

# L'effet environnementale des énergies renouvelables dans un cadre non-linéaire : Étude comparative de deux économies de l'Afrique de l'Ouest.

## The environmental effect of renewable energy in a non-linear framework: A comparative study of two West African economies.

OUATTARA SOMAN DÉSIRÉ FERDINAND<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Enseignant-chercheur,  
Université Pelefero Gon Coulibaly de Korhogo (UPGC),  
Korhogo, Côte d'Ivoire

---

**ABSTRACT:** The purpose of this study is to see if renewable energies contribute to environmental pollution and beyond to know if this relationship is linear. To this end, the study focused on two West African economies with similar characteristics during the period 1980-2018. To do so, the Nonlinear Autoregressive Staggered Lag Model (NARDL) developed by Shin et al., 2014 allowed us to reach two major results. First, positive and negative changes in renewable energy do not have the same absolute effects on the environment. Second, any one percentage point increase in renewable energy consumption leads to a reduction in CO<sub>2</sub> production of about 0.02 percentage points for Côte d'Ivoire and 0.05 percentage points for Ghana. Also, the reduction of one percentage point in the consumption of renewable energies leads to a reduction of 0.01 percentage point in the production of CO<sub>2</sub> in Côte d'Ivoire, while in the case of Ghana, it is 0.007.

**KEYWORDS:** Renewable energy; Environment; NARDL; West Africa

**RESUME:** L'objet de cette étude est de voir si les énergies renouvelables contribuent à la pollution de l'environnement et au-delà de savoir si cette relation est linéaire. À cet effet, l'étude a porté sur deux économies de l'Afrique de l'Ouest aux caractéristiques similaires durant la période 1980-2018. Pour ce faire, le Modèle Autorégressif à Retards Échelonnés Non Linéaire (NARDL) développé par Shin et al., 2014 nous a permis de parvenir à deux résultats majeurs. En premier, les variations positives et négatives des énergies renouvelables n'ont pas les mêmes effets absolus sur l'environnement. En second, tout accroissement d'un point de pourcentage de la consommation des énergies renouvelables conduit à la réduction de la production de CO<sub>2</sub> de l'ordre 0,02 point de pourcentage pour ce qui est de la Côte d'Ivoire et de 0,05 point de pourcentage pour ce qui est du Ghana. Aussi, la réduction d'un point de pourcentage de la consommation des énergies renouvelables entraîne une réduction de 0.01 point de pourcentage de la production de CO<sub>2</sub> en Côte d'Ivoire alors que pour le cas du Ghana, il est de 0.007. .

**MOTS-CLEFS:** Énergies renouvelables ; Environnement ; NARDL; Afrique de l'Ouest

---

Date of Submission: 03-01-2022

Date of Acceptance: 14-01-2022

---

### I. INTRODUCTION

Selon les 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).

Les raisons en sont que la dégradation de l'environnement revêt plusieurs conséquences. En effet, sous l'effet du changement climatique qu'elle occasionne, les catastrophes naturelles ont doublé depuis 1990. La pollution, la déforestation, l'érosion des sols et la désertification qu'elle a occasionné a plongé une grande partie du globe, surtout les pays de l'Afrique subsaharienne dans l'insécurité alimentaire et la pauvreté. Aussi, les efforts déployés pour faire face à ces problèmes ont toutefois été handicapés par une réelle incapacité à comprendre leur nature et les remèdes possibles. Cependant, la promotion des énergies renouvelables plus soucieuses de l'environnement a été prônée par les Nations Unies comme une solution viable à la réduction de la dégradation de l'environnement constaté (UN, 2021).

C'est dans ce cadre que les pays de la CEDEAO dont le Ghana et la Côte d'Ivoire ont adopté en 2012 deux politiques dont l'une est relative aux énergies renouvelables (PERC) et l'autre à l'efficacité énergétique (PEEC). Ainsi, les prévisions pour 2020 de la part des énergies renouvelables dans la capacité totale installée (incluant la moyenne et grande hydro) étaient de 51% et 88,2% respectivement pour la Côte d'Ivoire et le Ghana alors que la part des énergies renouvelables dans le mix électrique était 42% et 10% avec une prévision de 42% en 2030 pour la Côte d'Ivoire (PANER, 2015, 2016).

Au vu de l'intérêt accordé aux énergies renouvelables et à la préservation de l'environnement par ces pays, il nous semble légitime de s'interroger sur la capacité des énergies renouvelables à remédier à la dégradation de l'environnement. En d'autres termes, les énergies renouvelables sont-ils un frein à la dégradation de l'environnement dans la CEDEAO ? Ses effets sont-ils linéaires et identiques dans des économies similaires ?

Sous l'hypothèse que la consommation des énergies renouvelables permet de lutter contre la dégradation de l'environnement en réduisant les émissions de CO<sub>2</sub>, la présente étude se donne comme objectif d'étudier l'effet non linéaire des énergies renouvelables sur l'environnement dans deux pays ouest africain à savoir la Côte d'Ivoire et le Ghana. Notons que cette étude a lieu afin de permettre aux États de mieux s'orienter dans la prise de décision.

Notre étude contribue à la littérature à bien des égards. En premier aucune étude comparative sur la question n'existe entre la Côte d'Ivoire et le Ghana. En second, notre étude est la seule qui prenne en compte la question de la cointégration asymétrique à effet de seuil nul dans l'étude de la relation entre les énergies renouvelables et l'environnement.

