

CROISSANCE ECONOMIQUE ET INEGALITES DE REVENUS DANS LES PAYS DE L'UEMOA

ECONOMIC GROWTH AND INCOME INEQUALITY IN WAEMU COUNTRIES

SILUE Drissa

Enseignant chercheur

Université Jean Lorougnon GUEDE de Daloa
Côte d'Ivoire

Laboratoire d'Analyse et de Recherches en Economie et Gestion (LAREG)
drissas543@gmail.com

TAPE Jean Georges Innocent Magloire

Enseignant chercheur

Université Alassane OUATTARA de Bouaké
Côte d'Ivoire

Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Economiques (LAMPE)
tapejeangeorges@yahoo.fr

GBAME Hervé Daniel

Enseignant chercheur

Université Jean Lorougnon GUEDE de Daloa
Côte d'Ivoire

Laboratoire d'Analyse et de Recherches en Economie et Gestion (LAREG)
grvdaniel@yahoo.fr

Date de soumission : 31/10/2023

Date d'acceptation : 10/12/2023

Pour citer cet article :

SILUE Drissa & AL (2023) «CROISSANCE ECONOMIQUE ET INEGALITES DE REVENUS DANS LES PAYS DE L'UEMOA », Revue Française d'Economie et de Gestion «Volume 4 : Numéro 12 » pp : 497 – 520.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons

Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette étude analyse principalement l'effet de la croissance économique sur les inégalités de revenus dans l'espace UEMOA au cours de la période 2005-2019.

La vérification empirique du modèle économétrique par la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) sur les données de panel montre que la croissance économique réduit les inégalités de revenus dans les pays de l'UEMOA.

Par ailleurs, les résultats montrent que la hausse d'emplois agricoles contribue à réduire les inégalités de revenus dans l'union. De même une amélioration de la qualité des institutions est sources d'atténuation des inégalités de revenu dans l'espace UEMOA. Par contre, la croissance démographique contribue à creuser les inégalités de revenus, toutes choses égales par ailleurs.

Mots clés : croissance économique ; inégalités de revenu ; la qualité des institutions ; la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) ; UEMOA

Summary

This study mainly analyzes the effect of economic growth on income inequalities in the WAEMU region during the period 2005-2019.

The empirical verification of the econometric model using the Generalized Least Squares (GLS) method on panel data shows that economic growth reduces income inequalities in WAEMU countries.

Furthermore, the results show that the increase in agricultural employment contributes to reducing income inequalities in the union. Likewise, improving the quality of institutions is a source of reducing income inequalities in the WAEMU region. On the other hand, demographic growth contributes to widening income inequalities, all other things being equal.

Keywords: economic growth; income inequality; the quality of institutions; the Generalized Least Squares (GLS) method; UEMOA

Introduction

La croissance économique contribue fortement au développement des pays. C'est la raison pour laquelle, ceux-ci mettent en œuvre des stratégies pour booster leur croissance économique. Ainsi, les pays d'Afrique subsaharienne en général et particulièrement ceux de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ont élaboré des Plans Nationaux de Développement (PND) dans le but d'améliorer leur croissance économique et atteindre le stade de pays développés. Si cette croissance ne bénéficie qu'à un tout petit nombre de citoyens alors, elle pourrait accroître les inégalités sociales dans le pays. Une inégalité sociale étant le résultat d'une distribution inégale des ressources entre les membres d'une société faisant naître un sentiment d'injustice¹.

Or, les inégalités sociales accentuées, plus particulièrement les inégalités de revenu, constituent des dysfonctionnements à la fois entre pays et les populations. Ce qui pourraient entraver la quête du bien être désiré par tous. C'est à juste titre que le dixième des Objectifs de Développement Durable (ODD) est de « Réduire les inégalités dans les pays et d'un pays à l'autre ». Aussi, John Maynard Keynes² disait à propos, qu'il existe deux grandes anomalies dans la société : le sous-emploi (chômage) et les inégalités de richesse et de revenus.

Malgré cet état de fait, les statistiques internationales montrent que l'Afrique subsaharienne apparaît comme la région où les inégalités de revenu sont les plus accentuées (Indice de GINI : 0,46) devant l'Amérique latine et les Caraïbes (Indice de GINI : 0,50). Mais, elle est devancée par l'Asie de l'Est et Pacifique (Indice de GINI : 0,39), le Moyen-Orient et l'Afrique du Nord (Indice de GINI : 0,37), ainsi que l'Europe et Asie centrale (Indice de GINI : 0,31)³.

Les travaux du PNUD (2017) sur les inégalités en Afrique Subsaharienne ont montré que cette région présente les niveaux les plus élevés d'inégalité au plan mondial. En effet, elle compte 10 des 19 pays les plus inégalitaires de la planète, malgré les efforts observés avec une baisse de 3,4 points de pourcentage de la valeur moyenne non pondérée de son coefficient de Gini entre 1991 et 2011. Elle abrite en outre sept économies considérées comme des cas aberrants quant à leur coefficient de Gini et qui sont, à ce titre, à l'origine des inégalités observées dans la région »⁴.

La relation entre croissance économique et inégalité de revenu, fait l'objet de controverse dans la littérature économique. Certains économistes pensent qu'une croissance économique est

¹ www.inegalites.fr/Qu-est-ce-qu-une-inegalite

² Economiste et haut fonctionnaire britannique (1936)

³ Banque mondiale, 2015

⁴ PNUD, 2017, Inégalités de revenus en Afrique subsaharienne : tendances divergentes, déterminants et conséquences

source de réduction des inégalités de revenu (phase 3 de Kuznets, 1955 ; Bardhan, 1996). En revanche, d'autres économistes ont fourni des explications différentes sur l'existence d'un lien entre croissance et inégalités ; il peut avoir croissance économique sans réduction des inégalités de revenu, ou avec accentuation, dans certains cas (phase 1 de Kuznets, 1955 ; Fields, 1988 ; Dubois, 1997 ; Piketty, 2013).

