

# REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

---

RIELF 2022, Vol. 7, N°2

Association Internationale  
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIWERSYTET  
EKONOMICZNY  
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

---

## Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

## Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

## Secrétaire de rédaction

Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne

## Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo  
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France  
Alastaire ALINSATO, Bénin  
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban  
Camille BAULANT, France  
Matouk BELATTAF, Algérie  
Francis BISMANS, France, Belgique  
Horst BREZINSKI, Allemagne  
Abdelaziz CHERABI, Algérie  
Bernard COUPEZ, France  
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon  
Jules Roger FEUDJO, Cameroun  
Camelia FRATILA, Roumanie  
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne  
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban  
Marian GORYNIA, Pologne  
Driss GUERRAOUI, Maroc  
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie  
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique  
Nafii IBENRISSOUL, Maroc  
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Michel LELART, France  
Laura MARCU, Roumanie  
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie  
Boniface MBIH, France  
Mbodja MOUGOUE, États-Unis  
Francisco OCARANZA, Chili  
Thierry PAIRAULT, France  
Jacques POISAT, France  
Carlos QUENAN, France  
Marek RATAJCZAK, Pologne  
Alain REDSLOB, France  
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis  
Paul ROSELE CHIM, France  
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili  
Alain SAFA, France  
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie  
Piotr STANEK, Pologne  
Abdou THIAO, Sénégal  
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun  
François VAILLANCOURT, Canada  
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

## Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne  
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Paris, Poznań 2022

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X  
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée  
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

## TABLE DES MATIÈRES

<b>Avant-propos</b> (KRZYSZTOF MALAGA).....	3
SIHAM RIZKALLAH <b>L'indépendance de la BDL et les déterminants de la crise économique au Liban</b> ....	9
ROGER A. TSAFACK NANFOSSO <b>Russafrique</b> .....	32
TCHABLEMANE YENLIDE, BAWOUPATI BITASSA, MAWUSSÉ KOMLAGAN NÉZAN OKEY, LARDJA KOLANI <b>Urbanisation, qualité des institutions et santé publique dans les pays d'Afrique subsaharienne</b> .....	62
MOUHAMADOU LAMINE DIAL, MAMADOU DIOUF <b>Développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne</b> .....	85
KODJO W. BAOULA <b>Énergie renouvelable, croissance économique et atténuation des émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA</b> .....	114
FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA, PRUDENCE LOVE ANGÈLE MOUAKASSA <b>Effets de la bancarisation sur la croissance économique au Congo</b> .....	143
SOULEYMANE MBAYE, SOULEYMANE DIALLO <b>La croissance économique au Sénégal est-elle inclusive ?</b> .....	166
NDONGO MANÉ KEBE <b>Étude empirique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal</b> .....	186
ESSOCHANAM PELENGUEI, BENOIT KAFANDO, KOKOUI KUNALÈ MAWUENA, KODJO EVLO <b>Effet de l'accès aux services de soins de santé sur mortalité infantile au Togo</b> .....	211

SÉBASTIEN CHEVAIS

**Développement des fonds d'État chinois dans le cadre d'une stratégie économique, monétaire et financière globale** ..... 226

BARTŁOMIEJ LACH, KRZYSZTOF MALAGA

**Analyse comparative de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud au cours des années 1996–2022** ..... 255

## AVANT-PROPOS

Le numéro 2/2022 de la RIELF, que nous avons l'honneur de présenter à nos lecteurs, est composé de 11 articles. Le premier article concerne le Liban, le pays qui a accueilli en mai 2022 le 63e Congrès de l'AIELF. Les huit articles suivants couvrent l'Afrique, l'Afrique subsaharienne, l'UMEOA et des tels pays comme le Bénin, le Congo, le Sénégal ainsi que le Togo. Le dixième article concerne la Chine. Le onzième article est consacré aux pays d'Amérique du Sud. C'est une sorte d'introduction au numéro 1/2023 de la RIELF, qui sera entièrement consacré à ce continent.

**Siham RIZKALLAH** dans l'article *L'indépendance de la BDL et les déterminants de la crise économique au Liban*, tente à identifier le concept de l'indépendance de la Banque Centrale qui s'est propagé dans les années quatre-vingt. À cette époque, on observe une tendance à séparer la politique budgétaire de la politique monétaire afin de permettre, à cette dernière, de lutter avec crédibilité et efficacité pour atteindre l'objectif de stabilité monétaire et maîtriser l'inflation. Toutefois, la crise financière de 2008 a remis en question l'exigence de l'indépendance de la Banque Centrale par des Politiques Monétaires Non Conventionnelles (PMNC). D'après l'auteur, au regard de l'écroulement actuel de l'économie libanaise, il est intéressant de se pencher sur le cas de la Banque du Liban (BDL), dotée d'une certaine indépendance statutaire, mais souffrant d'une faible indépendance fonctionnelle. L'auteur, se référant au modèle de Jacome (2001), montre que la BDL manque d'indépendance effective, ce qui se traduit par l'acceptation de sa conformité aux demandes constantes du Trésor public pour participer au financement de la dette publique croissante, en partie en devises étrangères. Donc la BDL maintient un ancrage rigide du taux de change dans une économie fortement dollarisée et implique l'ensemble du système bancaire dans des PMNC qu'elle nomme « ingénieries financières » et qui contribuent à l'écroulement multidimensionnel actuel (budgétaire, monétaire et bancaire).

**Roger A. TSAFACK NANFOSSO** dans l'article *Russafrique*, procède à une analyse très approfondie la coopération économique entre la Russie et l'Afrique qui, bien qu'ancienne, a connu des développements majeurs depuis les années 1990. Selon auteur, le mode de mise en œuvre de la présence russe sur le continent diffère de celui des partenaires qualifiés de traditionnels à savoir la France, l'Europe, les USA et plus marginalement le Canada. L'examen documenté des principes de cette coopération, de ses caractéristiques, de ses principaux résultats et de ses perspectives permettent d'apporter une réponse à la question qui revient de manière

récurrente dans les études, à savoir si la Russie est une menace ou une opportunité pour l'Afrique.