En effet, notre modèle tient compte du signe et de l'ampleur dans la vitesse d'ajustement asymétrique. Il épargne les difficultés d'identification des formes fonctionnelles de transition et des variables de seuil qui rendent difficilement acceptable une spécification qui prend en compte à la fois la dynamique de court terme et de long terme. Il tient compte du fait que le sens de l'asymétrie peut basculer entre le court terme et le long terme. Puis en permettant de modéliser conjointement les asymétries et la dynamique de cointégration en une seule étape, il améliore la performance du test de cointégration sur de petits échantillons.

Aussi, le modèle permet de dériver les multiplicateurs dynamiques cumulatifs asymétriques qui permettent de tracer des profils d'ajustement asymétriques des chocs positifs et négatifs aux régresseurs.

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.

## **II. Revue de la littérature**

La relation entre la consommation de l'énergie et l'environnement a été de divers ordres. Les études sur la question se sont principalement penchées sur plusieurs mesures d'énergies. Il s'agit entre autre de l'énergie nucléaire, du gaz, de l'électricité, l'essence, etc. C'est dans ce cadre qu'Al-Mulali (2014) utilise le test de causalité de Granger et le modèle vectoriel de correction d'erreurs (VECM) pour étudier l'impact de la consommation d'énergie nucléaire sur les émissions de CO<sub>2</sub> pour 30 grands pays consommateurs d'énergie nucléaire sur la période 1990-2010 et découvre que la consommation d'énergie nucléaire est négativement liée aux émissions de CO<sub>2</sub>.

En utilisant des modèles d'équations simultanées pour 14 pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (MENA), Omri (2013) confirme l'existence d'une causalité unidirectionnelle de la consommation d'énergie aux émissions de CO<sub>2</sub>. Chandran et Tang (2013) quant eux évaluent l'impact de la consommation énergétique du secteur des transports sur les émissions de CO<sub>2</sub> dans cinq pays de l'Association des nations de l'Asie du Sud-Est (ANASE) et découvrent une causalité bidirectionnelle entre la consommation énergétique des transports et les émissions de CO<sub>2</sub> en Thaïlande et en Malaisie. Chang (2010) utilise des données chronologiques de 1981 à 2006 en Chine pour étudier les corrélations entre les émissions de CO<sub>2</sub> et la consommation d'énergie. Les résultats montrent une causalité bidirectionnelle entre la consommation de charbon et les émissions de CO<sub>2</sub>.

En utilisant des données de séries chronologiques entre 1990 et 2007 en Russie, Pao et al. (2011) appliquent des tests de cointégration pour étudier le lien de causalité entre les émissions de CO<sub>2</sub> et la consommation d'énergie. Les résultats révèlent une causalité de Granger bidirectionnelle à long terme entre la consommation d'énergie et les émissions de CO<sub>2</sub> et suggèrent que l'efficacité énergétique devrait être améliorée pour réduire les émissions.

Zoundi (2017) teste l'impact de la consommation d'énergie renouvelable sur les émissions de CO<sub>2</sub> dans 25 pays africains de 1980 à 2012 et prouve que les énergies renouvelables jouent un rôle significativement négatif dans la diminution des émissions de CO<sub>2</sub>. Ce qui par conséquent permet de réduire la dégradation de l'environnement. Paramati et al. (2017) examinent le rôle de la consommation d'énergie renouvelable sur la production économique et les émissions de CO<sub>2</sub> de 11 pays en développement entre 1990 à 2012. Les résultats

empiriques confirment l'association significative à long terme entre les variables. De même, les résultats montrent que la consommation d'énergie renouvelable réduit les émissions de CO<sub>2</sub>. Pour ce faire les auteurs soulignent que ces pays doivent initier de nouvelles politiques efficaces afin de promouvoir la production et l'utilisation d'énergies renouvelables dans toutes les activités économiques.

Par ailleurs plusieurs autres études se sont penchées sur la comparaison entre les effets des énergies renouvelables et non renouvelables sur la dégradation de l'environnement.

Farhani et Shahbaz (2014) dans une étude qui tente d'explorer la relation causale entre la consommation d'électricité renouvelable et non renouvelable, la production et les émissions de dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>) pour 10 pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (MENA) sur la période 1980-2009 parviennent aux résultats selon lesquels la consommation d'électricité renouvelable et non renouvelable accroissent les émissions de CO<sub>2</sub> ce qui dégrade l'environnement. Dogan et Seker (2016) dans une étude qui tend à expliquer l'émission de CO<sub>2</sub> dans l'Union Européenne entre 1980 et 2012 tient compte des insuffisances économétriques relevé dans la littérature en prenant en compte les questions de dépendance interindividuelle. À cet effet, les auteurs parviennent aux résultats selon lesquels les énergies renouvelables ont des effets mitigés sur les émissions de CO<sub>2</sub> alors que les énergies non renouvelables accroissent ces émissions et polluent donc l'environnement. C'est dans ce même contexte qu'Ahmadov et Borg (2019), dans une étude portant sur 14 pays d'Afrique subsaharienne sur la période 1990-2014, ont utilisé l'estimateur Augmented Mean Group afin d'étudier les déterminants de l'empreinte écologique, considérée comme un indicateur plus complet de la dégradation de l'environnementale considéré comme un meilleur global de la dégradation de l'environnement. Les auteurs parviennent aux résultats selon lesquels, la consommation d'énergie non renouvelable exerce un effet positif sur l'empreinte écologique, tandis que la consommation d'énergie renouvelable joue un rôle négatif sur l'empreinte écologique. Boontome et al. (2017) dans une étude qui vise à examiner les relations causales entre la consommation d'énergie non renouvelable et renouvelable, les émissions de CO<sub>2</sub> et la croissance économique en Thaïlande sur la période 1971-2013 ont utilisé des modèles de cointégration et de causalité. À cet effet, en plus de trouver l'existence d'une cointégration entre les variables et une relation de causalité unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie non renouvelable aux émissions de CO<sub>2</sub>, leurs résultats suggèrent que la consommation d'énergie non renouvelable entraîne une augmentation des émissions de CO<sub>2</sub>.

