUrb$) pour capter les externalités d'agglomération. En effet, la proximité spatiale occasionne l'échange d'informations et les interactions formatrices entre les travailleurs. C'est dans ce sens que Henderson et al. (2017) montrent que la diffusion des connaissances joue un rôle fondamental dans l'accroissement de la productivité des zones prospères. Les variables ($TPOP$) et (WGI) captent respectivement, le taux de croissance de la population active et la qualité institutionnelle. Les six (06) indicateurs de gouvernance de la Banque mondiale ont été combinés à l'aide d'une analyse en composante principale pour obtenir un indicateur unique de la qualité institutionnelle. La spécification empirique de l'équation (8) en dynamique temporelle se présente comme suit :

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_1 \ln Y_{i(t-1)} + \beta_2 \ln S_{it} + \beta_3 \ln ICH_{it} + \beta_4 \ln Ouv_{it} + \beta_5 \ln Inf_{it} + \beta_6 TPop_{it} \\ & + \beta_7 PopUrb_{it} + \beta_8 WGI_{it} + \pi_t + (\nu_i + \varepsilon_{it}) \end{aligned} \quad (9)$$

Avec $\beta_1 = 1 + \beta$, où β affiche la vitesse de convergence. π_t capte l'effet fixe temporel et ν_i l'effet individuel, ε_{it} le terme d'erreur. L'équation empirique (9) est estimée exclusivement en dynamique temporelle.

En intégrant l'interaction spatiale dans l'analyse, l'équation (9) s'écrit comme suit :

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta \ln Y_{i(t-1)} + \rho \sum_{i \neq j} w_{ij} \ln Y_{it} + \varphi \sum_{i \neq j} w_{ij} \ln Y_{i(t-1)} + \beta_2 \ln S_{it} + \beta_3 \ln ICH_{it} + \beta_4 \ln Ouv_{it} \\ & + \beta_5 \ln Inf_{it} + \beta_6 TPop_{it} + \beta_7 PopUrb_{it} + \beta_8 WGI_{it} + \nu_i + \pi_t \end{aligned} \quad (10)$$

avec $\sum_{i \neq j} w_{ij} \ln Y_{it}$ la variable spatiale décalée, $\sum_{i \neq j} w_{ij} Y_{i(t-1)}$ une variable spatialement décalée et retardée. Autrement dit, le PIB par habitant de l'économie i à l'instar de la dépendance

temporelle, est influencée par une interdépendance spatiale ($\sum_{i \neq j} w_{ij} \ln Y_{it}$) et de sa valeur retardée ($\sum_{i \neq j} w_{ij} Y_{i(t-1)}$). Les paramètres ρ ($|\rho| < 1$) et φ ($|\varphi| < 1$) captent respectivement les interactions spatiales liées à la variable décalée et à la diffusion retardée. ($\nu_i + \pi_{it}$) spécifie le terme d'erreur, dans l'optique de contrôler l'hétérogénéité non observable.

3.3. Source des données

Les données utilisées proviennent d'une combinaison de plusieurs sources. Le *World Development Indicators* de la Banque mondiale a servi pour l'extraction des données sur les variables Y_{it} , $TPop_{it}$, Inf_{it} et $PopUrb_{it}$. Les données sur les variables (Ouv_{it}) et (ICH_{it}) sont extraites de la CNUCED et de *Penn World Table*, respectivement. S'agissant spécifiquement de la variable S_{it} , elle a été calculée sur la base de la proportion de l'épargne brute en pourcentage du PIB et du PIB de la même année. Pour la géolocalisation, le *shapefile for African countries* est utilisé. Elles sont considérées sur la période 1995 à 2017, sur les 15 pays de la CEDEAO. Le choix de la période d'étude s'explique par la disponibilité de données pour la plupart des variables utilisées.

4. Présentation et analyse des résultats

La section présente entre autres les éléments d'analyse sur l'autocorrélation globale et locale, les estimations économétriques et la discussion.

4.1. Autocorrélation globale

Les valeurs de la statistique de Moran sont comprises entre 0,1902 et 0,3059, pour une espérance mathématique moyenne de 0,067 (Tableau 1). Par conséquent, il existerait une autocorrélation spatiale positive des PIB par tête des pays de la CEDEAO. Le processus de développement est structuré spatialement.

