

Qualité institutionnelle et Pollution environnementale dans la CEDEAO : une analyse de la causalité. Institutional Quality and Environmental Pollution in ECOWAS: a causality analysis.

Ouattara Soman Désiré Ferdinand¹

¹Enseignant chercheur au Département d'Economie,
Université Peleforo Gon Coulibaly
Korhogo, Côte d'Ivoire

ABSTRACT: *The objective of this study is to analyze the effect of institutional quality on environmental quality as well as possible causal relationships over the period 1996-2018 in ECOWAS. Using the non-causality test proposed by Dumitrescu-Hurlin (2012) and the Pooled Mean Group (PMG) method proposed by Pesaran et al (1999), we were able to arrive at several results. First, better regulatory quality, government efficiency and political stability negatively impact CO2 emission. Second, it was found that there is a unidirectional causality from institutional quality to environmental quality. Thus, regulatory quality, government effectiveness and political stability cause CO2 emissions.*

KEYWORDS: *Quality of institutions, CO2 emission, Panel, ECOWAS*

RESUME: *L'objectif de cette étude est d'analyser l'effet de la qualité des institutions sur la qualité de l'environnement ainsi que les éventuelles relations de causalité sur la période 1996-2018 dans la CEDEAO. L'utilisation du test de non causalité proposé par Dumitrescu-Hurlin (2012) et la méthode des Pooled Mean Group (PMG) proposé par Pesaran et al (1999) nous ont permis de parvenir à plusieurs résultats. En premier, une meilleure qualité de la réglementation, une meilleure efficacité du gouvernement et une plus importante stabilité politique impactent négativement l'émission de CO2. En second, il a été trouvé qu'il existe une causalité unidirectionnelle allant de la qualité des institutions vers la qualité de l'environnement. Ainsi, la qualité de la réglementation, l'efficacité du gouvernement et la stabilité politique causent les émissions de CO2.*

MOTS-CLEFS: *Qualité des institutions, Émission de CO2, Panel, CEDEAO*

Date of Submission: 15-12-2021

Date of Acceptance: 31-12-2021

I. INTRODUCTION

Les questions liées à la sécurité alimentaire, à la pauvreté surtout des populations rurales et à la santé des populations en générale tirent leurs origines des problèmes environnementaux. À en croire aux Nations Unies, l'environnement est le socle commun de chacun des dix-sept Objectifs de Développement Durable, qu'il s'agisse de l'élimination de la faim, de la réduction des inégalités, ou de la construction de villes et de communautés durables partout dans le monde (UN, 2021).

Dans le cas spécifique des pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), la protection de l'environnement comporte de nombreux enjeux. En effet, la zone subit une pollution croissante, renforcée par une démographie et une densité urbaine accrues. En même temps, les risques sanitaires et épidémiologiques liés à la détérioration de la qualité de l'air augmentent. Entre 1990 et 2013, les décès prématurés causés par la pollution atmosphérique ont ainsi connu une hausse de 36 % selon une étude de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) publiée en 2016. Par ailleurs, les changements climatiques constituent un problème complexe, qui, bien qu'étant de nature environnementale, a des conséquences sur beaucoup d'issues globales telles que la pauvreté, le développement économique, la croissance de la population, le développement durable et la gestion des ressources (La commission de la CEDEAO, 2016). Et à ce titre, les pays de la CEDEAO ont depuis 2012 mis en place une politique commune de la préservation de l'environnement. Aussi, face à la pollution croissante, plusieurs décisions ont été prise lors de la conférence sur l'environnement tenue en février 2020 au Burkina Faso. Il s'agit entre autres de l'adoption de réglementations visant à introduire des carburants et des véhicules plus propres dans la région ouest africaine.

Par ailleurs, les enjeux de la mise en place de solides institutions ne laissent aucun pays indifférent surtout ceux de l'Afrique subsaharienne et particulièrement ceux de la CEDEAO. En effet, les pays de la CEDEAO réalisent de mauvais scores dans le classement mondial de la qualité de leur institutions (Polity IV

index, 208 ; Freedom House, 2018; World Wide Governance Indicators, 2020). Au niveau africain, l'Indice Ibrahim de la Gouvernance en Afrique (IAG, 2018) indique que seuls deux pays figurent dans le top 10. Il s'agit du Cap Vert, suivi du Ghana. Face à ce constat, et face au fait que l'application de bonnes pratiques institutionnelles est essentielle pour un bon fonctionnement des politiques économiques mises en œuvre dans la sous-région, la CEDEAO dans ses objectifs de développement durable (ODD) en a fait cas.