**Tchablemane YENLIDE, Bawoupati BITASSA, Mawussé Komlagan Nézan OKEY et Lardja KOLANI** dans l'article *Urbanisation, qualité des institutions et santé publique dans les pays d'Afrique subsaharienne* visent à examiner la relation entre l'urbanisation et les indicateurs de santé publique sous le prisme de la qualité des institutions dans les pays d'Afrique subsaharienne (ASS). En utilisant un panel de 41 pays couvrant la période 2002 à 2019 et la méthode des moments généralisés (GMM), les auteurs montrent que l'urbanisation actuelle de l'ASS, ne s'accompagne pas d'une amélioration des indicateurs de santé. Cependant, des institutions fortes atténuent l'effet négatif de l'urbanisation sur les résultats en matière de santé publique. D'après les auteurs ces résultats impliquent que les gouvernements des pays d'ASS doivent promouvoir des institutions fortes et inclusives afin de garantir les gains sanitaires de l'urbanisation.

**Mouhamadou Lamine DIAL et Mamadou DIOUF** dans l'article *Développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne* évaluent les relations de causalité entre développement financier et productivité agricole en Afrique subsaharienne et dans les zones d'intégration économique de 1990 à 2020. Ils utilisent le modèle ARDL avec l'estimateur PMG et un test de causalité en panel. Les résultats révèlent que le développement financier a un effet positif à long terme, mais négatif à court terme sur la productivité agricole aussi bien en Afrique subsaharienne que dans l'UEMOA. Cependant, l'analyse par zone montre qu'à court terme, le développement financier diminue la productivité agricole dans la SADC. Les auteurs signalent aussi qu'il existe une causalité bidirectionnelle entre le développement financier et la productivité agricole en ASS. Cette situation nécessite la construction d'un système financier efficace et adapté aux réalités du monde agricole.

**Kodjo W. BAOUA** dans l'article *Énergie renouvelable, croissance économique et atténuation des émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA* envisage le problème de l'efficacité des énergies renouvelables pour assurer la croissance économique et la qualité de l'environnement. Il prend en compte les énergies fossiles, majoritairement utilisées et menacées par le risque d'épuisement, qui entraînent une augmentation des émissions de gaz à effet de serre. L'auteur analyse l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique et les émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA. Pour ce faire il utilise les fonctions de croissance et d'environnement avec une investigation empirique basée sur une régression linéaire en données de panel constituées des pays de l'UEMOA sur la période 1990 à 2015. Les résultats des estimations par la méthode de Pooled Mean Group développée par Pesaran et alii (1999) montrent principalement qu'à long terme, l'utilisation des énergies renouvelables contribue significativement à promouvoir la croissance économique et à atténuer la dégradation de l'environnement à travers la réduction des émissions

de carbone. À cet effet, les décideurs politiques devraient orienter la politique énergétique de l'union vers un mix-énergétique dominé par la production et la consommation d'énergie renouvelable tout en mettant en place une politique de contrôle des émissions de CO<sub>2</sub>.

**Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA et Prudence Love Angèle MOUAKASSA** dans l'article *Effets de la bancarisation sur la croissance économique au Congo*, analyse les effets de la bancarisation sur la croissance économique du Congo. Pour atteindre cet objectif, du point de vue empirique, il fait appel au modèle à correction d'erreur. D'après l'auteur le taux de bancarisation n'a pas d'impact significatif sur la croissance économique au Congo à court et long termes. Ce résultat peut s'expliquer par le faible niveau de bancarisation. Par conséquent, pour que la bancarisation soit capable d'impulser la croissance au Congo, il faut améliorer le taux de bancarisation. À cet effet, un accent particulier devrait être mis sur la distribution du microcrédit qui revêt une grande importance pour l'intégration des populations défavorisées ; les conditions d'ouverture de comptes bancaires et d'agences en milieu rural devraient être assouplies.

**Souleymane MBAYE et Souleymane DIALLO** dans l'article *La croissance économique au Sénégal est-elle inclusive ?* constatent qu'au Sénégal, malgré les résultats relativement appréciables, depuis la dévaluation du franc CFA avec des taux supérieurs à 6% depuis 2014 (à l'exception de 2020, qui correspond à la récession du COVID-19), la croissance économique n'est pas assez ressentie dans le panier de la ménagère, d'où une forte interrogation sur l'inclusivité de cette croissance. En s'inspirant de la méthode utilisée par le PNUD pour l'IDH et en l'appliquant à l'approche multidimensionnelle de la croissance inclusive de Zhuang et Ali (2010), ils ont construit un indicateur de croissance inclusive (ISCIS). Sur cette base, ils montrent que sur la période de l'étude (1980-2018), la croissance économique n'est pas inclusive au Sénégal.

**Ndongo Mané KEBE** dans l'article *Étude empirique des « déficits jumeaux » pour le cas du Sénégal* tente à vérifier l'hypothèse de neutralité ricardienne au Sénégal, à travers de l'existence ou non du phénomène des « déficits jumeaux ». Son objectif est d'étudier la corrélation entre le déficit budgétaire et le déficit du compte courant. Il adopte le test de cointégration des deux variables à travers l'utilisation du modèle à correction d'erreurs (MCE) suivant la méthode d'Engle et Granger (1987). D'après l'auteur les résultats indiquent une absence de cointégration entre les variables telles que : déficit budgétaire et solde du compte courant et donc de relation d'équilibre sur la période étudiée, entre ces deux variables, d'où une acceptation de la Proposition d'équivalence Ricardienne sur la période 1991–2020. Aussi, ce résultat s'identifie à la vérification de la Proposition d'Équivalence Ricardienne (PER) pour le Sénégal.