### III. Méthodologie

L'effet environnementale des énergies renouvelables en Afrique de l'Ouest porte sur une durée 29 ans allant de 1990 à 2018 et concerne deux principales économies de la CEDEAO ayant les caractéristiques les plus similaires à savoir : la Côte d'Ivoire et le Ghana. Les données issues de cette étude proviennent de la base de données mondiale du World Development Indicators (WDI) et du KOF index en référence à l'années 2020. Cette base constitue à ce jour l'une des bases les plus fiables qui puisse permettre les comparaisons internationales entre pays. Ainsi, la variable expliquée est celle de l'environnement. À cet effet, le proxy utilisé est l'émissions de CO<sub>2</sub> en tonnes métriques par habitant.

Quant à la variable expliquée d'intérêt, elle est représentée par la consommation d'énergie renouvelable en pourcentage de la consommation totale d'énergie finale. Cette variable représente la consommation d'énergie provenant de toutes les ressources renouvelables à savoir l'hydroélectricité, les biocarburants solides, le vent, le soleil, les biocarburants liquides et le biogaz.

Les variables de contrôle portent sur les facteurs généralement identifiées dans la littérature comme étant les facteurs qui influent le plus sur l'environnement. Il s'agit entre autre de l'urbanisation qui est la proportion de la population urbaine en pourcentage de la population totale ; le Niveau d'intensité énergétique de l'énergie primaire qui est le rapport entre l'offre d'énergie et le produit intérieur brut. L'intensité énergétique est une indication de la quantité d'énergie utilisée pour produire une unité de production économique. Un ratio plus faible indique que moins d'énergie est utilisée pour produire une unité de production. Enfin, nous avons la globalisation politique qui est une variable institutionnelle qui représente la gouvernance à tous les niveaux dans le pays.

Cela dit, l'effet environnementale des énergies renouvelables peut s'avérer assez fastidieuse au regard des différentes possibilités par lesquelles les énergies renouvelables pourraient influencer l'environnement. Cependant, du fait que la consommation d'énergie peut affecter directement l'environnement, nous supposons que les énergies renouvelables ont un impact direct sur l'environnement. Ainsi, nous avons :

$$y = f(x) \quad (1)$$

Où  $y$  est la variable d'environnement et  $x$  celle des énergies renouvelables. Cependant, les énergies renouvelables à elle seule ne peuvent expliquer l'environnement. Pour cela, nous retenons un ensemble de variables de contrôle tel qu'indiqué précédemment. Ainsi, l'équation 1 augmentée de l'ensemble  $Z$  des variables de contrôles ci-dessus mentionnées, puis du terme aléatoire avec  $t$  l'identifiant temporel devient :

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_t + \alpha'_i Z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Toutefois, supposer une relation linéaire entre les énergies renouvelables et l'environnement s'avère restrictive car il est sans aucun doute évident que les variations positives ou négatives années après années de la consommation des énergies renouvelables n'impacte pas de manière uniforme l'environnement. De ce fait, l'étude de la cointégration entre les énergies renouvelable et l'environnement peut être fait à l'aide d'un modèle non-linéaire à seuil unique.

En plus de cette hypothèse restrictive, la relation de cointégration peut être sujette à une asymétrie. Pour ce faire nous utilisons dans le cadre de cette étude un test de cointégration asymétrique basé sur les sommes partielles des variations positives et négative de la variable explicative tel que proposé par Shin et al. (2014).

La combinaison linéaire des sommes partielles des variables concernées est comme suit :

$$Q_t = \beta_0^- y_t^- + \beta_0^+ y_t^+ + \beta_1^- x_t^- + \beta_1^+ x_t^+ \tag{4}$$

Avec  $\beta_0, \beta_1$  les paramètres ;  $x_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta x_t^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta x_t, 0)$  ;  $x_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta x_t^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta x_t, 0)$  ;  $y_t^+ = \sum_{i=1}^t \Delta y_t^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta y_t, 0)$  ;  $y_t^- = \sum_{i=1}^t \Delta y_t^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta y_t, 0)$