Toutefois, la littérature évoquant les effets de la qualité institutionnelle sur la qualité de l'environnement sont parvenues à des résultats mitigés. Certaines études affirment qu'une meilleure qualité des institutions au travers de la démocratie et des libertés individuelles favorisent l'engagement des États à définir de meilleures politiques en matière de protection de l'environnement (Payne, 1995 ; Olson, 1993 ; Deacon 2009). Pour d'autres, il faut s'attendre à des résultats contraires dans la mesure où la démocratie ou une meilleure qualité des institutions améliore la croissance et les autres facteurs susceptibles d'empêcher la dégradation de l'environnement (Dryzek, 1987 ; Desai, 1998).

Dans un tel contexte, quel pourrait être l'effet attendu de la qualité des institutions sur la qualité environnementale des pays de la CEDEAO ? Quels sont les liens de causalité entre la qualité institutionnelle et la qualité environnementale dans ces pays ?

Sous l'hypothèse que la qualité des institutions permet de préserver l'environnement en réduisant les émissions de CO₂ et qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre la qualité des institutions et celle de l'environnement, la présente étude se donne comme objectif d'étudier l'effet de la qualité des institutions sur l'environnement tout en décelant les liens de causalité dans la sous-région ouest Africaine en l'occurrence la CEDEAO.

Notons que cette étude a lieu afin de permettre aux États de mieux s'orienter dans la prise de décision pour ce qui est des questions institutionnelles et environnementales. De plus, cette étude est la première du genre à porter son attention sur les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO).

À cet effet, la présente étude est constituée de trois sections. La première présente la revue de la littérature sur la question. La seconde présente les données et la méthodologie de l'étude. La dernière section quant à elle présente les résultats et la discussion. L'étude s'achève par la présentation des principaux résultats et des implications de politique économique.

Revue de la littérature

La relation entre la qualité des institutions et la qualité de l'environnement est certes peu étudiée mais reste marquée par plusieurs travaux théoriques sur la question. Arrow et al. (1995) montraient que bien que la pollution ait baissé avec l'augmentation du niveau de vie, cette baisse a été le fait de réformes institutionnelles locales, telles que la législation environnementale et les incitations basées sur le marché pour réduire l'impact environnemental. Pour ces auteurs, la solution à la dégradation de l'environnement réside dans des réformes institutionnelles qui obligeront les utilisateurs privés des ressources environnementales à tenir compte des coûts sociaux de leurs actions. Pour Payne (1995), l'incitation des dirigeants politiques à mettre en œuvre des politiques environnementales aux niveaux national et international s'accroît avec le niveau de démocratisation des pays. En effet, les membres de la population des pays démocratiques sont libres de collecter des informations sur la dégradation de l'environnement et sont en mesure d'exprimer leurs préférences et de faire pression sur leurs gouvernements. Avec la démocratie, les citoyens sont plus conscients des problèmes environnementaux (liberté des médias). Ils peuvent également exprimer leurs préférences en matière d'environnement (liberté d'expression) et créer des groupes de pression (liberté d'association). Ainsi, avec la démocratisation élevée, les décideurs tendent à satisfaire leurs populations en matière d'environnement et participent davantage aux négociations et accords internationaux (McCloskey, 1983).

Aussi, des auteurs tels que Olson (1993) et Deacon (2009) ont pu mettre en avant l'influence des libertés politiques sur la protection de l'environnement. Pour ces auteurs, les libertés politiques favorisent la protection de l'environnement car les régimes non démocratiques sous-produisent l'environnement considéré comme un bien public. Le mécanisme à l'œuvre est que les gouvernements autocratiques sont dirigés par des élites politiques qui monopolisent et détiennent une grande partie des revenus nationaux. La mise en œuvre de politiques environnementales rigoureuses peut faire baisser les niveaux de production, de revenu et de consommation, qui, à leur tour, imposent un coût plus élevé aux élites d'une autocratie, alors que le bénéfice marginal est uniforme pour l'élite et la population. Les élites dans une autocratie sont donc relativement moins favorables à l'environnement que la population dans une démocratie.