Tableau 1 : Statistique de Moran sur la période 1995-2017

| Années | Moran I | Mean | Années | Moran I | Mean | Années | Moran I | Mean |
|--------|---------|--------|--------|---------|--------|--------|---------|--------|
| 1995 | 0,190 | -0,065 | 2003 | 0,277 | -0,066 | 2011 | 0,302 | -0,067 |
| 1996 | 0,233 | -0,064 | 2004 | 0,276 | -0,066 | 2012 | 0,281 | -0,067 |
| 1997 | 0,287 | -0,066 | 2005 | 0,280 | -0,066 | 2013 | 0,261 | -0,067 |
| 1998 | 0,272 | -0,065 | 2006 | 0,284 | -0,067 | 2014 | 0,249 | -0,067 |
| 1999 | 0,306 | -0,066 | 2007 | 0,286 | -0,068 | 2015 | 0,268 | -0,066 |
| 2000 | 0,306 | -0,067 | 2008 | 0,287 | -0,067 | 2016 | 0,267 | -0,066 |
| 2001 | 0,304 | -0,067 | 2009 | 0,286 | -0,067 | 2017 | 0,268 | -0,066 |
| 2002 | 0,286 | -0,067 | 2010 | 0,287 | -0,067 | - | - | - |

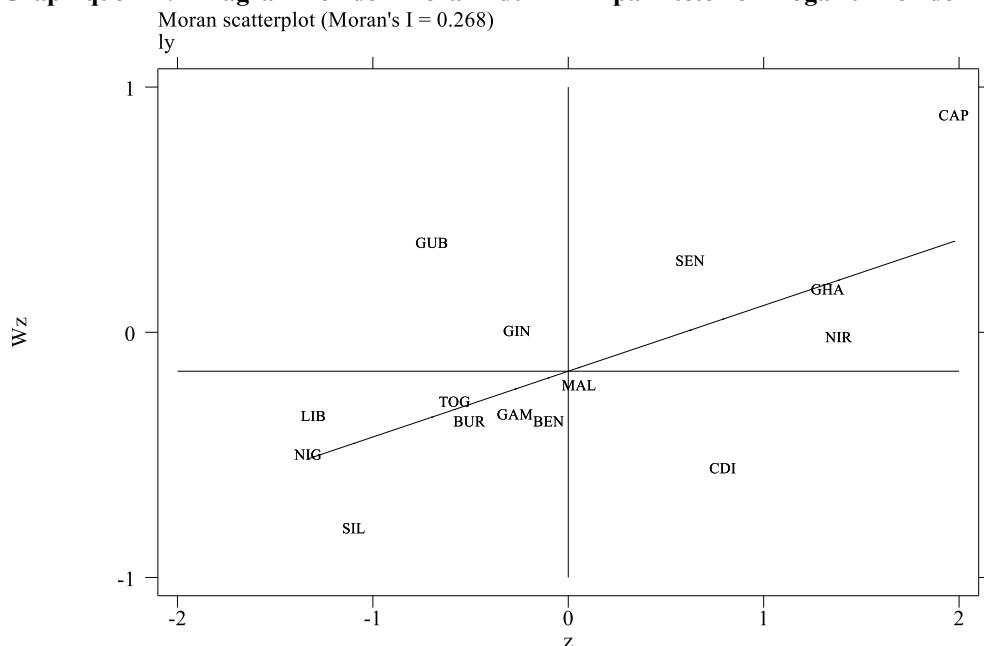
Source : Calcul des auteurs

En effet, les pays qui présentent des niveaux de revenu similaires ont donc tendance de plus en plus à être concentrés dans l'espace. Ce résultat est une conséquence des interdépendances géographiques provenant probablement des effets de voisinage. Ce résultat est en phase avec ceux trouvés par Diandy (2017) et par Zallé (2017) sur des études portant sur des pays africains.

4.2. Autocorrélation locale

Le diagramme de Moran indique qu'en 2017, onze (11) pays de l'espace sont responsables de l'autocorrélation positive, soit 73,34% des pays (Tableau 2), dont quatre (04) sont dans le quadrant HH, club géographique de pays à revenu élevé (Sénégal, Cap Vert, Ghana, et Nigéria) et sept (07) dans le quadrant BB, club géographique de pays à revenu faible (Libéria, Niger, Burkina Faso, Gambie, Togo, Sierra Leone et Bénin). La localisation atypique de type HB en 2017 est représentée par la Côte d'Ivoire (pays à revenu élevé entouré géographiquement d'économies de faibles revenus), et de type BH (Guinée et Guinée Bissau), représentant les montons noirs, c'est-à-dire des économies à revenu faible à proximité des économies à revenu élevé.