**Essohanam PELENGUEI, Benoit KAFANDO, Kokouvi Kunalè MAWUENA et Kodjo EVLO** dans l'article *Effet de l'accès aux services de soins de santé sur mortalité*

*infantile au Togo* analysent les effets d'un accès sans restriction aux soins de santé sur la mortalité infantile au Togo. Les auteurs se sont appuyés sur un modèle de durée à risque proportionnel pour évaluer ces effets. À la suite des estimations de ce modèle à partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé réalisée au Togo en 2013, ils montrent que naître en présence d'un personnel de santé qualifié contribue à la réduction du risque de mortalité des enfants de moins d'un an. D'après les auteurs, une amélioration de l'éducation des mères augmente la probabilité de survie des enfants au-delà de leur premier anniversaire. Ils constatent que ce travail permet de souligner la nécessité d'investir dans la formation du personnel soignant et aussi d'encourager l'éducation des filles. De tels investissements permettront de réduire significativement la mortalité infantile.

**Sébastien CHEVAIS** dans l'article *Développement des fonds d'État chinois dans le cadre d'une stratégie économique, monétaire et financière globale* se concentre sur les décisions des instances dirigeantes chinoises visant à reconstruire la puissance économique et financière de leur pays afin de lui rendre son prestige passé et asseoir son influence politique. D'après l'auteur, les trente dernières années, la Chine a travaillé dans le but d'accroître sa prépondérance. Il montre comment les fonds d'État répondent à la fois à cette mission et maintiennent leur poids grandissant au sein de l'économie mondiale

**Bartłomiej Lach** et **Krzysztof Malaga** dans l'article *Analyse comparative de la liberté économique dans les pays d'Amérique du Sud au cours des années 1996–2022* tentent d'évaluer l'évolution de la liberté économique en 1996–2022 dans des pays tels que : l'Argentine, la Bolivie, le Brésil, le Chili, la Colombie, l'Équateur, la Guyane, le Paraguay, le Pérou, le Suriname, le Trinité-et-Tobago, l'Uruguay, la Venezuela<sup>1</sup>. Dans la recherche empirique, les auteurs utilisent les indicateurs de  $\sigma$ -convergence et  $\sigma$ -divergence pour déterminer le degré d'homogénéité ou d'hétérogénéité des pays étudiés. Application d'analyse comparative multivariée y compris l'analyse par grappes (clusters) constitue le point culminant de la recherche empirique. L'analyse typologique est effectuée séparément pour 12 indicateurs partiels et l'indice global de liberté économique pour les 13 pays. Les matrices de similarité des pays, qui sont déterminées à cet effet, représentent les distances entre les séries temporelles des indices de liberté économique calculées sur la base de l'algorithme *Dynamic Time Warping* (DTW). Le programme R et les packages *dtw* et *dtwclust* sont utilisés pour l'analyse des clusters. Les résultats de recherche sur la liberté économique en Amérique du Sud méritent d'être comparés avec les résultats d'une recherche analogue obtenus par les auteurs pour 11 pays post-socialistes<sup>2</sup> qui ont rejoint l'Union

---

<sup>1</sup> L'analyse a omis la Guyane française, qui fait partie de la France, et les îles Falkland, qui font partie de la Grande-Bretagne.

<sup>2</sup> Il s'agit de pays tels que la Bulgarie, la Croatie, l'Estonie, la Hongrie, la Lituanie, la Lettonie, la Pologne, la Slovaquie, la Slovénie, la République Tchèque et la Roumanie.



Européenne après 2003 à la suite de profonds changements institutionnels. Les auteurs constatent que si dans les années 1990 les pays post-socialistes se caractérisaient par un niveau de la liberté économique comparable aux pays d’Amérique du Sud, après 27 ans des changements institutionnels, il ont significativement amélioré ce niveau, écartent les pays sud-américains à cet égard.

*Krzysztof Malaga*



# ÉNERGIE RENOUVELABLE, CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET ATTENUATION DES ÉMISSIONS DE DIOXYDE DE CARBONE DANS LES PAYS DE L'UEMOA

## Renewable energy, economic growth and carbon emission attenuation in WAEMU countries

**KODJO W. BAOULA<sup>1</sup>**

Université de Lomé, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

[kodjobaoula@gmail.com](mailto:kodjobaoula@gmail.com)

<https://orcid.org/0000-0001-6835-0953>

**Abstract :** The effectiveness of renewable energies in ensuring economic growth and environmental quality is becoming an important topic in the economic literature, due to the fact that the predominantly used fossil energies which are threatened by the risk of depletion lead to an increase in greenhouse gas emissions. The present paper aims to analyze the effect of renewable energy consumption on economic growth and carbon dioxide emissions in the WAEMU countries. To this end, we use growth and environment functions with an empirical investigation based on a linear regression in panel data consisting of the WAEMU countries over the period 1990 to 2015. The results of the estimations by the Pooled Mean Group method developed by Pesaran and others (1999) mainly show that in the long run, the use of renewable energy contributes significantly to promoting economic growth and attenuating environmental degradation through the reduction of carbon emissions. Therefore, policy makers should orient the Union's energy policy towards an energy mix dominated by the production and consumption of renewable energy; while at the same time putting in place a policy to control CO<sub>2</sub> emissions.