Quant aux travaux empiriques sur la question de la relation entre la qualité institutionnelle et celle de l'environnement, elles paraissent ambiguës quant aux effets de la qualité des institutions sur l'environnement.

Pour certains auteurs, les dirigeants politiques peuvent être influencés par les groupes de pression et les entreprises multilatérales. De ce fait, les démocraties ne peuvent être considérées comme des protecteurs de l'environnement car elles sont censées satisfaire les préférences des marchés et des groupes de pression qui visent à maximiser leur profit économique, au détriment d'une meilleure qualité de l'environnement (Dryzek,

1987). Pour Desai (1998), la démocratie est un facteur de croissance économique et de prospérité, qui peut avoir un impact négatif sur l'environnement. Surtout que la démocratie est également corrélée à des facteurs tels que les droits de propriété et les infrastructures sociales qui favorisent la croissance économique.

Neumayer (2002) parvient aux résultats selon lesquels les démocraties signent et ratifient davantage d'accords multilatéraux sur l'environnement, participent à un plus grand nombre d'organisations intergouvernementales sur l'environnement, respectent mieux les exigences en matière de rapports de la Convention, sont plus susceptibles d'avoir un Conseil national du développement durable dans leur pays et disposent de plus d'informations pertinentes sur l'environnement que les non-démocraties. De ce fait, l'auteur suggère qu'une propagation de la démocratie dans le monde conduira à un engagement environnemental accru. Cependant, l'auteur ne trouve pas de preuves solides en faveur d'un lien positif entre la démocratie et les résultats environnementaux. Dans une étude visant à analyser la courbe environnementale de Kuznet au Nigéria, Alege et Ogundipe (2013) concluent que l'amélioration de la qualité institutionnelle, en particulier le contrôle de la corruption, réduira le niveau des émissions de carbone au Nigeria. Dans le même genre d'étude mais cette fois sur l'Afrique du Nord entre 2004 et 2013, Sileem (2015) a également montré que la corruption a significativement baissé les émissions de CO2. En plus, du fait que le test de causalité de Granger a confirmé la présence d'une relation unidirectionnelle entre le CO2 par capital et la corruption. Dans une autre étude sur l'Afrique subsaharienne et du Nord, Egbetokun et al. (2018) montre que l'efficacité de la gouvernance, l'état de droit, le contrôle de la corruption et la qualité de la réglementation impactent significativement l'environnement.

II. Méthodologie

2.1. Le test de causalité

La relation de causalité entre la qualité des institutions et celle de l'environnement s'appuie sur le test de non-causalité proposé par Dumitrescu-Hurlin (2012). Le test de Dumitrescu-Hurlin (2012) se compose de deux distributions notamment asymptotiques et semi-asymptotiques. La distribution asymptotique est valide quand $T > N$ et la distribution semi-asymptotique est appropriée quand $N > T$. Ces auteurs transposent la méthodologie adoptée dans la littérature sur les tests de racine unitaire dans les panels hétérogènes, et plus particulièrement dans le test bien connu d'Im, Pesaran et Shin (2003), au problème du test de l'hypothèse de non causalité. Ils partent de la relation ci-dessous :

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_{ik} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_{ik} x_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Où $K \in \mathbb{N}^*$. Les auteurs font l'hypothèse que les effets individuels α_i sont fixes. Les paramètres γ_{ik} et β_{ik} peuvent différer selon les individus. À partir du modèle (1), les auteurs testent l'hypothèse nulle de Non Causalité Homogène (NCH) de la variable x vers la variable y . Cette hypothèse se traduit par la contrainte suivante :

$$H_0 : \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \text{ avec } \beta_i = (\beta_{i1}, \dots, \beta_{iK})' \quad (2)$$