Ainsi, si  $Q_t$  est stationnaire alors  $y_t$  et  $x_t$  sont dit asymétriquement cointégré. Signifions que lorsque  $\beta_0^- = \beta_0^+$  et que  $\beta_1^- = \beta_1^+$ . Au vu de la difficulté de l'interprétation de ces coefficient, Shin et al. (2014) imposent certaines restrictions au modèle en considérant que  $\beta_0^- = \beta_0^+ = \beta_0$  tel que  $\beta_1^+ = -\beta_1^+/\beta_0$  et  $\beta_1^- = -\beta_1^-/\beta_0$  dans la relation asymétrique de long terme suivante :

$$y_t = \beta^- x_t^- + \beta^+ x_t^+ + u_t \tag{5}$$

Toutefois, c'est la stratégie de la cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) qui est repris par Shin et al. (2014) afin de tester la cointégration dans le cadre asymétrique. Aussi, Shin et al. (2014) ont développé le modèle autorégressif à retards échelonnés non-linéaire (NARDL), qui présente des avantages significatifs par rapport aux méthodologies existantes en permettant de modéliser conjointement les asymétries et la dynamique de cointégration en une seule étape, améliorant ainsi la performance du test de cointégration sur de petits échantillons. Leur modèle offre une certaine souplesse en assouplissant les hypothèses de la Méthode à Correction d'Erreur concernant les propriétés des séries chronologiques des variables, dans lesquelles elles doivent être intégrées dans le même ordre. Partant du fait que l'équation 6 peut être spécifié sous la forme d'une équation asymétrique nous avons:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t^+ + \beta_2 x_t^- + \alpha' Z_t + \varepsilon_t \tag{6}$$

Avec  $(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \alpha')$  les paramètres du vecteur cointégrant

$$\begin{aligned} x_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta M_t^{*+} \\ &= \sum_{i=1}^t \max(\Delta M_t^*, 0) \end{aligned} \tag{7}$$

$$\begin{aligned} x_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta M_t^{*-} \\ &= \sum_{i=1}^t \min(\Delta M_t^*, 0) \end{aligned} \tag{8}$$

Selon Shin et al. (2014), l'équation 4 peut être mis sous la forme d'un modèle à correction d'erreur comme suit :

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \sum_{j=0}^q c'_{ij} Z_{i,t-j} + \varepsilon_t \tag{9}$$

Où  $\phi_j$  est le paramètre autorégressif,  $\theta_j^+$  et  $\theta_j^-$  sont les paramètres asymétriques des retards échelonnés,  $\varepsilon_t$  est un processus iid de moyenne nulle et de variance constante. Suivant Pesaran et al. (2001), la représentation du modèle à correction d'erreur devient

$$\begin{aligned} \Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \beta'_i Z_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \sum_{j=0}^{q-1} c'_{ij} \Delta Z_{i,t-j} \\ + \varepsilon_t \end{aligned} \tag{10}$$

Où  $\beta_1 = -\frac{\theta^+}{\rho}$  et  $\beta_2 = -\frac{\theta^-}{\rho}$  représentent respectivement les effets de long terme de l'accroissement et de la réduction des énergies renouvelables sur l'environnement.

L'estimation de l'équation 10 par les moindres carrés ordinaires (MCO) nécessite au préalable que les variables soient intégrées à un ordre inférieur à 2 et cointégrées. À cet effet, nous utilisons les tests d'Augment Dickey-Fuller comme test de racine unitaire. Toutefois, il est important de remarqué que dans le cas où la réaction de long terme est symétrique ( $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ ) et que l'ajustement de court terme l'est aussi ( $\varphi_j^+ = \varphi_j^-$  pour tout

j allant de 0 à q), le NARDL est réduit à sa forme linéaire c'est-à-dire au modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL). Dans le cas où les restrictions précédentes sont rejetées, les multiplicateurs cumulatifs positifs et négatifs correspondant aux changements d'unités de  $x^+$  et  $x^-$  sont obtenus par :

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_j^+} \text{ et } m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_j^-}, \text{ Avec } h = 0, 1, 2, \dots \quad (11)$$

Ainsi, quand h tend vers l'infini,  $m_h^+$  et  $m_h^-$  tendent respectivement vers leurs coefficients asymétriques  $\beta_1 = -\frac{\theta^+}{\rho}$  et  $\beta_2 = -\frac{\theta^-}{\rho}$ .

#### IV. Résultats et discussion

L'examen de l'effet des énergies renouvelables sur l'environnement dans l'échantillon considéré donne lieu à plusieurs réflexions sur lesquels nous reviendrons après avoir présenté différents critères qui valident la méthodologie utilisée. En premier lieu nous avons les critères préalables aux estimations que sont l'absence de variable intégré à un ordre supérieur à 1 et la présence de cointégration entre les variables.

Ainsi, le test de racine unitaire montre que toutes nos variables sont non stationnaires en niveau exceptée la variable la variable des énergies renouvelables dans le cas du Ghana. Mais une fois différenciée, les variables dans leur ensemble deviennent stationnaires, et ce pour chacun des pays (Tableau 1). Quant au test de cointégration, rappelons que le modèle de Shin et al. (2014) s'inspire du modèle de cointégration aux bornes développé par Pesaran et al. (2001). Au regard des cinq possibilités qu'offre ce dernier, le choix s'est porté sur le modèle se référant au cas II à savoir le modèle avec constante contrainte mais sans trend.