**Keywords :** renewable energy, economic growth, CO<sub>2</sub> emissions, WAEMU.

**Résumé :** L'efficacité des énergies renouvelables pour assurer la croissance économique et la qualité de l'environnement devient un sujet important dans la littérature économique, étant donné que les énergies fossiles majoritairement utilisées et menacées par le risque d'épu-

---

<sup>1</sup> Université de Lomé, BP. 1515, Lomé – Togo.

sement entraînent une augmentation des émissions de gaz à effet de serre. L'objectif de ce papier est d'analyser l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique et les émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA. Pour ce faire, nous utilisons les fonctions de croissance et d'environnement avec une investigation empirique basée sur une régression linéaire en données de panel constituées des pays de l'UEMOA sur la période 1990 à 2015. Les résultats des estimations par la méthode de Pooled Mean Group développée par Pesaran et alii (1999) montrent principalement qu'à long terme, l'utilisation des énergies renouvelables contribue significativement à promouvoir la croissance économique et à atténuer la dégradation de l'environnement à travers la réduction des émissions de carbone. A cet effet, les décideurs politiques devraient orienter la politique énergétique de l'union vers un mix-énergétique dominé par la production et la consommation d'énergie renouvelable ; tout en mettant en place une politique de contrôle des émissions de CO<sub>2</sub>.

**Mots-clés :** énergies renouvelables, croissance économique, émissions de CO<sub>2</sub>, PMG, UEMOA.

**JEL classification :** C23, O55, Q42, Q43, Q51.

## Introduction

L'accélération de l'activité économique s'accompagne d'une consommation de plus en plus élevée d'énergie, notamment de combustibles fossiles, qui entraîne une augmentation des émissions de gaz à effet de serre, en particulier de dioxyde de carbone. Ainsi, les perspectives internationales de l'énergie prévoient une forte croissance de la demande mondiale d'énergie d'ici 2025 qui pourrait augmenter en effet le risque d'épuisement de ces ressources naturelles. Il est donc nécessaire de faire appel à de nouvelles sources d'énergie pour faire croître l'économie sans nuire à l'environnement (Saidi & Omri, 2020). A cet effet, les pays développés, émergents et en développement dont ceux de l'UEMOA se sont engagés dans le développement et l'utilisation de sources d'énergies renouvelables telles que l'énergie solaire, la biomasse, l'hydroélectricité et l'énergie éolienne. Ainsi, conformément au protocole de Kyoto, la Conférence des Nations unies sur le changement climatique (CCNU), a réuni plus de 190 pays à Paris en novembre-décembre 2015 et les parties au protocole de Paris ont promis de maintenir le réchauffement climatique en dessous de 2°C au-dessus du niveau préindustriel d'ici 2100.

La littérature récente sur l'économie de l'énergie soutient le rôle clé des énergies renouvelables comme facteur de durabilité tout en ayant le potentiel de la préservation de l'environnement et la réduction de l'émission des gaz à effet de serre (Swain & Karimu, 2020). En effet, une grande partie de cette littérature s'est intéressée à l'examen de la relation entre la consommation d'énergie (renouvelable et non renouvelable), la dégradation de l'environnement et la croissance économique. Cette

littérature pourrait être divisée en deux volets. Le premier se concentre sur l'examen du lien entre l'énergie et la croissance (Chontanawat et al., 2008 ; Gozgor et al., 2018 ; Huang et al., 2008 ; Kraft & Kraft, 1978 ; Lee et al., 2008 ; Masih & Masih, 1998 ; Omri, 2014 ; Omri et al., 2015 ; Ozturk & Acaravci, 2010 ; Payne, 2010 ; Rathnayaka et al., 2018, Sadorsky, 2012 ; Soytaş & Sari, 2003 ; Wolde-Rufael & Menyah, 2010). Le deuxième volet se concentre sur le lien entre environnement et croissance grâce à la validité de l'hypothèse de la courbe de Kuznets environnementale (EKC), qui a été élucidée initialement par Grossman et Krueger (1991). Cette hypothèse indique que le niveau de dégradation de l'environnement augmente avec la croissance d'un pays, mais commence à baisser lorsque l'augmentation des revenus dépasse un point de retournement. En général, la qualité de l'environnement se détériore dans un premier temps, puis s'améliore avec le développement économique. Cette association hypothétique est théoriquement bien évaluée et a été confirmée par la majorité des recherches empiriques (Ali et al., 2017 ; Balaguer & Cantavella, 2016 ; Bernard et al., 2015 ; Chen & Taylor, 2020 ; Congregado et al., 2016 ; Grossman & Krueger, 1991 ; Kacprzyk & Kuchta, 2020 ; Ozturk & Acaravci, 2010 ; Sinha & Bhattacharya, 2017 ; Sugiyawan & Managi, 2016 ; Youssef et al., 2016).

La réalité des changements climatiques est incontestable à l'échelle mondiale et d'autant plus sur le territoire de l'UEMOA qui s'étend sur quatre zones climatiques (semi-aride, sahel, soudano-sahélien, tropical humide). Ainsi, dans le cadre de son adaptation aux changements climatiques, l'UEMOA à travers ses politiques d'environnement, d'énergie et d'aménagement du territoire s'investit dans la lutte contre les changements climatiques. L'analyse des données indique que la consommation des énergies renouvelables dans le total de la consommation énergétique présente une tendance baissière dans tous les pays de l'union ; en moyenne pour l'ensemble de l'union, elle passe de plus de 80% en 1990 à près de 65% en 2015. A l'inverse, les émissions de CO<sub>2</sub> ont connu une croissance spectaculaire dans tous les pays de l'union en passant en moyenne pour l'union de près de 1500 Kt en 1990 à près de 5000 Kt en 2015. Ces évolutions controversées de ces deux indicateurs réaffirment ainsi le caractère très polluant de la consommation des énergies non renouvelables. Sur la même période la croissance économique dans l'union a évolué en dents de scies ; cette croissance économique depuis 2012 a varié entre 5% et 6% sensiblement supérieur à celui de l'Afrique subsaharienne, qui ressort à 3,3% en moyenne.