Selon ces auteurs, cette contrainte implique qu'il n'existe aucune relation de causalité de x vers y pour les N individus de l'échantillon. Les auteurs considèrent une spécification hétérogène de l'hypothèse alternative, telle que :

$$H_1 : \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \quad (3)$$

$$\beta_i \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \quad (4)$$

Où la taille N_1 est a priori inconnue mais satisfait la condition $0 \leq N_1/N < 1$. Ainsi, dès lors que $N_1 > 0$, coexistent deux ensembles d'individus : un ensemble de N_1 individus pour lesquels il n'y a pas de causalité de x vers y et un ensemble de $N - N_1$ individus pour lesquels il existe au contraire une relation de causalité de x vers y . La composition des deux ensembles est a priori inconnue. Dès lors, il ne s'agit pas d'un test d'une hypothèse de non causalité pour tous les individus contre une alternative de causalité pour tous les individus. Si l'on rejette l'hypothèse nulle, cela signifie simplement qu'il existe au moins un individu du panel pour lequel la variable x cause la variable y .

Le test de Dumitrescu et Hurlin (2012) propose trois statistiques à savoir :

$$W_{N,T}^{HNC} ; Z_{N,T}^{HNC} ; Z_N^{HNT} \quad \text{Avec} \quad W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,t} \quad \text{avec } W_{i,t} \text{ la statistique de Wald pour chaque individu du panel. Les auteurs indiquent que la statistique } Z_{N,T}^{HNC} \text{ a une distribution asymptotique et s'écrit :}$$

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \quad \text{avec } Z_{N,T}^{HNC} \text{ qui suit la loi } N(0,1). \text{ Ainsi, il y a causalité si la P-value des tests est inférieure à 5\%. Dans le cas contraire, on rejette l'existence de causalité.}$$

2.2. La méthode d'estimation

Dans le cadre de notre étude, nous retenons deux types d'estimateurs. Il s'agit des estimateurs Mean Group (MG) et Pooled Mean Group (PMG) respectivement proposés par Pesaran et Smith (1995) et Pesaran et al (1999). Pesaran et Smith (1995) montrent qu'en présence d'hétérogénéité, plusieurs estimateurs couramment utilisés dans la littérature peuvent être affectés par de potentiels biais spécialement dans de petits échantillons de pays. Ainsi, l'estimateur Mean Group autorise une hétérogénéité à la fois dans les paramètres de court terme et les coefficients de long terme. Cette technique estime l'équation pour chaque pays de l'échantillon et calcule ensuite les moyennes non pondérées des coefficients sur l'ensemble du panel. Quant à l'estimateur Pooled Mean Group, il autorise les coefficients de court terme et le coefficient d'ajustement à varier suivant les pays, mais les coefficients de long terme sont identiques pour tous les pays. Par ailleurs, l'un des avantages de l'utilisation de cette méthode est qu'elle peut être utilisée sur des variables intégrées à différents ordre (plus petit que 2). Ainsi, en spécifiant notre modèle à l'image d'un modèle autorégressif à retard échelonnés (ARDL) d'ordre p et q , nous avons :

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \xi'_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Avec $i = 1, 2, \dots, N$ l'index du pays ; $t = 1, 2, \dots, T$ l'index du temps en fréquence annuelle, X_i le vecteur des variables explicatives p le nombre de retards de la variable endogène, q le nombre de retards des variables explicatives et μ_i les effets fixes individuels, λ_{ij} les coefficients liés à la variable endogène retardée, et enfin ξ_{ij} les coefficients afférents aux régresseurs.

Selon Pesaran et al (1999), la reparamétrisation de l'équation (5) donne la spécification suivante :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \varphi_i y_{i,t-1} + \beta'_i X_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Où $\varphi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij})$, $\beta_i = \sum_{j=0}^q \xi_{ij}$, $\lambda^*_{ij} = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}$, $j=1, 2, \dots, p-1$ et $\xi^*_{ij} = -\sum_{m=0}^p \xi_{im}$, $j=1, 2, \dots, q-1$

Pesaran et al. (1999) font l'hypothèse que le terme d'erreur ε_{it} est un processus stationnaire. Dans ce cas, le modèle peut être ré-spécifié sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs dans lequel la dynamique de court terme est influencée par l'écart à la relation de long terme. Ainsi en regroupant les variables de l'équation précédente, on a :

$$\Delta y_{it} = \mu_i + \varphi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda^*_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi^*_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