**Tableau 1 : Tests préalables aux estimations**

Augmented Dickey-Fuller test		
Variabiles	En niveau	En différence
Côte d'Ivoire		
Environnement	-1.567 (0.485)	-6.133***(0.000)
Énergie Renouvelables	-2.083 (0.252)	-4.296***(0.002)
Urbanisation	-0.547 (0.866)	-3.101**(0.038)
Intensité Énergétique	-1.515 (0.509)	-4.540***(0.001)
Globalisation Politique	-1.810 (0.353)	-5.183***(0.000)
Ghana		
Environnement	-0.672 (0.837)	-5.137 (0.000)
Énergie Renouvelables	-3.789 (0.009)	-6.680***(0.000)
Urbanisation	-2.350 (0.164)	-3.897***(0.006)
Intensité Énergétique	-0.574 (0.869)	-4.370***(0.002)
Globalisation Politique	-2.359 (0.162)	-4.780***(0.000)
Test de cointégration asymétrique		
Statistique F	Borne inférieure	Borne supérieure
Côte d'Ivoire F=11.06		
Ghana F= 11.78	3.9	5.419

Source : Auteur à partir des données du WDI (2020), KOF index (2020), les valeurs entre parenthèses représentent les p-value. \*\*(\*\*\*) représente le niveau de significativité au seuil de 5% (1%).

En comparant la valeur calculée de la statistique F du test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001) à la valeur théorique de sa borne supérieure, il ressort que les variables sont cointégrées au seuil de 1% (Tableau 1).

En second lieu, nous avons diverses statistiques de diagnostic (post-estimation) qui permettent de juger de l'adéquation de la spécification dynamique (voir annexe). Il s'agit entre autres des tests de validation des résidus, de la stabilité du modèle et de la justification des effets asymétriques. Dans cet ordre d'idée, les tests de Breusch-Pagan-Godfrey, Jarque-Bera et Breusch-Godfrey montrent que les résidus sont homocédastiques, normaux et non corrélés. Le test du CUSUM indique une forte stabilité du modèle. Quant à la validité de la représentation asymétrique de l'effet des sommes partielles positives et négatives, le test de Wald rejette l'hypothèse nulle de l'effet symétrique des énergies renouvelables sur l'environnement. 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 NARDL est valide (Tableau 2).

**Tableau 2 : Résultats des estimations**

Estimation de la Côte d'Ivoire			
Variante	Coefficient	Std. Error	Probabilité-Value
ENERGIE_RENOUVELABLE_POS	-0.022***	0.003	0.000
ENERGIE_RENOUVELABLE_NEG	-0.011***	0.002	0.000
URBANISATION	0.044***	0.012	0.003
INTENSITE	0.044***	0.011	0.002
KOFPOGIDF	0.001*	0.0006	0.058
ECT	-0.697***	0.065	0.000
Estimation du Ghana			
ENERGIE_RENOUVELABLE_POS	-0.057***	0.012	0.000
ENERGIE_RENOUVELABLE_NEG	-0.007**	0.003	0.049
URBANISATION	0.055***	0.008	0.000
INTENSITE	0.143***	0.006	0.000
KOFPOGIDF	-0.026***	0.003	0.000
ECT	-1.312***	0.1197	0.000

Source : Auteur à partir des données du WDI (2020), KOF index (2020), (\*, \*\*, \*\*\*) représente le niveau de significativité au seuil de 10%, 5% et 1%.

Les résultats des estimations montrent que les variations positives et négatives des énergies renouvelables n'ont pas les mêmes effets absolus sur l'environnement (Tableau 2).

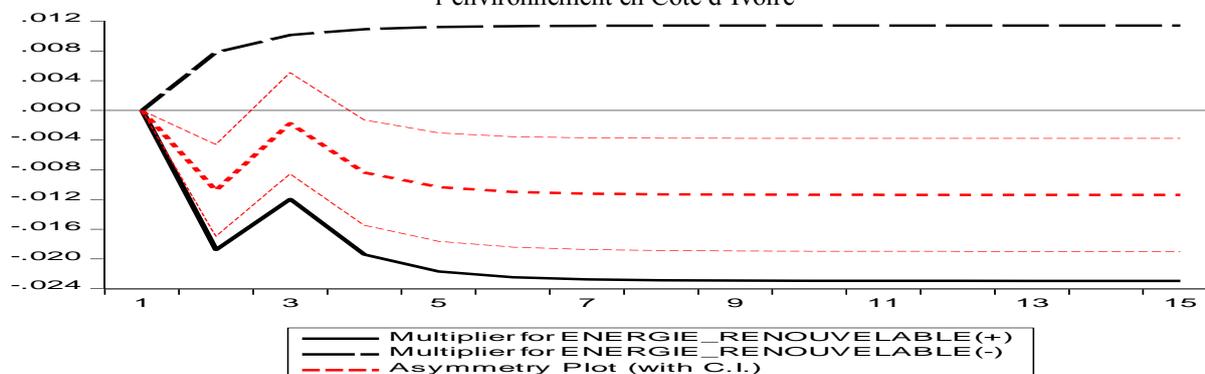
En effet, tout accroissement d'un point de pourcentage de la consommation des énergies renouvelables c'est-à-dire la consommation d'énergie provenant de toutes les ressources renouvelables dont l'hydroélectricité, les biocarburants solides, le vent, le soleil, les biocarburants liquides et le biogaz conduit à la réduction de la production de CO<sub>2</sub> de l'ordre 0,02 point de pourcentage pour ce qui est de la Côte d'Ivoire et de 0,05 point de pourcentage pour ce qui est du Ghana. Aussi, la réduction d'un point de pourcentage de la consommation des énergies renouvelables entraîne une réduction de 0.01 point de pourcentage de la production de CO<sub>2</sub> en Côte d'Ivoire alors que pour le cas du Ghana, il est de 0.007.