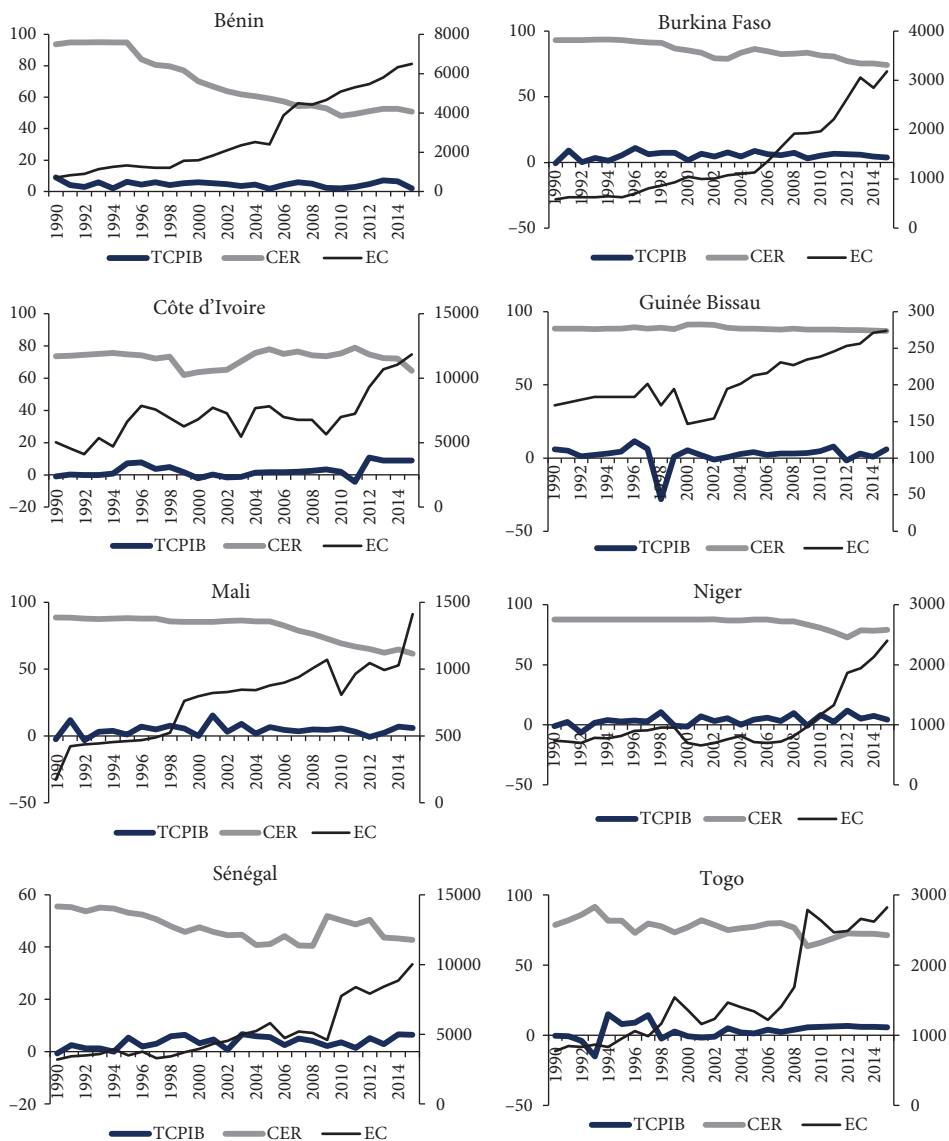
Etant donné que les énergies fossiles majoritairement utilisées et menacées par le risque d'épuisement entraînent une augmentation des émissions de gaz à effet de serre, l'efficacité des énergies renouvelables pour assurer la croissance économique et la qualité de l'environnement s'avère un sujet important dans la littérature économique. Dans ce contexte, quelle est le rôle des énergies renouvelables dans la promotion de la croissance économique et l'atténuation des émissions de carbone dans les pays de l'UEMOA ? Ainsi, l'objectif de ce papier est d'analyser l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique et les

émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA. Pour atteindre cet objectif, nous considérons deux modèles : la fonction de croissance et la fonction environnementale avec une investigation empirique basée sur une régression linéaire en données de panel constitué des 8 pays de l'UEMOA sur la période 1990 à 2015. Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, nous avons procédé alors à l'estimation des effets de long terme commun dans l'union et ceux de court terme spécifique à chaque pays l'UEMOA. Ainsi, les résultats des estimations par la méthode de Pooled Mean Group (PMG) développé par Pesaran et alii (1999) montrent principalement qu'à long terme, l'utilisation des énergies renouvelables contribue significativement à promouvoir la croissance économique et à atténuer la dégradation de l'environnement à travers la réduction des émissions de carbone. A cet effet, les décideurs politiques devraient non seulement orienter la politique énergétique de l'union vers un mix-énergétique dominé par la production et la consommation d'énergies renouvelables ; mais aussi, mettre en œuvre une politique de contrôle des émissions de dioxyde de carbone ; dans le but d'assurer la croissance économique et améliorer la qualité de l'environnement de chacun des pays.

Notre article contribue à la littérature économique à deux niveaux. D'une part, il utilise à la fois des fonctions de croissance et environnementales pour démontrer l'efficacité de la consommation d'énergie renouvelable pour la promotion de la croissance économique et l'atténuation des émissions du dioxyde de carbone dans le cas des pays de l'UEMOA. D'autre part, il analyse les effets de long terme commun dans l'union et les effets de court terme spécifiques aux pays de l'union entre la consommation des énergies renouvelables, la croissance économique et les émissions de carbone à l'aide de la technique d'estimation des PMG. La suite du papier présente : l'analyse des évolutions de la consommation d'énergies renouvelables, les émissions de carbone et la croissance économique dans les pays de l'UEMOA (section 1) ; la revue de la littérature sur le lien entre la consommation d'énergies renouvelables, les émissions de carbone et la croissance économique (section 2) ; l'approche méthodologique (section 3) ; la présentation et la discussion des résultats (section 4) et enfin la conclusion et les implications de politiques économiques.