Graphique 1 : Diagramme de Moran du PIB par tête en logarithme de 2017



Source : Auteurs

Tableau 2 : Répartition des types d'associations spatiales en 1995, 2000, 2010 et 2017

| Années | Quadrant HH | Quadrant BB | Quadrant HB | Quadrant BH |
|--------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| 1995 | 6 (40%) | 4 (26,67%) | 1 (6,67%) | 4 (26,67%) |
| 2000 | 4 (26,67%) | 5 (33,33%) | 3 (20%) | 3 (20%) |
| 2010 | 4 (26,67%) | 7 (46,67%) | 2 (13,33%) | 2 (13,33%) |
| 2017 | 4 (26,67%) | 7 (46,67%) | 2 (13,33%) | 2 (13,33%) |

Source : Calcul des auteurs

4.3. Estimations, résultats économétriques et discussion

Dans le modèle spatial, on note la présence d'une variable spatiale décalée. Par conséquent, l'estimation de ce modèle par les moindres carrés ordinaires (MCO) produirait des estimateurs non robustes dû à la présence d'un régresseur stochastique (Anselin, 1988 ; Dramani, 2010 ; Herrera, 2017). Partant de l'étude de Beck et Katz (1995 et 2011), l'estimateur des erreurs-types corrigées pour panel (*PCSE*) est approprié dans cette présente recherche pour les estimations au regard de la nature particulière des données. En utilisant l'estimateur *PSCE*, les modèles temporel simple et autorégressif spatial utilisant des matrices de poids des six (06) et huit (08) (ce dernier sert de test de robustesse) plus proches voisins, sont respectivement estimés.

Les résultats du modèle temporel simple montrent que le coefficient associé à la variable endogène retardée est positif et significatif au seuil de 1%. Le paramètre β étant inférieur à zéro ($1+\beta = 0,987$; $\beta = -0,013$) confirme l'idée selon laquelle une économie croît d'autant plus vite que son niveau de richesse est éloigné de son niveau de richesse de l'état régulier. Par conséquent, l'hypothèse de convergence conditionnelle ne peut être rejetée au seuil de 1%. La durée nécessaire pour que les économies comblient la moitié de l'écart qui les sépare de leur état régulier, appelée la demi-vie¹ est de 53 ans environ. Ce résultat est semblable à ceux trouvés par Nagy et Siljak (2022) dans le cadre de l'Union européenne et Chassem (2012) pour l'UEMOA.

La qualité des institutions impacte positivement et significativement le PIB des pays de la CEDEAO au seuil de 1%. Ainsi, l'amélioration du PIB va de pair avec celle de la qualité des institutions. Ce résultat corrobore ceux trouvés par Mtiraoui et Fadhel (2015), pour une étude réalisée sur la région du MENA, (Stocia et al., 2019) ; Nagy et Siljak (2022), pour des analyses dans l'Union européenne et Alexiou et al. (2014) dans le cadre d'une investigation dans les pays en développement d'Afrique. Cependant, le résultat contraste avec l'évidence empirique de Yildirim et Gokalp (2016), portant sur les pays en développement. Les variables population totale et population urbaine, impactent positivement et significativement le PIB réel par habitant, respectivement au seuil de 1% et de 5%. De résultats semblables ont été trouvés par Henderson et al. (2017) ; Zhang (2017) et Lin et al. (2017), qui montrent que la diffusion des connaissances dans les milieux urbains joue un rôle fondamental dans l'accroissement de la productivité des zones prospères. L'analyse exclusivement temporelle exclut l'impact de l'interaction

¹ Demi-vie = $-\ln(2) / \ln(1 + \beta)$

spatiale sur le PIB par habitant des pays de la zone. Pourtant, la statistique de Moran et son diagramme montrent une interaction spatiale dans la CEDEAO.