De la relation entre croissance économique et inégalité s'ajoute le rôle de la qualité des institutions soutenu par une littérature économique importante. Kaufmann et Kraay (1999) se sont penchés sur la qualité de la gouvernance dans le dyptique Croissance-inégalité. Quant à Alesina et Perrotti (1996), ils intègrent l'instabilité politique dans la relation. Barro (1996), Acemoglu et al. (2019) et Colagrossi et al. (2020) mettent plutôt l'accent sur l'effet de la démocratie.

Dans ce contexte de controverse, le statut de pays en développement des Etats de l'UEMOA, caractérisés par une croissance soutenue, de fortes inégalités de revenu et surtout par la faiblesse des institutions suscite la question suivante : quel est l'effet des institutions sur le dyptique Croissance-inégalité de revenu dans les pays de l'UEMOA? Autrement dit, la qualité des institutions peut-elle favoriser une meilleure distribution des fruits de la croissance dans l'espace UEMOA ?

Pour mieux cerner le phénomène et tenter d'apporter des éléments de réponse aux interrogations ci-dessus, cette étude se fixe comme objectif principal d'analyser l'effet de la croissance économique et de la qualité des institutions sur les inégalités de revenu dans l'espace UEMOA, de 2005 à 2022.

L'introduction des indicateurs de gouvernance joue le rôle d'un choc extérieur exogène qui agit sur la relation croissance et inégalités. Il convient donc de prendre en compte son effet en supposant que lorsque la gouvernance affecte la croissance, elle modifie la distribution des revenus. La qualité de la gouvernance peut aussi affecter directement les inégalités de revenus tout en améliorant le bien-être des populations.

Par ailleurs, il est opportun de mener une telle étude dans l'espace UEMOA car ces pays ont les mêmes structures économiques. Et, peu d'études sur le sujet ont été effectuées dans la zone. Cet article sera organisé comme suit. La section 1 présente une revue de la littérature. La section 2 sera consacrée à la méthodologie adoptée, quant à la section 3, elle exposera les résultats empiriques. La dernière section conclut l'analyse.

1. Revue de littérature

Les études empiriques sur les questions d'inégalité de revenu font ressortir clairement une controverse chez les économistes. Les uns ont montré qu'une forte croissance économique est suivi d'une réduction des inégalités de revenu tandis que les autres estiment qu'il peut avoir forte croissance économique entraînant une accentuation des inégalités. Toutefois, la prise en compte du rôle des institutions peut nous éclairer à mieux comprendre cette controverse dans le cas des pays de l'UEMOA.

1.1. Croissance économique et inégalité de revenu

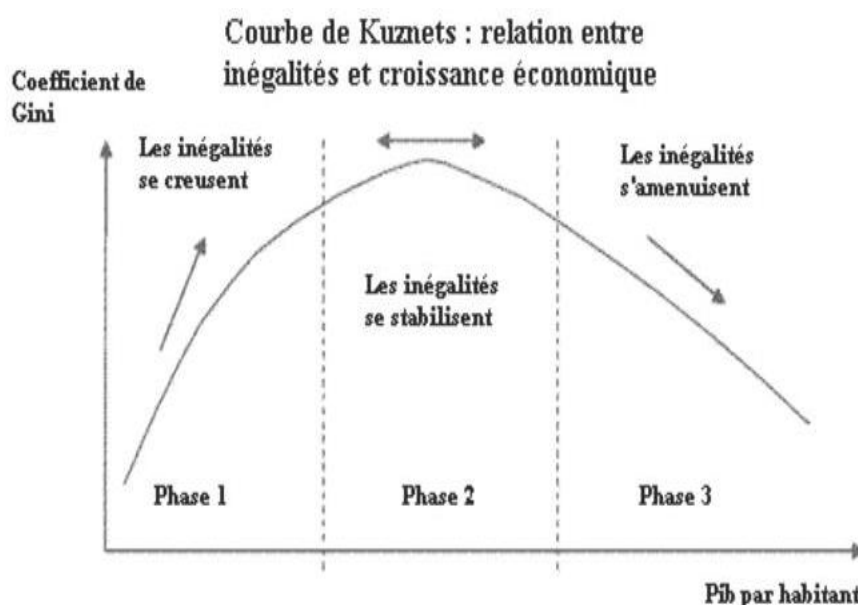
Cette partie présente le lien entre la croissance économique et les inégalités de revenu.

1.1.1- Croissance économique et réduction des inégalités de revenu

Chez les économistes qui ont montré qu'une forte croissance économique est suivi d'une réduction des inégalités de revenu se trouve Simon Kuznets (1955). Le graphique 1 synthétise son analyse.

Kuznets propose une loi générale qui détermine le lien entre croissance et inégalités sous la forme d'une courbe en U-inversé. Son hypothèse explique ce lien par une relation systémique et positive entre croissance économique et revenu des pauvres. Compte tenu de la courbe en U-inversé de Kuznets, la part des pauvres dans la distribution des fruits de la croissance tendait à baisser lors des premières phases de développement puis augmente dans le long terme.

Graphique 1 : Schéma d'illustration de l'hypothèse de Kuznets :



Par la suite, Kakwani (1993), utilisant un modèle qui met en relation pauvreté, inégalité et croissance économique, en déduit que la pauvreté est fortement sensible à la croissance et

devrait baisser d'autant plus rapidement que la croissance est forte. De plus, la croissance ne repose pas sur une augmentation des inégalités. Cependant, si l'inégalité s'accroît durant le processus de croissance d'un pays, la pauvreté va alors croître avec, parce que les indices de pauvreté que l'on utilise sont très sensibles aux variations de l'inégalité. Son modèle lui permet de calculer les taux de pauvreté en fonction du taux de croissance économique.