## **1. État des lieux de la consommation des énergies renouvelables, de la croissance économique et des émissions de carbone dans l'UEMOA**

La consommation d'énergie, la croissance et l'environnement sont des thèmes d'ordre général mais qui deviennent des préoccupations croissantes vu la dégrada-



**Graphique 1. Evolution de la consommation d'énergie renouvelable (CER), des émissions de carbone (EC) et de la croissance économique (TCPIB) dans les pays de l'UEMOA (1995-2015)**

Source : Élaboration propre à partir des données de (World Bank, 2019).

tion de l'environnement à travers son exploitation abusive et la pollution que subi toute la planète et particulièrement les pays en voie de développement dont ceux de l'UEMOA. Les émissions de gaz à effet de serre sont non seulement fonction

de la situation économique, technologique et des conditions sociales, mais aussi de la quantité et des formes d'énergies consommées. Le graphique 1 présente l'évolution de la consommation des énergies renouvelables (CER)<sup>2</sup>, de la croissance économique (TCPIB)<sup>3</sup> et des émissions de dioxyde de carbone (EC)<sup>4</sup> dans les pays de l'UEMOA sur la période allant de 1990 à 2015. Les deux premiers indicateurs sont exprimés en pourcentage (axe principal) alors que le troisième est exprimé en kilotonne (axe secondaire).

La consommation énergétique des États membres de l'Union se compose de la biomasse végétale (bois de chauffe, de charbon de bois et de déchets végétaux) ; d'énergie électrique d'origine hydraulique et thermique ainsi que des approvisionnements en hydrocarbures. La consommation des énergies renouvelables dans le total de la consommation énergétique a connu une baisse régulière dans tous les pays de l'union sur la période considérée. En effet, la part des énergies renouvelables est passée pour le cas du Bénin et du Mali, de plus de 90% en 1990 à près de 50% en 2015 ; pour le Burkina Faso, la Guinée Bissau, le Niger et le Togo, cette part a légèrement baissé de près de 90% à 80% sur la période 1990–2015. La Côte d'Ivoire et le Sénégal affichent sur la même période une part des énergies renouvelables plus faible dans l'union avec une moyenne de moins de 70% en Côte d'Ivoire et de moins de 60% au Sénégal. A l'inverse de l'évolution de la consommation des énergies renouvelables, les émissions de CO<sub>2</sub> ont connu une croissance spectaculaire dans tous les pays de l'union. En effet, la Côte d'Ivoire se trouve être le pays le plus pollueur de l'union avec des émissions de CO<sub>2</sub> qui sont passées de 5035 Kt en 1990 à près de 12 000 Kt en 2015 ; suivi du Sénégal (3183 Kt en 1990 à près de 10 017 Kt en 2015) ; la Guinée Bissau se trouve être le pays le moins pollueur de l'union avec des émissions de CO<sub>2</sub> qui sont passées de 172 Kt en 1990 à 273 Kt en 2015. Il s'affiche clairement dans les pays de l'UEMOA, que la baisse de part des énergies renouvelables dans le total d'énergie consommée s'accompagne d'une augmentation des émissions de CO<sub>2</sub> ; ce qui réaffirme ainsi le caractère très polluant de la consommation des énergies non renouvelables. Sur la même période la croissance économique dans l'union a évolué en dents de scies.

Pour faire face aux difficultés environnementales et promouvoir le développement durable, la Conférence des Chefs d'État et de Gouvernement de l'Union a, dans le cadre de la mise en œuvre de la Politique Énergétique Commune (PEC), adopté en 2009, une stratégie dénommée « l'Initiative Régionale pour l'Énergie Durable (IREDD) ». Cette stratégie prévoit un accroissement notable de la part des énergies renouvelables dans la production électrique des pays de l'union ainsi qu'une utilisation rationnelle de l'électricité. L'objectif est de passer de 36% en 2007

<sup>2</sup> CER : Consommation d'Énergies Renouvelables.

<sup>3</sup> TCPIB : Taux de Croissance du Produit Intérieur Brute.

<sup>4</sup> EC : Emissions du dioxyde de Carbone.



à 82% d'énergies renouvelables (y compris l'hydroélectricité) à l'horizon 2030 tout en tenant compte de l'efficacité énergétique. A cet égard, il nous semble important d'appréhender le rôle des énergies renouvelables dans la promotion de la croissance économique et l'atténuation des émissions de carbone dans les pays de l'UEMOA.

## **2. Revue de la littérature sur le lien entre énergies renouvelables, les émissions de carbone et la croissance économique**

Les nombreuses études empiriques sur le lien entre les énergies renouvelables, les émissions de CO<sub>2</sub> et la croissance économique peuvent être regroupées en trois catégories de littérature. Si la première catégorie se concentre sur l'effet des énergies renouvelables sur la croissance économique, la seconde porte sur l'impact des énergies renouvelables sur la qualité de l'environnement, alors que la troisième examine la relation entre les énergies renouvelables, la croissance économique et la qualité de l'environnement.

Pour la première catégorie des travaux qui évaluent l'effet des énergies renouvelables sur la croissance économique, Sari et alii (2008) dans le cas des États-Unis, montrent que les énergies renouvelables jouent un rôle important dans l'augmentation de la croissance économique. Par contre, Menegaki (2011) examine l'interaction entre la croissance économique et les énergies renouvelables pour 27 pays européens sur la période 1997–2007. Ses résultats ne confirment pas une relation positive entre la croissance économique et la consommation d'énergie renouvelable, ce qui prouve l'hypothèse de neutralité, qui peut en partie s'expliquer par l'exploitation inégale et insuffisante des sources d'énergies renouvelables dans ces pays. En outre, Pao et Fu (2013) analysent la relation entre le PIB, la consommation d'énergie renouvelable et la consommation d'énergie. Leurs résultats révèlent une causalité bidirectionnelle entre le PIB et la consommation d'énergie renouvelable, et une causalité unidirectionnelle va de la croissance économique à la consommation d'énergie renouvelable et à la consommation d'énergies à long terme. Leurs conclusions suggèrent également que le PIB est essentiel pour fournir les ressources nécessaires au développement durable. Par conséquent, Lin et Moubarak (2014) étudient l'interaction entre la consommation d'énergies renouvelables et la croissance économique en Chine. Les résultats du test de causalité de Granger montrent qu'il existe une causalité bilatérale à long terme entre la consommation d'énergie renouvelable et la croissance chinoise, mais aucune preuve de causalité à long ou à court terme entre les émissions de CO<sub>2</sub> et la consommation d'énergie renouvelable n'a été trouvée.