Tableau 3 : Résultats d'estimation du modèle temporel simple et autorégressif spatial

| Variables | (Temporel simple) ly | (Autorégressif spatial) (Ly ; matrice de poids=6) | (Autorégressif spatial) (ly ; matrice de poids=8) |
|-----------------------|-------------------------|--|--|
| Iy_{t-1} | 0.987*** (0.0118) | 0.984*** (0.0125) | 0.971*** (0.0176) |
| $\sum w_{ij}Iy$ | - | 0.0406 (0.0754) | 0.0712 (0.0690) |
| $\sum w_{ij}Iy_{t-1}$ | - | 0.134** (0.0749) | 0.142** (0.0678) |
| <i>lpop</i> | 0.0614*** (0.0133) | 0.0609*** (0.0133) | 0.0895*** (0.0173) |
| <i>louv</i> | 0.00220 (0.0129) | 0.00236 (0.0128) | 0.0240* (0.0145) |
| <i>lpopurb</i> | 0.0328** (0.0130) | 0.0330** (0.0132) | 0.0359** (0.0169) |
| <i>l inf</i> | 0.000837 (0.00156) | 0.000854 (0.00156) | 0.00163 (0.00166) |
| <i>lich</i> | 0.0174 (0.0362) | 0.0180 (0.0360) | 0.0294 (0.0327) |
| <i>ls</i> | 0.00885 (0.00716) | 0.00874 (0.00715) | 0.0241 (0.0177) |
| <i>lwgi</i> | 0.0766*** (0.0291) | 0.0760*** (0.0293) | 0.0565* (0.0299) |
| Constant | -0.235*** (0.0883) | 0.0537 (0.540) | 0.689 (0.544) |
| Observations | 277 | 314 | 314 |
| R-squared | 0.996 | 0.996 | 0.994 |
| Number of id | 14 | 14 | 14 |

*, ** et *** désignent 10%, 5% et 1%, respectivement et (.) les erreurs standards

Source : auteurs à partir des estimations effectuées

L'estimation du modèle spatial autorégressif révèle que les coefficients associés à la variable population et au PIB retardé restent positifs et statistiquement significatifs au seuil de 1 %. Ce résultat confirme la robustesse du paramètre associé à la variable PIB retardé du modèle temporel simple. En effet, le paramètre $\beta=-0,016$ est négatif et montre toujours l'existence d'un processus de convergence réelle conditionnelle dans la CEDEAO. Ce résultat conforte ceux trouvés par Bah et Jobert (2015), pour une étude portant sur 50 pays africains et de Niang (2013) sur les pays de l'OCDE. Par contre, nos résultats contrastent avec ceux trouvés par Charles et al (2012) pour une étude menée sur la zone COMESA et de Dufrénot et al (2011) pour leur étude sur les pays en développement, car ayant abouti à une absence de convergence. Il faut par ailleurs noter que la demi-vie passe de 53 à 42 ans avec la prise en compte du régresseur spatial dans

nos estimations. Les coefficients associés aux variables telles que la population totale ou la qualité des institutions demeurent statistiquement significatifs au seuil de 1%.

En considérant la variable spatiale décalée retardée, le coefficient associé est positif et significatif au seuil de 5%. Le test de robustesse sur la base d'une matrice de poids des 8 plus proches voisins, affiche également un coefficient significatif associé à la variable spatiale décalée retardée. Ce résultat est d'une importance capitale pour notre étude. En effet, il indique économétriquement la présence de l'autocorrélation positive spatiale du PIB par tête des pays de la CEDEAO. Autrement dit, le PIB par tête de l'année $t-1$ des économies les plus proches d'un pays de la zone impacte positivement et significativement son PIB par tête de l'année t . Ainsi, le développement économique des pays de la CEDEAO est influencé par les effets de débordements. Par conséquent, la dynamique de la décroissance du rendement marginal du capital par tête vers l'état régulier dépend d'une part de l'écart entre le niveau initial du produit par tête et cette valeur à l'état stationnaire, et d'autre part de l'intensité des effets de la diffusion spatiale.

5. Conclusion

L'objectif recherché à travers cette recherche était d'analyser la convergence conditionnelle des économies de la zone CEDEAO en présence d'interactions géographiques. Pour l'atteinte de cet objectif, un modèle temporel simple et un modèle autorégressif spatial ont été estimés sur la base d'un estimateur des erreurs-types corrigées pour panel (*PCSE*) sur la période 1995-2017. Les résultats montrent l'existence d'un processus de convergence réelle au regard de la valeur négative du coefficient β . Il ressort par ailleurs, qu'une autocorrélation spatiale existe dans la zone. Aussi, un processus de convergence conditionnelle existe dans la zone CEDEAO. Toutefois, la demi-vie est plus longue en dynamique temporelle simple qu'en dynamique spatiale. Les disparités géographiques affectent donc le processus de convergence entre les pays de l'espace CEDEAO. Ainsi, la prise en compte de l'interaction spatiale dans l'analyse conduit à des estimateurs plus robustes.