Un tel résultat, laisse entendre que l'ordre de réduction des émissions de CO<sub>2</sub> sur l'environnement suite à la consommation des énergies renouvelables n'est pas du même ordre entre les deux pays de la sous-région ouest africaine. En effet, la réduction des émissions de CO<sub>2</sub> suite à une variation positive de la consommation des énergies renouvelables tient du fait que depuis de belles lures la principale forme d'énergie consommée dans les foyers est l'électricité dont la production est principalement de source hydroélectrique. Cette forme d'énergie dont la consommation s'accroît de manière exponentielle est moins sujette aux émissions de CO<sub>2</sub>. Il en est de même, pour l'énergie solaire même si dans ce dernier cas, la tendance de sa consommation est relativement faible.

Aussi, l'effet des variations négatives des énergies renouvelables sur la réduction des émissions de CO<sub>2</sub>, indique que la principale source d'énergie consommée dans ces pays est d'origine renouvelable. Et à ce titre, une réduction de cette dernière ne favorise pas la consommation des énergies non renouvelables. Ce qui en retour permet de préserver l'environnement.

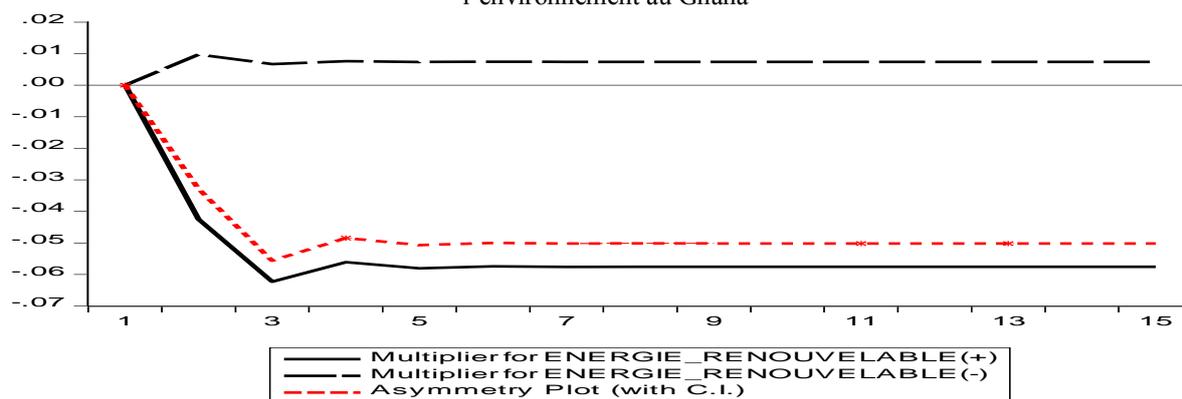
De plus, le multiplicateur dynamique des effets asymétriques associés à la réaction de l'environnement suite aux variations d'une unité des sommes partielles positives et négatives de la consommation des énergies renouvelables montre une réponse rapide suite aux chocs positifs et négatifs. Avec un retour plus lent (Graphiques 1 et 2).

Graphique 1 : les multiplicateurs cumulatifs des chocs positifs et négatifs des énergies renouvelables sur l'environnement en Côte d'Ivoire



Source : Auteur à partir des données du WDI (2020), KOF index (2020)

Graphique 2 : les multiplicateurs cumulatifs des chocs positifs et négatifs des énergies renouvelables sur l'environnement au Ghana



Source : Auteur à partir des données du WDI (2020), KOF index (2020),

Par ailleurs l'urbanisation et l'intensité énergétique accroissent la production de CO<sub>2</sub> alors que la globalisation politique la réduit dans le cas du Ghana. Une augmentation d'un point de pourcentage du pourcentage de la population urbaine dans la population totale entraîne une élévation significative de l'émission de CO<sub>2</sub> de l'ordre de 0.044 point de pourcentage en Côte d'Ivoire et 0.055 point de pourcentage au Ghana. Quant à la quantité d'énergie utilisée pour produire une unité de production économique, son augmentation d'un point de pourcentage entraîne une élévation significative de l'émission de CO<sub>2</sub> de l'ordre de 0.044 point de pourcentage en Côte d'Ivoire et 0.143 point de pourcentage au Ghana.

En effet, l'urbanisation rime avec une société de consommation plus importante. Les entreprises industrielles produisent de plus en plus et rejettent leurs gaz et déchets dans l'atmosphère et les eaux. Avec un accroissement de la pression démographique urbaine, le besoin de se déplacer a entraîné un pic de véhicules aux caractères peu recommandables produisant beaucoup trop de fumée et donc une pollution plus importante.

Aussi, l'intensité énergétique est une indication de la quantité d'énergie utilisée pour produire une unité de production économique, suggère que beaucoup plus d'énergie est utilisée pour produire une unité de production accroissant ainsi la pollution de l'environnement. En effet, la Côte d'Ivoire et le Ghana sont des pays faiblement industrialisés et dont les systèmes de production ne sont pas intensifs en technologie protectrices de l'environnement.