Récemment, Dollar et Kraay (2001) ont estimé que la meilleure politique en faveur des pauvres consistait tout simplement à relancer la croissance. Dans une étude intitulée « La croissance est bonne pour les pauvres », à partir d'analyses économétriques sur des échantillons en coupe transversale portant sur les différents pays du monde, ces auteurs estiment qu'une hausse de 1% du revenu moyen dans un pays se traduirait par une hausse de 1% du revenu moyen du quintile le plus pauvre de la société.

En revanche, d'autres économistes soutiennent que toutes croissances économiques ne s'accompagnent pas nécessairement de réduction des inégalités.

1.1.2- Croissance économique et accroissement des inégalités de revenu

Fields (1988) a étudié les variations de l'inégalité dans le temps pour plusieurs pays. Il en conclut qu'il n'y a pas de tendance systématique pour que l'inégalité croisse ou baisse avec la croissance économique. L'inégalité croît aussi souvent qu'elle décroît. De son analyse, on ne peut cependant pas conclure que la croissance économique conduit toujours à une réduction de la pauvreté. Dans plus de 50% des pays étudiés par Fields, la croissance économique ne s'accompagne pas d'une baisse de l'inégalité ou alors celle-ci ne change pas.

Bardhan (1996), a souligné que certaines politiques peuvent avoir un impact favorable à la fois sur la croissance et l'égalité. L'observation de cas de croissance rapide sans augmentation des inégalités de revenu et avec une faible inégalité de départ (comme Taïwan ou la Corée du Sud). La théorie de Piketty (2013) est construite à partir d'une base statistique sur les revenus et les patrimoines, couvrant trois siècles et vingt pays. Sa principale conclusion est que le capitalisme est une machine à produire de l'inégalité. Car, sur une longue période, le rendement du capital (r) est durablement supérieur au taux de croissance économique (g), ce qui entraîne mécaniquement des inégalités croissantes. Il remet ainsi en cause les travaux du « Nobel » Simon Kuznets qui, dans les années 1950, avait établi que la croissance, la concurrence et le progrès technique conduisaient spontanément à une réduction des inégalités. 'Faux, rétorque Piketty', en Europe au XXe siècle, les destructions et l'inflation provoquées par les deux guerres mondiales ont masqué le phénomène ($r > g$), rappelle-t-il, car on avait à la fois des niveaux bas de rendement du capital et des taux de croissance exceptionnellement élevés liés à la

reconstruction. Mais depuis trente ans, on voit que le taux de croissance, aux Etats-Unis comme en Europe, est beaucoup plus faible (entre 1 et 1,5% par an), proche des niveaux atteints au XIX^e siècle. A l'inverse, le rendement du capital est, lui, remonté autour de 4 ou 5%. On est donc revenu à une situation que l'on croyait dépassée, où c'est le patrimoine qui fait la différence et non les revenus.

En étudiant l'évolution des revenus aux Etats Unis entre 1910 et 2010, Piketty constate que la part du décile supérieur dans le revenu national américain est passée de 45-50% dans les années 1910 - 1920 à moins de 35% dans les années 1950, avant de remonter à son niveau initial dans les années 2000 - 2010. C'est la conséquence mécanique du fait que, hors périodes exceptionnelles (les deux guerres puis les reconstructions), le rendement du capital est supérieur au taux de croissance⁵.

1.2- Qualité des institutions et inégalité de revenu

Nous traiterons dans cette partie le lien entre la qualité des institutions et les inégalités de revenu.

1.2.1- Qualité des institutions et réduction des inégalités de revenu

Gyimah-Brempong (2002), traite la relation entre la corruption, la croissance économique et les inégalités. Il souligne que la corruption conduit à une baisse de la croissance économique et à une augmentation des inégalités. De même Hasan (2007) examine le lien empirique entre les différentes mesures de la qualité institutionnelle, de la croissance économique et de la pauvreté. Ses résultats suggèrent que la bonne gouvernance, mesurée par un fort engagement envers la loi, stimule la croissance économique qui, à son tour, contribue à la réduction de la pauvreté. Il montre aussi que la liberté politique n'est associée ni à une croissance plus élevée ni à une pauvreté plus faible.

Dans cet ordre d'idée, Fosu (1992) et Sieman (1996) expliquent que l'instabilité politique a un effet négatif sur les performances économiques. Cet effet passe par l'investissement et l'accumulation du capital. Guillaumont et Brun (1999) adoptent la même déduction.

Gupta et al. (2002) étudient la relation entre la corruption, l'inégalité et la pauvreté à travers des estimations en coupe transversale durant la période 1980-1997 en appliquant les méthodes des moindres carrés ordinaires (OLS) et des variables instrumentales (IV). Ils tentent de traiter plusieurs canaux par lesquels la corruption peut affecter les inégalités de revenus et la pauvreté.

5 Thomas PIKETTY, « *Le Capital au XXI^e siècle* », 2013

Ils montrent qu'une corruption élevée et croissante augmente l'inégalité des revenus et par conséquent la pauvreté.

1.2.2- Qualité des institutions et accroissement des inégalités de revenu

Easterly (2002, 2007) étudie la relation entre le niveau d'inégalité de revenu et la qualité de gouvernance. Il prend comme mesure de gouvernance les indicateurs de Kaufmann et Kraay (2002). Quant aux mesures des inégalités, il recourt à la base de données de WIDER (2000). En utilisant un échantillon qui comprend une centaine de pays en développement et de pays développés, et en utilisant la technique d'instrumentation, l'auteur trouve une relation négative entre le niveau d'inégalité de revenu et la qualité de gouvernance.