Au regard de l'impact de la diffusion spatiale du PIB par tête d'une économie de la CEDEAO sur le revenu par habitant de ses plus proches voisins, il est nécessaire d'ouvrir davantage les frontières. En effet, l'ouverture commerciale ayant un effet positif et significatif sur le PIB par habitant, son amélioration, contribuerait à booster le revenu par tête des populations. Il s'agit spécifiquement de lutter contre les perceptions illicites, les longs temps de contrôle sur les corridors et d'améliorer l'état des infrastructures.

6. Références bibliographiques

- Abreu, M., DE Groot, H., & Florax, R. (2005). Space and Growth: A Survey of Empirical Evidence and Methods . *Région et Développement*, 21, 13-44.
- Aghion, P., Howitt, P., & Mayer-Foulkes, M. (2005). The effect of financial development on convergence : Theory and evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 173–222.
- Alesina, A., Spolaore, E., & Wacziarg, R. (2005). Trade, Growth and the size of countries. In *Handbook of Economic Growth* , edited by Philippe Aghion and Steven durlauf, North-Holland.
- Alexiou, C., Tsaliki, P., & Osman, H. (2014). Institutional quality and economic growth : Empirical evidence from the sudanese economy. *Economic Annals*, Vol: LIX, N°203 .
- Anselin, L. (1988). Spatial econometrics: methods and models. *Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Netherlands*.
- Anselin, L. (1995). Local indicators of spatial association—lisa . *Geographical analysis*, 27(2), 93-115.
- Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., & Yoon, M. J. (1996). Simple diagnostic tests for spatial dependence. *Regional science and urban economics*, 26(1), 77–104.
- Bah, M. S., & Jobert, T. (2015). *Une analyse empirique du processus de convergence des pays africains*. Nice: GREDEG Working Paper No. 2015-33.
- Baier, S. L., & Bergstrand, J. H. (2009). Estimating the effects of free trade agreements on international trade flows using matching econometrics. *Journal of International Economics*, 77, 63–76.
- Balassa, B. (1961). *theory of economic integration*. Irvin, Homewood, Illinois.
- Baldwin, R. E., & Martin, P. (2004). Agglomeration and regional growth. *Graduate Institute of International Studies (Geneva) and CEPR; University of Paris1, Panthéon-Sorbonne, CERAS-ENPC (Paris) and CEPR*.
- Barro, R., & Sala-I-Martin. (1992). Convergence. *Journal of political Economy*, P 223-251.
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data. *The American Political Science Review*, 89, 634-647.
- Beck, N., & Katz, N. J. (2011). Modeling Dynamics in Time-Series–Cross-Section Political Economy Data. *The Annual Review of Political Science* , 14, 331–352.
- Belotti, F., Hughes, G., & Mortari, A. P. (2016). Spatial panel data models using Stata. N°373, CEIS Research Paper, Tor Vergata University, CEIS.

- 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.*
- Bourdin, S. (2013). Pour une approche géographique de la convergence. Les inégalités régionales dans l'Unioneuropéenne et leur évolution. *Editions Belin*, 42(3), 270-285.
- Brülhart, M., & Spergami, F. (2009). Agglomeration and growth: Cross-country evidence. *Journal of Urban Economics*, 65, 48–63.
- CEA. (2000). Rapport sur les conditions économiques et sociales en Afrique centrale : l'intégration et le financement du commerce intra sous-régional. *ECA/SRDC-CA/ESC, Yaoundé*.
- Charles, A., Darné, O., & Hoarou, J.-F. (2012). Convergence of real per capita GDP within COMESA countries: A panel unit root evidence. *Annals of Regional Science, Springer Verlag*, 49, 53-71.
- Chassem, N. P. (2012). Y a-t-il convergence réelle et structurelle des pays de l'uemoa ? . *S'intégrer pour s'enrichir*, P73–94.
- Cliff, A. D., & Ord, J. K. (1981). Spatial processes : models and applications. *Londres, Pion*.
- CNUCED. (2018). Manuel de Statistiques. *Récupéré sur www.comtrade.un.org*.
- Combe, A., & Mally, K. (2010). The impact of convergence, stability and growth pact on real convergence in the waemu. *Munich Personal RePEc (MPRA)*.
- Cressie, N. (1993). Statistics for Spatial Data. *New York, John Wiley*.
- Dall'Erba, S. (2005). Productivity convergence and spatial dependence among Spanish regions. *Journal of Geographical System*, 7(2), 207-227.
- Diagne, A., & Niang, A.-A. (2012). Les effets d'une contrainte de crédit sur la convergence économique : le cas des pays de l'UEMOA. In *S'intégrer pour s'enrichir*, P137–152.
- Diandy, I. Y. (2017). Analyse exploratoire des disparités spatiales de revenu en afrique de. *Annale des Sciences Economiques et de Gestion*, 17(1), 223-239.
- Diop, P. L. (2002). Convergence nominale et convergence réelle : une application des concepts de σ -convergence et de β -convergence aux économies de la CEDEAO. *Etudes et recherche/ BCEAO*, N° 531.
- Djennas, M., & Ferouani, B. (2014). Growth and income convergence in africa. *Journal of Economics and Development Studies*, 2(4), 63–76.
- Dramani, L. A. (2010). Convergece and economic integration in Africa: The case of Franc Zone contries. *The African Economic Research Consortium*.