Où : $\theta_i = -(\beta_i / \varphi_i)$ est le vecteur des coefficients de long terme entre y_{it} et X_{it} . À contrario, λ^*_{ij} et ξ^*_{ij} sont quant à eux les coefficients de court terme. Par ailleurs, Δ est l'opérateur de variation entre deux dates successives et φ_i est le coefficient d'ajustement. Ce dernier représente la force de rappel à l'équilibre et par hypothèse, il est significativement non nul et négatif si la représentation ARDL est valide. Toutefois, les coefficients de long terme sont identiques pour tous les pays et peuvent être testés :

$$H_0: \theta_i = -\left(\frac{\beta_i}{\varphi_i}\right) = \theta \quad (8)$$

Le test empirique en question peut se faire à l'aide d'un test de type Hausman. Par ailleurs, avant de passer aux différentes estimations, nous avons procédé aux tests de stationnarité, puisque nous sommes en présence d'un panel long. À cet effet, nous avons procédé à un test de racine unitaire. Il s'agit des tests proposés par Maddala et Wu (1999) et Im, Pesaran et Shin (2003).

Notons toutefois que l'étude porte sur l'ensemble des pays de la CEDEAO à l'exception du Cap vert sur une période allant de 1996 à 2018.

III. Résultats et discussion

L'étude de la causalité entre la qualité des institutions et l'environnement s'avère appropriée pour éviter tout biais dans la relation. Ainsi, le tableau 1 ci-dessous indique que les tests de non causalité effectués sur les variables institutionnelles et de l'environnement sont significatifs pour ce qui est de la causalité allant de la qualité des institutions vers l'environnement. Cependant, pour ce qui est de la causalité allant de

l'environnement vers la qualité institutionnelle, les résultats ne sont pas significatifs. De tels résultats suggèrent que la relation entre la qualité des institutions et l'environnement est unidirectionnelle.

Tableau 1 : Résultats de la causalité par l'approche de Dumitrescu et Hurlin (2012)

Direction de la causalité	Z-bar	Z-bar tilde
Qualité de la réglementation vers l'environnement	36,32* (0,000)	32,76* (0,000)
L'environnement vers la qualité de la réglementation	1,17 (0,238)	0,93 (0,349)
Efficacité du gouvernement vers l'environnement	31,35* (0,000)	28,26* (0,000)
L'environnement vers efficacité du gouvernement	0,46 (0,638)	0,29 (0,769)
Stabilité politique vers l'environnement	3,07* (0,002)	2,65* (0,007)
L'environnement vers la stabilité politique	0,90 (0,365)	0,68 (0,491)

Notes : ** (*) représente la significativité au seuil de 5% (1%). Les coefficients entre parenthèse représentent les P-Values. La significativité du coefficient implique le rejet de l'hypothèse nulle de non causalité de la variable X vers la variable Y.

S'agissant des résultats des estimations, notons tout d'abord qu'aucune de nos variables est stationnaire à un ordre supérieur à 1 tel que recommandé par l'application de la méthode d'estimation (voir tableau A1 en annexe). De plus les variables sont cointégrées au vu du test de cointégration de Westerlund (voir tableau A2 en annexe). Par ailleurs, le coefficient à correction d'erreur qui est la force de rappel vers l'équilibre de long terme est négatif et significatif au seuil de 5 % indiquant ainsi que la représentation autorégressive à retards échelonnées est valide. Mais un coefficient inférieur à -0,9 dans chacun des modèles indique une grande vitesse de convergence vers l'équilibre de long terme. Indiquant que les déviations à court terme de l'équilibre de long terme de la relation se corrigent à plus de 90% par an par effet de feedback (Tableau 2).

Il ressort aussi que la qualité institutionnelle améliore la qualité de l'environnement en réduisant significativement les émissions de CO₂. En effet, une meilleure qualité de la réglementation, une meilleure efficacité du gouvernement et une plus importante stabilité politique conduisent les gouvernements à participer et respecter les accords internationaux en matière d'environnement.