Li et al. (2000) traitent le lien entre la croissance économique, la redistribution de revenu et le niveau de corruption. Ils utilisent un échantillon qui couvre 47 pays durant la période 1980-1992. Ils proposent un modèle à deux équations qui sont estimées séparément : une équation pour la redistribution et une équation pour la croissance économique. Leur étude cherche comment la corruption affecte la répartition du revenu et la croissance économique. Leurs résultats empiriques montrent que la corruption engendre un impact négatif sur la croissance, mais la corruption à elle seule explique peu les écarts de croissance. En outre, ils constatent que dans les pays qui ont plus d'inégalités, la corruption accentue les inégalités d'une proportion faible et réduit largement la croissance.

Kwon et Kim (2014) à l'aide d'une analyse en coupe transversale, leur étude vise à étudier un ensemble de données couvrant 98 pays en développement entre 2002 et 2009. Leurs résultats montrent que la bonne gouvernance ne réduit pas la pauvreté dans les pays les moins avancés.

2- Cadre méthodologique

Cette section présente d'abord le modèle économétrique et la technique d'estimation. Puis, elle expose les résultats des estimations et leurs interprétations.

2.1. Spécification du modèle de l'étude

Théoriquement, l'ensemble des études sur la croissance économique et leurs prolongements commence par spécifier la fonction de Cobb-Douglas (1928). A l'aune de cette fonction, l'étude s'appuie sur le modèle de Clarke, Xu et Zou (2003)⁶. Leurs travaux mettent en avant le rôle de l'intermédiation financière sur les inégalités.

⁶ Leurs travaux portent sur la relation entre développement des intermédiaires financiers et inégalités sur un panel de 91 pays pour la période 1960-1995

Ici, une variable de croissance économique est utilisée en lieu et place de l'intermédiation financière. Le modèle retenu se présente comme suit

$$INGR_{it} = \beta_0 + \beta_1 CROI_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où **INGR** représente la variable d'inégalités des revenus; **CROI** représente la variable de la croissance économique ; **X** représente une matrice de variables ; *t* représente la dimension temporelle et *i* la dimension individuelle ; ε_{it} est les termes d'erreurs.

Sur la base de ce modèle, et suivant la littérature, un ensemble de variables susceptibles d'influencer les inégalités de revenu sont intégrées. Le modèle de l'étude prend la forme fonctionnelle suivante après réaménagement :

$$INGR = f(CROI, INFL, DEMO, CORR, AGRI) \quad (2)$$

Sous forme économétrique, le modèle de régressions se présente comme suit :

$$INGR_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CROI_{it} + \alpha_2 INFL_{it} + \alpha_3 DEMO_{it} + \alpha_4 CORR_{it} + \alpha_5 AGRI_{it} + b_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Avec $t \in [2005; 2019]$, où *i* et *t* désigne respectivement le pays et le temps.

- $INGR_{it}$: La variable dépendante, représente les inégalités de revenus mesuré par l'Indice de Gini ;
- $CROI_{it}$: Indicateur de croissance économique mesuré par le taux de croissance du Produit Intérieur Brut ;
- $INFL_{it}$: Représente le taux d'inflation mesuré par l'Indice de Prix à la consommation (IPC) ;
- $DEMO_{it}$: Représente le taux de croissance de la population pour capter l'influence de la démographie dans l'explication des inégalités.
- $CORR_{it}$: Cette variable représente la qualité des institutions nationales. Elle est mesurée par le degré de corruption étant donné que la littérature révèle de plus en plus le rôle déterminant des institutions dans l'aggravation des inégalités (Aghion et Williamson, 1998 ; OCDE, 2008) ;
- $AGRI_{it}$: Représente le nombre d'Emplois dans l'agriculture », mesuré par le taux d'emploi dans l'agriculture ;

α_0 est une constante ; b_i représente les effets spécifiques et capte les tendances atemporelles ; $\alpha_1; \alpha_2; \alpha_3; \alpha_4$ et α_5 représentent les coefficients associés respectivement aux différentes variables explicatives ; ε_{it} est le terme de l'erreur.

2.2. Analyse empirique

2.2.1. Données et sources

Les données utilisées dans cette étude couvrent sept (07) pays de l'UEMOA à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo pour la période allant de 2005 à 2019. Les données proviennent essentiellement des données en ligne de la World Development Indicators (WDI, 2020). Le tableau 1 ci-dessous présente un récapitulatif desdites données.

Tableau 1: Statistiques descriptives des variables de l'étude

Variables	Description	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Source
INGR	Inégalité de revenus mesuré par l'indice de GINI	2.50	2.34	-4.35	4.98	WID (2020)
CROI	Indicateur de croissance économique mesuré par le taux de croissance du PIB	2.86	0.79	0.33	3.33	WID (2020)
INFL	Inflation mesuré par l'indice de prix à la consommation	7.46	0.44	6.66	8.60	WID (2020)
CORRUPT	Niveau de corruption du pays comme proxy de la qualité des institutions	-0.59	0.31	-1.24	0.18	WID (2020)
DEMO	Le taux de croissance de la population	6.46	0.92	3.28	8.61	WID (2020)
Ln_Empl_AGRI	Nombre d'emplois dans l'agriculture mesuré par le taux d'emplois dans l'agriculture	0.77	0.36	0.15	2.32	WID (2020)

Source : De l'auteur

Le résumé des statistiques descriptives des variables de notre échantillon est présenté en dans le Tableau 1 ci-dessus. L'analyse de la multicolinéarité est présentée en annexe dans les Tableaux A-1 et A-2 respectivement pour la matrice de corrélation partielle et le test VIF. Le

tableau A-2 montre que les coefficients de corrélations entre les différentes variables explicatives sont faibles. Cela traduit une absence de multicolinéarité entre les régresseurs. Ce résultat est confirmé par le test VIF avec une valeur du VIF faible de 1,90. En effet, plus un VIF est plus proche de 1, alors le modèle est beaucoup plus robuste étant donné l’absence de multicolinéarité.