- Dubé, J., & Devaux, N. (2014). L'économétrie spatiale au service de l'analyse territoriale: une approche mixte pour un système complexe. *Université du Québec à Rimouski (UQAR), Département sociétés, territoires et développement.*
- Dufrénot, G., & Sanon, G. (2005). Testing real convergence in the ecowas countries in presence of heterogeneous long-run growths : A panel data study. . *Technical report, CREDIT Research*.
- Dufrénot, G., Mignon, V., & Naccache, T. (2011). The slow convergence of per capita income between the developing countries: "growth resistance" and sometimes "growth tragedy". *CREDIT Research Paper*, N° 09/03.
- Elhorst, J. P. (2014) Spatial Econometrics: from Cross-Sectional Data to Spatial Panels. Springer, Heidelberg, Vol. 479
- Floch, J.-M., & Le Saout, R. (2016). Économétrie spatiale : une introduction pratique. *Insee*.
- Fujita, M., & Thisse, J. (2002). Does Geographical Agglomeration Foster Economic Growth? And Who Gains and Loses from it? *CEPR DP 3135*.
- Gbetnkom, D. (2009). Reforms commerciales et convergence réelle dans la CEMAC. *Economica conference*.
- Ghura, D., & Hadjimichael, M. T. (1996). Growth in Sub-Saharan Africa. *Staff Papers International Monetary Fund*, 43(3), 605-634.
- Glodowska, A., & Pera, B. (2019). On the Relationship between Economic Integration, Business Environment and Real Convergence: The Experience of the CEE Countries. *Economies*, 7, 54.
- Heckelman, J. (2013). cross-sectional and time series evidence. *The Canadian Journal of Economics* , 46(3), 1085-1109.
- Henderson, J. V., Baruah, N., & Peng, C. (2017). Colonial Legacies: Shaping African cities. *SERC Discussion Papers 0226, Spatial Economics* .
- Herrera, M. (2017). Spatial Econometrics Methods using Stata. *Luxembourg Institute of Socio-Economic Research*.
- Islam, N. (1995). Growth empirics: a panel data approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1170.
- Jones, B. (2002). Economic integration and convergence of per capita income in west africa. *African Development Review*, 14(1), P18–47.
- Khan, M. S., & Siddique, A. B. (2021). Spatial Analysis of Regional and Income Inequality in the United States. *Economies* , 9: 159. <https://doi.org/10.3390/economics9040159>.
- Kouadio, K. H. (2008). Intégration économique, développement et croissance. *Université Paris 1-Panthéon- Sorbonne/Thèse de doctorat*, N°2008P010005.