Contrairement à la qualité institutionnelle, l'urbanisation, l'industrialisation et la croissance économique favorisent significativement les émissions de CO₂, ce qui dégrade l'environnement. En effet, avec l'urbanisation, les moyens de transport s'accroissent et avec eux les fumées polluantes. De même, l'industrialisation galopante et l'accroissement de l'activité économique constituent les premières causes de la dégradation de l'environnement du fait que ces derniers rejettent les produits de leurs productions dans l'atmosphère, les eaux et le sol.

Tableau 2: Résultat des estimations de long terme

Modèle 1			
Variables	coefficients	Std. Err.	P-value
Qualité de la réglementation	-0.245***	0.086	0.004
Urbanisation	0.072***	0.020	0.000
Industrialisation	0.122***	0.027	0.000
Taux de croissance	0.092***	0.024	0.000
Terme à Correction d'Erreur	-0.976***	0.109	0.000
Modèle 2			
Variables	coefficients	Std. Err.	P-value
Efficacité du Gouvernement	-0.229***	0.070	0.001
Urbanisation	0.047***	0.020	0.021
Industrialisation	0.118***	0.027	0.000
Taux de croissance	0.082***	0.023	0.001
Terme à Correction d'Erreur	-0.931***	0.066	0.000
Modèle 3			
Variables	coefficients	Std. Err.	P-value
Stabilité politique	-0.285***	0.097	0.003
Urbanisation	0.052***	0.013	0.000
Industrialisation	0.086***	0.008	0.000
Taux de croissance	0.021**	0.008	0.011
Terme à Correction d'Erreur	-0.885***	0.085	0.000

Source : Auteur. Note : ** (***) représente la significativité au seuil de 5% (1%).

IV. Conclusion

L'objectif de cette étude est d'analyser l'effet de la qualité des institutions sur la qualité de l'environnement ainsi que les éventuelles relations de causalité sur la période 1996-2018 dans la CEDEAO. L'utilisation du test de non causalité proposé par Dumitrescu-Hurlin (2012) et la méthode des Pooled Mean

Group (PMG) proposé par Pesaran et al (1999) nous ont permis de parvenir à plusieurs résultats. En premier, une meilleure qualité de la réglementation, une meilleure efficacité du gouvernement et une plus importante stabilité politique impactent négativement l'émission de CO2. En second, il a été trouvé qu'il existe une causalité unidirectionnelle allant de la qualité des institutions vers la qualité de l'environnement. Ainsi, la qualité de la réglementation, l'efficacité du gouvernement et la stabilité politique causent les émissions de CO2. De tels résultats débouchent sur des implications de politique économique. Il s'agit entre autre pour les pays de la CEDEAO d'intensifier la mise en oeuvre des politiques qui puisse renforcer la qualité des institutions. Un meilleur suivi de la politique environnementale sou-régional est nécessaire ainsi que la mise en place d'une industrialisation verte auquel s'ajoute une urbanisation maîtrisée.

Bibliographie

- [1]. Alege, Philip O., and Adeyemi A. Ogundipe. "Environmental quality and economic growth in Nigeria: A fractional cointegration analysis." *International Journal of Development and Sustainability* 2.2, 2015.
- [2]. Arrow, Kenneth, et al. "Economic growth, carrying capacity, and the environment." *Environment and Development Economics* 1.1, 104-110, 1996.
- [3]. McCloskey, Donald N. "The rhetoric of economics." *Journal of economic literature* 21.2, 481-517, 1983.
- [4]. Deacon, R. "Political economy of environment-development relationships: A preliminary framework, Department of Economics, University of California at Santa Barbara." *Economics Working Paper Series* 1089, 1999.
- [5]. Deacon, Robert T. "Public good provision under dictatorship and democracy." *Public choice* 139.1-2 (2009): 241-262, 2009.
- [6]. Desai, U., "Environment, economic growth, and government, ecological policy and politics in developing countries.", 1-45, 1998.
- [7]. Dryzek, John. *Rational ecology: environment and political economy*. Basil Blackwell, 1987.
- [8]. Hardin, Garrett. "The tragedy of the commons Science 162 (3859): 1243-1248." *Find this article online* (1968).
- [9]. Habassaballa, H. "Environment and foreign direct investment. policy implications for developing countries", *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking*, 1(2), 75-106, 2013.
- [10]. Maddala, G., et Wu, S., "A Comparative Study of Unit Root Tests and a New Simple Test ", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631-652, 1999.
- [11]. Neumayer, E. "Do Democracies Exhibit Stronger International Environmental Commitment? A Cross-Country Analysis ", *Journal of Peace Research*, 39 (2) (mars 1): 139-164, 2002
- [12]. Olson Mancur, "Dictatorship, democracy and development ", *American Political Science Review*, 87 (3): 567-576, 1993
- [13]. Payne, Rodger A. "Freedom and the Environment", *Journal of Democracy*, 6 (3): 41-55, 1995
- [14]. Pao, H.T., Tsai, C.M., "Modelling and forecasting the CO2 emissions, energy consumption and economic growth in Brazil", *Energy*, 36, 2450-2458, 2011.
- [15]. Pesaran, M.H. et Smith R.P., "Estimating Long-run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panel", *Journal of Econometrics* 68(1), pp. 79-113, 1995.
- [16]. Pesaran, M.H., Shin Y., et Smith R.P., "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels", *Journal of American Statistical Association*, 94(446), pp. 621-634, 1999.
- [17]. Sileem, Hanan Hamed M. "Health expenditure, climate changes and corruption in the MENA region: a granger causality approach." *Journal of African Development* 18.2: 61-72, 2016.