2.2.2- Tests de spécification sur données de panel

Lorsque l’on considère les données de panel, la toute première chose qu’il convient de vérifier est la spécification homogène ou hétérogène du processus générateur des données. Pour la vérification de l’existence des effets fixes individuels nous avons mis en œuvre le test d’existence des effets spécifiques de Fisher dont l’hypothèse nulle repose sur l’homogénéité des effets individuels. Les statistiques calculées rejettent l’hypothèse nulle (**a-3.**). En sus de ce test, le test de Hausman effectué (voir annexe **a-4.**) montre qu’on est en présence d’effets spécifiques.

- **Analyse de l’indépendance interindividuelle**

Avant de procéder aux tests de racine unitaire des variables, nous effectuons un test de dépendance interindividuelle. Ce test a pour but d’identifier la dépendance entre les individus. Pour tester cette dépendance entre les individus du panel, nous avons le choix entre deux tests à savoir le test de Breusch-Pagan (1980) et celui de Pesaran (2004). Dans cette étude, nous nous appuyons sur le test de dépendance interindividuelle du Multiplicateur de Lagrange développé par Breusch-Pagan au détriment de celui développé par Pesaran dans la mesure où notre panel présente une dimension temporelle supérieure à la dimension individuelle. Le test de dépendance interindividuelle permet de choisir les tests de racine unitaire les mieux adaptés à notre modèle d’étude.

Les hypothèses du test se présentent comme suit :
$$\begin{cases} H_0 : \text{Indépendance} \\ H_1 : \text{Dépendance} \end{cases}$$

Le résultat du test de Pesaran effectué sur le modèle est présenté dans le tableau 3 ci-dessous.

Tableau 2: Résultat du test de dépendance interindividuel dans le cadre du modèle

Breusch-Pagan LM test of independence	chi2(21)	P_value
	96,454	0,000***

NB : *, ** et *** désignent respectivement la significativité au seuil de 10%, 5% et 1%. Le rejet de l’hypothèse nulle indique qu’il y a dépendance entre les individus du panel.

Source : Calculs des auteurs à partir des données WDI (2021) ; UIT (2021)

La p-value associée à la statistique du test est inférieure à 5% alors l'hypothèse nulle est rejetée. Il en ressort que les individus du panel sont dépendants les uns des autres. Par conséquent, il convient donc d'effectuer les tests de racine unitaire de deuxième génération.

- **Test stationnarité des variables de l'étude**

Pour tester l'existence d'une racine unitaire dans les séries, nous utilisons les tests de 2e génération à savoir le test CADF de Pesaran (2003) et Breitung et Das (2005). Ces tests sont une généralisation du test classique ADF et sont bien documentés dans la littérature. Les résultats de ces tests présentés dans le Tableau 3.

Tableau 3: Les résultats des tests de stationnarité de CADF Pesaran (2003) et de Breitung et Das (2005).

		Pesaran		Breitung & Das		Conclusion
		Coef	P-value	Coef	P-value	Ordre
Test à niveau	INGR	-1.307	0.836	-1.2763	0.1009	NS
	CROI	-3.330	0.000	-2.1238	0.0168	I(0)*
	DEMO	-0.768	0.989	1.3995	0.9192	NS
	CORR	-2.119	0.160	-0.2686	0.3941	NS
	INFL	-3.904	0.000	-1.3672	0.0858	NS
	Ln_Empl_AG	-1.713	0.497	3.6986	0.9999	NS
Test en différence	INGR	-1.987	0.251	-4.6630	0.0000	I(1)***
	CROI					
	DEMO	0.378	1.000	0.1956	0.5775	I(1)***
	CORR	-4.043	0.000	-1.4888	0.0683	I(1)**
	INFL	-3.904	0.000	-2.9473	0.0016	I(1)***
	Ln_Empl_AG	-2.482	0.031	-3.1802	0.0007	I(1)***

NS : Non stationnaire ; (*) Significativité à 10%, (**) Significativité à 5% et (***)

Significativité à 1%

Source : Calculs de l'auteur

Les résultats des tests de racine unitaire en panel sont concordants et montrent que toutes les variables sont intégrées d'ordre un. En différence première, l'hypothèse de racine unitaire est rejetée pour l'ensemble des variables d'analyse. En somme, on peut dire que toutes les séries en panel sont intégrées d'ordre 1 comme l'atteste les résultats du tableau 3.

- **Test de cointégration de Westerlund**

Westerlund (2007) a développé quatre nouveaux tests de cointégration qui sont basés, non pas sur les résidus mais sur la dynamique structurelle des relations et qui par conséquent n'imposent aucune restriction sur les facteurs communs.

L'idée est de tester l'hypothèse nulle de non cointégration en vérifiant si le terme de correction d'erreur dans le modèle à correction d'erreur construit à cet effet est significativement égal à zéro. Les quatre tests sont normalement distribués et accommodent assez bien les dynamiques individuelles de courte période, les tendances, les paramètres spécifiques aux individus et les dépendances intra individus. Les deux derniers tests (Pt et Pa) permettent de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative selon laquelle le panel dans son ensemble est cointégré alors que les deux premiers tests (Gt et Ga) testent l'alternative d'existence d'au moins un individu pour lequel les variables sont cointégrées. Les résultats des tests sont consignés dans le tableau 2.