- Krugman, P. R. (1991). Increasing Returns and Economic Geography . *Journal of political economy*, 99(3), 483-499.
- Kutan, M. A., & Yigit, T. M. (2007). European integration, productivity growth and real convergence. *European Economic Review* , 51(1), 1370–1395.
- Le Gallo, J. (2000). Econométrie spatiale : Hétérogénéité spatiale. *Laboratoire d'analyse et de techniques économiques*.
- Le Gallo, J. (2002). Econométrie spatiale : l'autocorrélation spatiale dans les modèles de régression linéaire. *Economie & prévision*, 4, 139–157.
- Lin, S., Sun, J., Marinova, D., & Zhao, D. (2017). Effects of population and land urbanization on china's environmental impact: empirical analysis based on the extended STIRPAT model. *sustainability journal*.
- Mankiw, G. N., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *quaterly journal of economics*.
- Milanovic, B. (2006). economic integration and income convergence: not such a strong link. *Review of Economics and Statistics*, November 2006, 88(4), 659–670.
- Moran, P. A. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)* , 10(2), 243–251.
- Mtiraoui, A., & Fadhel, N. (2015). Qualité institutionnelle et croissance économique : Application sur données de panel dynamique (GMM). *institut supérieur de finances et de Fiscalité (ISFF)*.
- Nacer, M. B. (2019). Analyse exploratoire des disparités dans la distribution de l'éducation et évaluation du processus de convergence spatiale des régions en Algérie. *Les Cahiers du Cread*, 35(4), 95-126.
- Nagy, S. G., & Siljak, D. (2022). Is the European Union still a convergence machine ? *Acta Oeconomica*, 72(1), 47–63.
- Niang, A.-A. (2013). croissance et convergence dans les pays de la zone CFA: Une étude par les données de panel non stationnaires. Bourgogne: Université de Bourgogne.
- Ortega, F., & Peri, G. (2014). Openness and income: The roles of trade and migration. *Journal of International Economics*, 92, 231–251.
- Pfeiffer, D., Robinson, T. P., Stevenson, M., Stevens, K. B., Rogers, D. J., & Clements, A. C. (2008). Spatial analysis in epidemiology. *Oxford University Press New York*, Vol 142.
- PNUD. (2018). Human Development Index Trends, 1990-2017. *United Nations Development Programme*, Human Development Reports.
- Sachs, J. D. (2001). Tropical Underdevelopment. *Working Paper 8119, NBER, Cambridge : Massachussetts*.

- Solow, R. (1956). An Contribution to the theory of Economie Growth. *Quarterly Journal of Economies*.
- Sperlich, S., & Sperlich, Y. (2012). growth and convergence in South-South integration areas: Empirical evidence. *Université de Genève*.
- Spolaore, E., & Wacziarg, R. (2005). Borders and growth. *Journal of economic growth*, 10, 331-386.
- Stocia, O., Roman, A., & Diaconăsu, D. E. (2019). Real Convergence and European Integration with Focus on the New Member States. *Scientific Annals of Economics and Business*, 66 (SI2), 215-228.
- Swan, T. W. (1956). Economic Growth and Capital Accumulation. *Economic Record*, November, P.334-361.
- Te Velde, D. W. (2011). Regional Integration, Growth and Convergence. *Journal of Economic Integration*, Vol, 26, N°1, p 1-28.
- Thisse, J. F. (2000). Agglomeration and regional imbalance : Why ? and is it bad ? *EIB papers*, 5(2), 47-67.
- Timiryanova, V. M., Yusupov, K. N., Lakman, I. A., & Zimin, A. F. (2022). Regional per capita income differences : Spatial and hierarchical dependencies. *R-ECONOMY*, 8(1), 32–42.
- Toral, A. (2002). La mesure de la distance dans le processus de convergence régionale en Espagne. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, 5, 789-804.
- Upton, G. J., & Fingleton, B. (1985). Spatial data analysis by example . *Point pattern and quantitative data*, Vol 1, Chichester : Wiley, 1985.
- Viner, J. (1950). *the customs union issue*. Londres: Stevens and sons.
- Virol, S. (2006). Distance temps, discontinuité des interactions spatiales et concentration globale de l'espace européen. *Revue d'économie régionale et urbaine*, 1, 7-26.
- Wetta, C., & Yerbanga, A. (2012). La convergence réelle dans l'espace uemoa : une analyse par la méthode bayésienne. In *S'intégrer pour s'enrichir*, P117–136. Springer.
- Yildirim, A., & Gokalp, M. (2016). institutions and ecomic performance: A review on the developing countries. *Procedia Economics and Finance* , 38, 347–359.
- Yilmaz, O. T. (2022). Is an Economic Integration a Stimulus for Convergence? Analysis of European Union's Last Enlargement. *Journal of Social Sciences* , 24(2), 631-645.
- Zallé, O. (2017). Spatial effect of political risk on economic growth in Africa. *Modern Economy*, 8, 1383-1399.
- Zhang, K. H. (2017). Urbanization and Industrial Development in China. *China's Urbanization and Socioeconomic Impact*, P 21-35.