Enfin, nous avons la globalisation politique qui est une variable institutionnelle qui représente la gouvernance à tous les niveaux dans le pays, réduit significativement la pollution de l'environnement au Ghana. Cet état de fait montre que le pays a su bénéficier des bonnes pratiques qui sont mises en œuvre au plan international en matière de protection de l'environnement.

## V. Conclusion

Au regard des efforts menés par les pays de l'Afrique de l'Ouest pour promouvoir les énergies renouvelables et préserver l'environnement, la présente étude en adoptant une approche non linéaire s'est penchée sur l'effet des énergies renouvelables dans la production de CO<sub>2</sub>. Dans le fond, il s'agit de voir si les énergies renouvelables contribuent à la pollution de l'environnement et au-delà de savoir si cette relation est linéaire. À cet effet, l'étude a porté sur deux économies de l'Afrique de l'Ouest aux caractéristiques similaires durant la période 1990-2018 en raison de la disponibilité des données. À cet effet, le Modèle Autorégressif à Retards Échelonnés Non Linéaire (NARDL) développé par Shin et al., 2014 a été utilisé.

Il est ressorti de l'étude que toute variation positive d'un point de pourcentage de la consommation des énergies renouvelables c'est-à-dire la consommation d'énergie provenant de toutes les ressources renouvelables dont l'hydroélectricité, les biocarburants solides, le vent, le soleil, les biocarburants liquides et le biogaz conduise à la réduction de la production de CO<sub>2</sub> de l'ordre 0,02 point de pourcentage pour ce qui est de la Côte d'Ivoire et de 0,05 point de pourcentage pour ce qui est du Ghana. Aussi, variation négative d'un point de pourcentage de la consommation des énergies renouvelables entraîne une réduction de 0.01 point de pourcentage de la production de CO<sub>2</sub> en Côte d'Ivoire alors que pour le cas du Ghana, il est de 0.007.

Au regard de ces résultats, des implications de politique économique mériteraient d'être soulignées. Il s'agit entre autre pour les pays d'intensifier la production d'énergies renouvelables et de mettre en œuvre des politiques incitatrices de consommation de ces énergies au détriment de celles dites non renouvelables. Aussi, la protection de l'environnement passe par une urbanisation maîtrisée et un système de production viable et soucieux de l'environnement.

### Bibliographies

- [1]. Al-Mulali, U. (2014), «Investigating the impact of nuclear energy consumption on GDP growth and CO2 emission: a panel data analysis», *Prog. Nucl. Energy* 73, 172–178.
- [2]. Al-Mulali, U., Sab, C.N.B.C. (2012), «The impact of energy consumption and CO2 emission on the economic and financial development in 19 selected countries», *Renew. Sust. Energ. Rev.* 16, 4365–4369.
- [3]. Boontome, P., Therdyothin, A., Chontanawat, J. (2017), «Investigating the causal relationship between non-renewable and renewable energy consumption, CO2 emissions and economic growth in Thailand», *Energy Procedia*, 138, 925-930.
- [4]. Caner, M. & Hansen, B. (1998), Hansen, B. (1998), «Threshold Autoregression with a Near Unit root», Working Paper, University of Wisconsin.
- [5]. Chandran, V., Tang, C.F. (2013), «The impacts of transport energy consumption, foreign direct investment and income on CO2 emissions in ASEAN-5 economies», *Renew. Sust. Energ. Rev.* 24, 445–453.
- [6]. Chang, C.C. (2010), «A multivariate causality test of carbon dioxide emissions, energy consumption and economic growth in China», *Appl. Energy*, 87, 3533–3537.
- [7]. Enders, W. & Granger, C. W. J. (1998), «Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates», *Journal of Business & Economic Statistics*, 16, 304-311.
- [8]. Enders, W., & Siklos, P. (2001), «Cointegration and threshold adjustment», *Journal of Business and Economic Statistics*, 19, 166-176.
- [9]. Engle R.F., & Granger, C.W.J. (1987), «Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing», *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- [10]. Dogan, E., Seker, F. (2016), Determinants of CO2 emissions in the European Union: The role of renewable and non-renewable energy», *Renewable Energy*, 94, 429-439.
- [11]. Dong, K., Sun, R., Hochman, G. (2017), «Do natural gas and renewable energy consumption lead to less CO2 emission? Empirical evidence from a panel of BRICS countries», *Energy* 141, 1466–1478.
- [12]. Dong, K., Sun, R., Hochman, G., Zeng, X., Li, H., Jiang, H., (2017), «Impact of natural gas consumption on CO2 emissions: panel data evidence from China's provinces», *J. Clean. Prod.* 162, 400–410.
- [13]. Dong, K., Sun, R., Li, H., Liao, H. (2018), «Does natural gas consumption mitigate CO2 emissions: testing the environmental Kuznets curve hypothesis for 14 Asia-Pacific countries. *Renew.*», *Sust. Energ. Rev.* 94, 419–429
- [14]. Kapetanios G., Shin Y., & Snell A. (2006), «Testing for cointegration in nonlinear smooth transition error correction models», *Econometric Theory*, 22, 279-303.
- [15]. Lardic S, & Mignon V. (2008), «Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach», *Energy Economics*, 30, 847-855.
- [16]. Omri, A., (2013), «CO2 emissions, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: evidence from simultaneous equations models», *Energy Econ.* 40, 657–664.
- [17]. Pao, H.T., Yu, H.C., Yang, Y.H. (2011), «Modeling the CO2 emissions, energy use, and economic growth in Russia», *Energy*, 36, 5094–5100.
- [18]. Paramati, S.R., Sinha, A., Dogan, E., (2017). «The significance of renewable energy use for economic output and environmental protection: evidence from the Next 11 developing economies», *Environmental Science and Pollution Research*, 24(15), 13546-13560.
- [19]. Pesaran, M.H., Shin, Y., & Smith R.J. (1999), «Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels», *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621-634.
- [20]. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001), «Bounds testing approaches to the analysis of level relationships», *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- [21]. Shin, Y., Yu, B. & Greenwood-Nimmo, M. (2014), «Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework», In *Festschrift in honor of peter schmidt* (pp. 281–314). Springer.
- [22]. Zoundi, Z., (2017). «CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach», *Renew. Sust. Energ. Rev.* 72, 1067–1075.