Tableau 2 : Tests de cointégration (Westerlund, 2007)

Statistics	INGR / CROI		INGR / DEMO		INGR / INFL		INGR /ln_Empl_AGRI	
	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value	Coef	P-value
Gt	-2.410	0.429	-5.592	0.000	-2.617	0.195	-3.698	0.000
Ga	-8.215	0.928	-4.793	0.998	-	0.385	-5.709	0.993
Pt	-4.926	0.780	-6.876	0.067	-4.938	0.776	-3.763	0.983
Pa	-9.697	0.371	-3.289	0.994	-8.364	0.980	-4.304	0.980
	INGR / CORR							
Statistics	Coef	P-value						
Gt	-6.027	0.000						
Ga	-23.210	0.000						
Pt	-7.459	0.015						
Pa	-16.413	0.001						

Source: Les auteurs à partir du logiciel stata 15

Il ressort de ce tableau que l'hypothèse de non cointégration (H_0) ne peut être rejetée au seuil de 5 % pour la plupart des variables (selon les statistiques Pt et Pa). Il n'existe pas en effet un mécanisme à correction d'erreur.

On peut donc à la lumière de tous les résultats des tests préliminaires (voir annexe), on peut donc analyser la relation entre la croissance et les inégalités à partir des FGLS.

3. Résultats des estimations et discussion

3.1- Résultats des estimations

Nous présenterons nos résultats des estimations du FGLS dans le tableau ci-dessous.

Table1. Resultats des regressions

	INGR
CROI	-0.00464** (-2.78)
DEMO	0.536*** (8.11)
INFL	-0.000728 (-0.28)
ln_Empl_AGRI	-1.403*** (-10.69)
CORR	-0.180*** (-3.72)
_cons	6.162*** (17.54)
N	105

t statistics in parentheses

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

L'analyse des résultats du tableau va se faire dans le point suivant.

3.2. Interprétation et discussion des résultats

Les résultats sont globalement significatifs au seuil de 5%. En effet, le signe du coefficient de la variable croissance est négatif (-0.005) et significatif au seuil de 5%. Donc, la croissance économique tend à réduire les inégalités de revenu. En effet, une forte croissance étend source du dynamisme économique (réduction du chômage, de la pauvreté, gain de revenu...) va nécessairement réduire les disparités de revenu. Ce résultat est aussi conforme aux conclusions de Simon Kuznets (1955), Kakwani (1993), Dollar et Kraay (2001) et Mbabazi et al. (2002).

Le coefficient de la variable qualité des institutions représenté ici par la corruption est négatif (-0.180) et significatif au seuil de 5%. Les résultats de l'étude montrent que la qualité des institutions, mesurée par la corruption, est source de réduction des inégalités de revenu dans l'UEMOA. D'autre part, toute chose étant égale par ailleurs, la maîtrise de la gouvernance

contribue à réduire le fossé entre les revenus élevés et les bas revenus. Ce résultat est conforme aux conclusions de Dollar et Kraay (2000), Kaufmann et Kraay (2002) et Calderon et Chong (2004).

La variable agriculture est significative et négative (-1.403). Une hausse de l'emploi agricole entraîne une diminution des inégalités de revenu. Les résultats montrent que la hausse des emplois agricoles entraîne la réduction des inégalités de revenu dans l'UEMOA. Ce résultat est conforme à la logique attendue. En effet, les populations les plus pauvres se localisent dans les zones rurales et travaillent dans l'agriculture. Donc, plus cette population agricole diminue, plus la main d'œuvre augmente dans les autres secteurs d'activité, généralement le secteur tertiaire et mieux leur revenu s'améliore réduisant ainsi les inégalités.

Le coefficient significatif et positif (0.536) de la variable démographie au seuil de 5%, correspondant au signe attendu, traduit le fait qu'une baisse de la croissance démographique d'une (01) unité entraîne une baisse des inégalités de revenu de 0.536 point.

La croissance démographique ne contribue pas à réduire les inégalités de revenu dans l'UEMOA. Ce résultat conforme à celui de De la Croix et Doepke (2002), Galor et Weil (2000) et Rougoff et Charles (2015).

A partir des données de la période allant de 2005 à 2019, la variable croissance étant significatif, alors l'hypothèse principale, « la croissance économique réduit les inégalités de revenus dans l'espace UEMOA », est acceptée. De même, le coefficient de la variable qualité des institutions est positif et significatif au seuil de 5%. Ce résultat permet d'accepter la deuxième hypothèse secondaire « les inégalités de revenus sont liées à la qualité des institutions dans l'espace UEMOA.

Conclusion

Les bonnes performances économiques des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine de ces dernières années couplées aux situations inégalitaires croissante au niveau des revenus ont motivées cette étude. Elle a consisté à analyser l'effet de la croissance économique et de la qualité des institutions sur les inégalités de revenu dans l'espace UEMOA, de 2005 à 2019.

A partir de la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) appliqué sur les données de panel, il ressort que la croissance économique réduit les inégalités de revenus dans les pays de l'UEMOA. En outre, une amélioration de la qualité des institutions est sources d'atténuation des inégalités de revenu. Par ailleurs la hausse d'emplois agricoles contribue à réduire les inégalités de revenus dans l'union, contrairement à la croissance démographique.

Tableau A0 : Comparaison des pays selon l'évolution de la croissance et des inégalités

		Croissance		
		constante	Baisse	augmente
Inégalité	constante	Sénégal		Côte d'Ivoire
	baisse	Burkina Faso	Mali	Niger
	augmente	Bénin		Guinée-Bissau ; Togo ; UEMOA

Source : Construction de l'auteur à partir des données provenant du SWIID et du WDI 2018

Tableau A-1: Matrice des corrélations entre les variables explicatives de l'étude

	INGR	CROI	DEMO	INFL	ln_Empl_A	CORR	Gri
INGR	1,0000						
CROI	0,1656 *	1,0000					
DEMO	0,0208	-0,1630	1,0000				
INFL	0,3605 *	*	-0,1758	1,0000			
ln_Empl	-0,0898	0,3120 *	*	-0,0657	1,0000		
_AGRI	-0,1334	0,6095 *	0,0425	-0,0368	0,3568 *		
COR	0,2240 *	0,3875 *	0,0381	0,3298 *	0,2532 *	1,0000	
		0,6590	-0,2712				

Nb : * désigne la significativité au seuil de 5%.