ANNEXE

Tableau 13 : Résultats des tests de racine unitaire en panel

	Variables en niveau			Variables en différence première		
	IPS	MW	CIPS	IPS	MW	CIPS
Qualité de la réglementation	-1.76** (0.038)	46.35* (0.008)	-2,88*	-14.24* (0,000)	294,12* (0,000)	-6,04*
Efficacité du gouvernement	-3,32* (0,000)	87,39* (0,000)	-2,82*	-17,13* (0,000)	360,37* (0,000)	-5,96*
Stabilité politique	-0,80 (0,210)	27,55 (0,380)	-2,81*	-13,67 (0,000)	273,74 (0,000)	-5,81*
Urbanisation	-0,51 (0,305)	28,74 (0,322)	-2,29*	-12,89 (0,000)	252,41 (0,000)	-5,83*
Industrialisation	0,45 (0,676)	21,42 (0,719)	-2,13**	-12,38 (0,000)	237,64 (0,000)	-5,65*
Taux de croissance	-1,94** (0,025)	45,16** (0,011)	-2,01	-12,10 (0,000)	232,87* (0,000)	-5,54*

Notes : ** (*) représente la significativité au seuil de 5% (1%). Les coefficients entre parenthèse représentent les P-Values. Les valeurs critiques du test de Pesaran (2007) aux seuils de 5% et 1% sont respectivement -2,11 et -2,26.

Tableau A2 : Test de cointégration de Westerlund (2007)

Modèle 1			
Statistiques	Valeur	Z-valeur	P-value
Gt	-3.238***	-5.862	0.000
Ga	-12.098***	-3.283	0.001
Pt	-12.540***	-7.363	0.000
Pa	-13.383***	-7.433	0.000
Modèle 2			

Statistiques	Valeur	Z-valeur	P-value
Gt	-3.495***	-6.893	0.000
Ga	-12.406***	-3.486	0.000
Pt	-13.274***	-8.101	0.000
Pa	-14.158***	-8.063	0.000
Modèle 3			
Statistiques	Valeur	Z-valeur	p-value
Gt	-3.333***	-6.241	0.000
Ga	-12.342***	-3.444	0.000
Pt	-12.879***	-7.704	0.000
Pa	-13.931***	-7.879	0.000

Note : ** (***) représente la significativité au seuil de 5% (1%). Les tests statistiques *Ga* et *Gt* testent $H_0: \alpha_{0i} = 0$ pour tout i contre $H_1: \alpha_{0i} < 0$ pour au moins un i . Les tests statistiques *Pa* et *Pt* combinent l'information de toutes les séries temporelles

Ouattara Soman Désiré Ferdinand. "Qualité institutionnelle et Pollution environnementale dans la CEDEAO : une analyse de la causalité. Institutional Quality and Environmental Pollution in ECOWAS: a causality analysis." *IOSR Journal of Economics and Finance (IOSR-JEF)*, 12(06), 2021, pp. 76-82.