### ANNEXE Côte d'Ivoire

**Tableau A1 : Résultats des estimations**

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.548088	0.604410	-0.906815	0.3810
ENVIRONNEMENT(-1)*	-0.697881	0.139734	-4.994362	0.0002
ENERGIE_RENOUVELABLE_POS(-1)	-0.015771	0.002990	-5.274010	0.0002
ENERGIE_RENOUVELABLE_NEG**	-0.007889	0.002004	-3.936685	0.0017
URBANISATION(-1)	0.031001	0.011790	2.629522	0.0208
INTENSITE**	0.030772	0.008053	3.821137	0.0021
KOFPOGIDF**	0.001010	0.000673	1.500895	0.1573
D(ENERGIE_RENOUVELABLE_POS)	-0.018683	0.003434	-5.439725	0.0001
D(ENERGIE_RENOUVELABLE_POS(-1))	0.009377	0.002897	3.236955	0.0065
D(URBANISATION)	-1.940470	0.677317	-2.864935	0.0133

Levels Equation				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENERGIE_RENOUVELABLE_POS	-0.022598	0.003597	-6.282246	0.0000
ENERGIE_RENOUVELABLE_NEG	-0.011305	0.002604	-4.340570	0.0008

URBANISATION	0.044422	0.012465	3.563710	0.0035
INTENSITE	0.044094	0.011672	3.777636	0.0023
KOFPOGIDF	0.001447	0.000696	2.079206	0.0580
C	-0.785360	0.619014	-1.268726	0.2268

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ENERGIE_RENOUVELABLE_POS)	-0.018683	0.001730	-10.80230	0.0000
D(ENERGIE_RENOUVELABLE_POS(-1))	0.009377	0.001750	5.359445	0.0001
D(URBANISATION)	-1.940470	0.185473	-10.46229	0.0000
CointEq(-1)*	-0.697881	0.065516	-10.65212	0.0000

**Tableau 2 : Test de Wald d'effets asymétriques de long terme**

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-2.956714	13	0.0111
F-statistic	8.742156	(1, 13)	0.0111
Chi-square	8.742156	1	0.0031

**Ghana**

**Tableau A3 : Résultats des estimations**

Conditional Error Correction Regression				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.084905	0.185010	-0.458920	0.6539
ENVIRONEMENT(-1)*	-1.312193	0.191154	-6.864570	0.0000
ENERGIE_RENOUVELABLE_POS(-1)	-0.075555	0.013698	-5.515933	0.0001
ENERGIE_RENOUVELABLE_NEG**	-0.009716	0.002809	-3.459273	0.0042
URBANISATION(-1)	0.073298	0.019681	3.724302	0.0025
INTENSITE(-1)	0.187777	0.029514	6.362300	0.0000
KOFPOGIDF(-1)	-0.034347	0.009370	-3.665585	0.0029
D(ENERGIE_RENOUVELABLE_POS)	-0.042502	0.010124	-4.197983	0.0010
D(URBANISATION)	-1.788054	0.371534	-4.812630	0.0003
D(INTENSITE)	0.075322	0.009891	7.615061	0.0000
D(KOFPOGIDF)	-0.017801	0.006011	-2.961167	0.0110

Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
ENERGIE_RENOUVELABLE_POS	-0.057579	0.012179	-4.727862	0.0004
ENERGIE_RENOUVELABLE_NEG	-0.007404	0.003412	-2.170037	0.0491
URBANISATION	0.055859	0.008813	6.338000	0.0000
INTENSITE	0.143101	0.006062	23.60787	0.0000
KOFPOGIDF	-0.026175	0.003601	-7.269742	0.0000
C	-0.064705	0.109980	-0.588332	0.5664

ECM Regression				
Case 2: Restricted Constant and No Trend				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(ENERGIE_RENOUVELABLE_POS)	-0.042502	0.005664	-7.504323	0.0000
D(URBANISATION)	-1.788054	0.167356	-10.68416	0.0000
D(INTENSITE)	0.075322	0.005599	13.45280	0.0000
D(KOFPOGIDF)	-0.017801	0.003030	-5.875041	0.0001
CointEq(-1)*	-1.312193	0.119527	-10.97823	0.0000

**Tableau A4 : Test de Wald**

Test Statistic	Value	df	Probability
t-statistic	-4.406029	13	0.0007
F-statistic	19.41309	(1, 13)	0.0007
Chi-square	19.41309	1	0.0000