Source : Calculs des auteurs à partir de STATA 15

Tableau A-2 : Résultats du test VIF (Test de corrélation des variables explicatives du modèle)

Variable	VIF (Variance Inflation factor)	1/VIF
Ln_Empl_AGRI	2,96	0,338
DEMO	2,65	0,377
CORR	1,68	0,593
CROI	1,12	0,889
INFL	1,09	0,918
Mean VIF	1,90	

Source : Calculs des auteurs à partir de STATA 15

Tableau A-4. Test de spécification de Hausman

---- Coefficients ----

	(b)	(B)	(b-B)	sqrt(diag(V_b-V_B))	
	eq1	eq2	Difference	S.E.	
CROI	-.0024492	-.0025373	.0000881	.	
DEMO	.8251983	.451485	.3737133	.0974669	
INFL	.0036521	.0106803	-.0070282	.	
ln_Empl_AGRI	-.1763927	-.3862865	.2098938	.	
CORR	-.1495393	-.0851883	-.0643509	.	

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg

B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\text{chi2}(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^{-1}](b-B)$$

$$= 14.28$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0139$$

(V_b-V_B is not positive definite)

Tableau A-5. Test d'hétéroscédasticité

Modified Wald test for groupwise heteroskedasticity
 in fixed effect regression model

H0: $\sigma(i)^2 = \sigma^2$ for all i

$$\text{chi2}(7) = 255.94$$

$$\text{Prob}>\text{chi2} = 0.0000$$

Tableau A-6. Test d'autocorrélation

Wooldridge test for autocorrelation in panel data

H0: no first-order autocorrelation

$$F(1, 6) = 2.452$$

$$\text{Prob} > F = 0.1684$$

Tableau A-7. Résultats des estimations

Cross-sectional time-series FGLS regression

Coefficients: generalized least squares

Panels: heteroskedastic with cross-sectional correlation

Correlation: common AR(1) coefficient for all panels (0.7143)

Estimated covariances = 28 Number of obs = 105

Estimated autocorrelations = 1 Number of groups = 7

Estimated coefficients = 6 Time periods = 15

$$\text{Wald chi2}(5) = 124.64$$

$$\text{Prob} > \text{chi2} = 0.0000$$

INGR	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
CROI	-.0046411	.001668	-2.78	0.005	-.0079104	-.0013719
DEMO	.5362565	.0661341	8.11	0.000	.4066361	.6658769
INFL	-.000728	.0026252	-0.28	0.782	-.0058732	.0044172
ln_Empl_AGRI	-1.403109	.1312652	-10.69	0.000	-1.660384	-1.145834
CORR	-.1799316	.0483755	-3.72	0.000	-.2747457	-.0851174
_cons	6.162146	.3512247	17.54	0.000	5.473758	6.850534

BIBLIOGRAPHIE

1- Articles de revue

Aidt, T. S. (2010) : « Corruption and sustainable development », Chapter prepared for “International Handbook on the Economics of Corruption, Volume 2,” Susan Rose-Ackerman and Tina Søreide, eds., 2011 (Cheltenham UK: Edward Elgar).

Agence Française de Développement (2006) Département de la Recherche, Inégalités et équité

en Afrique ;

Bardhan, P. (1996). La nature des entraves institutionnelles au développement économique (n° 1554-2016-132496).

BCEAO, (2013), Perspectives Economiques des Etats de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine en 2013 ;

Breitung, J., & Das, S. (2005). Tests de racine unitaire de panel sous dépendance transversale. *Statistica Neerlandica*, 59 (4), 414-433.

Calderón, C., & Chong, A. (2004). Volume et qualité des infrastructures et répartition des revenus : une enquête empirique. *Examen du revenu et de la richesse*, 50 (1), 87-106.

Christophe Hurlin et Valérie Mignon, janvier (2005), « Une Synthèse des Tests de Racine Unitaire sur Données de Panel » ; HAL Id: halshs-00078770,

Clarke, GR, Zou, HF et Xu, LC (2003). Finance et inégalité des revenus : test de théories alternatives (Vol. 2984). Publications de la Banque mondiale.

Cobb, C. and Douglas, P. (1928). "A Theory of Production." *American Economic Review*, Vol. 18, pp. 139-250.

De La Croix, D., & Doepke, M. (2003). Inégalité et croissance : pourquoi la fécondité différentielle est importante. *Revue économique américaine*, 93 (4), 1091-1113.

Dollar, D., & Kraay, A. (2000). Droits de propriété, droits politiques et développement des pays pauvres dans la période postcoloniale. Documents de travail de la Banque mondiale.

Dollar, D., & Kraay, A. (2001). Trade, growth, and poverty. Available at SSRN 632684.

Dubois J-L. (ed.), 1997, Comores : Développement Humain Durable et Elimination de la Pauvreté : Eléments pour une Stratégie Nationale, 1997, PNUD et RFIC, Editions Frison-Roche, Paris, 58 p.

Dubois, J. L. (2001). Pauvreté et inégalités: situation et politiques de réduction. LEVY, A. et VIMARD, P.(éd.)(2001). Population et développement: les principaux enjeux, 5, 39-50.

Easterly, W., & Levine, R. (2002): « It's not factor accumulation: stylized facts and growth models », *Central Bank of Chile* (Vol. 6, pp. 061-114).

Easterly, W. (2007). L'inégalité cause le sous-développement : perspectives d'un nouvel instrument. *Journal d'économie du développement*, 84 (2), 755-776.

Fields, G. (1988). *Changes in poverty and inequality in the developing countries*, New York, Cornell university, Ithaca.