La seconde catégorie de travaux qui portent sur l'impact des énergies renouvelables sur la qualité de l'environnement conduisent à des résultats divergents. En effet,

Sadorsky (2009) présente deux modèles empiriques de consommation d'énergie renouvelable et de revenu pour un ensemble de pays émergents et conclut que la croissance du PIB par habitant a un impact positif et statistiquement significatif sur la consommation d'énergie renouvelable par habitant. Tiwari (2011) dans le cas des pays européens et eurasiens, montre que les énergies non renouvelables ont un impact négatif sur la croissance du PIB et augmentent les émissions de CO<sub>2</sub>. En outre, Payne (2012) étudie le lien entre la consommation d'énergie renouvelable, le PIB réel et les émissions de CO<sub>2</sub> montre que la législation et les politiques en matière d'énergie renouvelable adoptées depuis 1978 ont une incidence positive et significative sur la consommation d'énergie renouvelable ; bien que les résultats suggèrent que les émissions de CO<sub>2</sub> ont eu un impact positif sur la consommation d'énergie renouvelable. Dans une autre étude, Silva et alii (2012) en examinant le lien entre la consommation d'énergie renouvelable, le PIB réel et les émissions de CO<sub>2</sub> ; concluent que l'augmentation de la consommation d'énergie renouvelable entraîne une diminution des émissions de CO<sub>2</sub> par habitant.

La troisième catégorie de travaux se concentre sur l'examen des études sur la relation entre la consommation d'énergie renouvelable, la croissance économique et la qualité de l'environnement. A cet effet, Menyah et Wolde-Rufael (2010) examinent la relation entre les émissions de CO<sub>2</sub>, la consommation d'énergie nucléaire et renouvelable, et le PIB réel dans le cas des États-Unis. Les résultats du test de causalité de Granger suggèrent qu'il existe un lien unidirectionnel allant de l'énergie nucléaire aux émissions de CO<sub>2</sub>, mais aucune relation n'est trouvée entre la consommation d'énergie renouvelable et les émissions de CO<sub>2</sub>. Aydin (2013) analyse dans le cas de pays de G7 la relation entre les émissions de CO<sub>2</sub>, la consommation d'énergie renouvelable, le PIB réel et la densité de population ; il montre que le PIB, la consommation d'énergie renouvelable et la densité de population sont les causes des émissions de CO<sub>2</sub>. En outre, Saidi et Mbarek (2016) examinent empiriquement l'impact du revenu sur les émissions de CO<sub>2</sub> dans les économies émergentes sur la période 1990–2013. Leur résultat montre une relation positive entre le revenu et les émissions de CO<sub>2</sub>.

Tous les modèles ne soutiennent pas l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets (EKC), qui suppose une relation en forme de U inversé entre le revenu et la dégradation de l'environnement. Lu (2017) dans une étude portant sur 16 pays asiatiques, examine les relations de cause à effet entre les émissions, la consommation d'énergie renouvelable et la croissance économique. À long terme, leur résultat suggère une causalité bidirectionnelle entre la consommation d'énergie renouvelable, le PIB et les émissions de CO<sub>2</sub>. Dans les pays de l'OCDE, Zaghdoudi (2017) analyse le lien entre les prix du pétrole, la consommation d'énergie renouvelable, les émissions de CO<sub>2</sub> et le PIB. Les résultats empiriques montrent qu'il existe un lien quadratique à long terme entre les émissions et la croissance économique, ce qui confirme l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets (EKC). Les résultats

de la causalité de Granger montrent également une relation bidirectionnelle entre les émissions de carbone et la consommation d'énergie renouvelable à court et à long terme. Enfin, dans une étude récente, Soukiazis et alii (2019) constatent que l'effet de la consommation d'énergie renouvelable est un facteur important pour expliquer le niveau de développement durable des pays considérés. Ainsi, la consommation d'énergie renouvelable dépend principalement de l'augmentation du capital humain et constitue un élément important pour réduire les émissions de CO<sub>2</sub>.

### 3. Approche méthodologique

Dans cette section, nous présentons d'abord les modèles économétriques, la définition des variables, les sources des données et les statistiques descriptives ; ensuite, quelques tests préliminaires sur les données de panel ; puis la technique de l'estimation par la méthode de Pooled Mean Group (PMG) développé par Pesaran et alii (1999).

#### 3.1. Modèles économétriques, définition des variables, sources des données et statistiques descriptives

L'objectif de ce papier est d'analyser l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique et sur les émissions de carbone dans les pays de l'UEMOA. Pour atteindre cet objectif, nous considérons deux modèles : la fonction de croissance (Y : Taux croissance du PIB) et la fonction environnementale (EC : Emission de Carbone), définies comme suit :

##### La fonction de croissance

La spécification de la fonction de croissance s'inspire des travaux de Omri (2013) et de Saidi et Mbarek (2016) et s'exprime comme suit :

$$TCPIB = F(CER, FBCF, FT) \quad (1)$$

où TCPIB, CER, FBCF et FT représentent respectivement le taux de croissance économique, la consommation des énergies renouvelables, la formation brute de capital fixe et la force de travail. En effet, le taux de croissance économique (TCPIB) correspond au taux de croissance annuel du PIB ; la consommation d'énergie renouvelable (CER) est la part de l'énergie renouvelable dans la consommation totale d'énergie finale ; la formation brute de capital fixe (FBCF) en dollars US constants de 2010 est utilisée comme une approximation du capital intérieur et la force de travail (FT) est utilisée comme mesure de la main-d'œuvre disponible.