Fosu, A. K. (1992) : « Political instability and economic growth: evidence from Sub-Saharan Africa ». *Economic Development and Cultural Change*, 40(4), 829-841.

- Galor, O., & Weil, DN (2000). Population, technologie et croissance : de la stagnation malthusienne à la transition démographique et au-delà. *Revue économique américaine*, 90 (4), 806-828.
- Guillaumont, P., Guillaumont Jeanneney, S., & Brun, J. F. (1999) : « How instability lowers African growth », *Journal of African Economies*, 8(1), 87-107.
- Gupta, S., Davoodi, H. et Alonso-Terme, R. (2002): « Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty? », *Economics of Governance*, 3, 23-45.
- Gyimah-Brempong, K. (2002): « Corruption, economic growth and income inequality in Africa », *Economics of Governance* n°3: pp.183-209.
- Hasan, R., D. Mitra et M. Ulubasoglu (2007) :« Institutions and Policies for Growth and Poverty Reduction: The Role of Private Sector Development », *Asian Development Review*, Vol. 24, pp. 69–116
- Kakwani, N. (1993). Pauvreté et croissance économique avec application à la Côte d'Ivoire. *Revue des revenus et du patrimoine*, 39 (2), 121-139.
- Kaufmann, D., Kraay, A., Lora, E. et Pritchett, L. (2002). Croissance sans gouvernance [avec commentaires]. *Économie*, 3 (1), 169-229.
- Kaufmann, D., & Kraay, A. (2002). Indicateurs de gouvernance, allocation de l'aide et Millenium Challenge Account. Allocation de l'aide et Millennium Challenge Account (décembre 2002).
- Keho Y. (2012), « Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA », *Revue économique et monétaire*, N° 12 –Décembre, BCEAO, Dakar.
- Kuznets, Simon. (1955). “Economic Growth and Income Inequality.” *American Economic Review* 45(1): 1– 28.
- Kwon, H. J., et Kim, E. (2014):« Poverty Reduction and Good Governance: Examining the Rationale of the Millennium Development Goals », *Development and Change*, 45, 353-375.
- Li, H., Xu, C. et Zou, H.-F. (2000):« Corruption, Income Distribution, and Growth, *Economics and Politics* », 12(2), 155-182.
- Mamane TARNO, (2012), « Déterminants de la croissance économique des pays de l'UEMOA : une analyse à l'aide des données de panel », *Revue d'Économie Théorique et Appliquée* Volume 2 – Numéro 2 – Déc. 2012 pp 199-222 ;
- Matata Ponyo MAPON, Juin 30 (2017), *La croissance supporte-t-elle les inégalités ?*
- Marc RAFFINOT, Dunod, 2015, *Économie du Développement* ;

- Mbabazi, P., MacLean, SJ et Shaw, TM (2002). Gouvernance pour la reconstruction en Afrique : défis pour les communautés politiques et les coalitions. *Réseaux mondiaux*, 2 (1), 31-48.
- Pedroni P. (1999), «Critical values for cointegration tests in heterogenous panel with multiple regressors», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.61; n°4, pp.653-670.
- Pesaran, MH (2003). Sur le panel tests de racine unitaire utilisant des variables instrumentales non linéaires. Disponible au SSRN 482463.
- Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22(2), 129-162.
- Pesaran, M. H. et Smith (1995), «Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogenous Panels». *Journal of Econometrics*, vol. 68, n°1, pp. 265-312.
- Pesaran, M. H. (2007), «A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Dependence». *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Piketty, T., Saez, E., (2003). Income Inequality in the United States: 1913-2002. *Q. J. Econ.* 118.
- Piketty, Thomas, and Emmanuel Saez. (2013). "Optimal Labor Income Taxation." Chap. 9 in *Handbook of Public Economics*, Vol. 5, edited by A. Auerbach, R. Chetty, M. Feldstein, and E. Saez. Elsevier-North Holland.
- Philippe, A., Aghion, P., & Williamson, J. G. (1998). *Growth, inequality, and globalization: theory, history, and policy*. Cambridge University Press.
- PNUD, (2017), *Inégalités de revenus en Afrique subsaharienne : tendances divergentes, déterminants et conséquences*;
- Rougoor, W., & Van Marrewijk, C. (2015). Démographie, croissance et inégalités mondiales de revenu. *Développement mondial*, 74 , 220-232.
- Saïda HENNI, 2004, *Inégalités sociales, croissance et développement durable*, Bordeaux IV, septembre 2004 ;
- UEMOA, (2016), *Rapport semestriel d'exécution de la surveillance multilatérale*, juin 2016 ;
- UEMOA, (2018), *Département des Politiques Economiques et de la Fiscalité Intérieure*, note de conjoncture économique régionale dans l'UEMOA, 1er trimestre 2018, n°39 ;
- Westerlund, J., & Edgerton, DL (2007). Un test de cointégration bootstrap en panel. *Lettres d'économie*, 97 (3), 185-190.

2- Livres

Breusch, T. & Pagan, A. (1979), 'A simple test of heteroskedasticity and random coefficient variation', *Econometrica* 47, 1287–1294.

Régis BOURBONNAIS, Dunod, (1998), Manuel et exercices corrigés Econométrie, 2^e édition

Thomas PIKETTY, (2013), *Le Capital au XXI e siècle*, 976 pages ;

3- Thèses

Sieman, L. C. (1996). *International Accounting & International Communication* (Doctoral dissertation, Eastern Michigan University).

Youssoufou H. Daouda, (2010), « Dynamiques de pauvreté, inégalité et croissance économique en Afrique Subsaharienne : une investigation appliquée au cas du Niger »; Thèse pour le Doctorat de Sciences Économiques, novembre 2010, Université Montesquieu – Bordeaux IV.