Ces facteurs sont les moteurs de la croissance économique (Omri, 2013 ; Saidi & Mbarek, 2016). La première variable est notre variable d'intérêt alors que les deux dernières sont des variables de contrôle dans ce modèle. Nous utilisons des données pour les 8 pays de l'UEMOA sur les périodes 1990–2015 et les données relatives à toutes ces variables proviennent du WDI (World Bank, 2019) publié par la Banque Mondiale. Etant donné la dimension spatio-temporelle de l'étude, le modèle empirique à estimer est un modèle linéaire des données de panel avec la spécification standard suivante :

$$TCPIB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CER_{it} + \alpha_2 FBCF_{it} + \alpha_3 \ln FT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

### La fonction environnementale

Plusieurs variables affectent les émissions de CO<sub>2</sub>, notamment : la croissance économique ((Hossain & Saeki, 2012 ; Kais & Sami, 2016 ; Keho, 2015 ; Saidi & Mbarek, 2016) ; l'urbanisation mesurée par la population urbaine (Martínez-Zarzoso & Maruotti, 2011 ; Mohapatra & Giri, 2015 ; Ponce de Leon Barido & Marshall, 2014 ; Shahbaz et al., 2016) ; la consommation d'énergie renouvelable (Linh & Lin, 2014 ; Managi et al., 2008 ; Panwar et al., 2011 ; Sekar & Sohngen, 2014), et l'ouverture commerciale (Choi et al., 2010 ; Gu et al., 2013 ; Islam et al., 2016). Ainsi la spécification de la fonction environnementale considérée comme le modèle d'émission de CO<sub>2</sub> peut s'écrire comme suit :

$$EC = f(TCPIB, CER, URB, OUV) \quad (3)$$

En effet, les émissions de dioxyde de carbone (EC) comprennent le dioxyde de carbone produit lors de la consommation de combustibles solides, liquides et gazeux ; le taux de croissance économique (TCPIB) correspond au taux de croissance annuel du PIB ; la consommation d'énergie renouvelable (CER) est la part de l'énergie renouvelable dans la consommation totale d'énergie finale ; l'urbanisation (URB) est mesurée par la population urbaine qui désigne le nombre personnes vivant dans les zones urbaines telles que définies par les offices statistiques nationaux ; et l'ouverture commerciale (OUV) est mesurée en pourcentage de la valeur des exportations et des importations par rapport au PIB. Les deux premières variables sont nos variables d'intérêt alors que les deux dernières sont des variables de contrôle dans ce modèle. Tout comme précédemment, nous utilisons des données pour les 8 pays de l'UEMOA sur les périodes 1990–2015 et les données relatives à toutes ces variables proviennent du WDI (World Bank, 2019) publié par la Banque Mondiale. Etant donné la dimension spatio-temporelle de l'étude, le modèle empirique à estimer est un modèle linéaire des données de panel avec la spécification standard suivante :

$$\ln EC_{it} = \beta_0 + \beta_1 TCPIB_{it} + \beta_2 CER_{it} + \beta_3 \ln URB_{it} + \beta_4 OUV + \mu_{it} \quad (4)$$

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables utilisées dans les deux modèles. En effet il ressort que le taux de croissance du PIB (TCPIB) dans l'union sur la période 1990 à 2015 s'établit en moyenne à 3,7% avec un minimum de -28,1% et un maximum de 15,4% enregistré respectivement par la Guinée-Bissau en 1998 et le Mali en 2001. La consommation d'énergie renouvelable (CER) en pourcentage de la consommation totale d'énergie dans l'union sur la période 1990 à 2015 s'établit en moyenne à 75,67% avec un minimum de 40,47% et un maximum de 94,99% enregistré respectivement par le Sénégal et le Bénin en 1993. Sur la même période, les émissions de dioxyde de carbone (EC) dans l'union s'établit en moyenne à 2526,84 Kt avec un minimum de 146,68 Kt et un maximum de 11 838,12 Kt enregistré respectivement par la Guinée-Bissau en 2000 et Côte d'Ivoire en 2015.

**Tableau 1. Statistiques descriptives des variables**

Variable	Nbre Obs	Moyenne	Écart-type	Min	Max
Taux de croissance économique (TCPIB)	208	3,709796	4,314941	-28,09998	15,37624
Consommation d'énergies renouvelables (CER)	208	75,67161	14,65575	40,46676	94,9888
Formation brute de capital fixe (FBCF)	208	1,41E+09	1,16E+09	4,89E+07	6,63E+09
Force de travail (FT)	208	3737316	1897605	382232	7697108
Émissions de dioxyde de carbone (EC)	208	2526,838	2598,288	146,68	11838,12
Ouverture commerciale (OUV)	208	58,52869	16,31037	28,37402	118,1023
Urbanisation (URB)	208	3297442	2358948	300673	1,15E+07

Source : Auteur à partir des données de (World Bank, 2019).

### 3.2. Tests préliminaires sur les données de panel

Dans ce paragraphe, nous allons réaliser essentiellement trois tests sur les données de panel : le test de la dépendance en coupe transversale, les tests de racine unitaire et les tests de cointégration.

#### Test de la dépendance en coupe transversale

Pour tester la dépendance en coupe transversale de chaque variable, nous allons utiliser le test de Pesaran (2004). Le tableau 2 présente les résultats obtenus pour chaque cas. L'hypothèse nulle  $H_0$  est qu'il y a indépendance en coupe transversale. La statistique CD de Pesaran est basée sur la moyenne des coefficients de corrélation entre les différents pays pris deux-à-deux pour chaque période de temps.

**Tableau 2. Résultats du test de dépendance de Pesaran (2004)**

Variables	CD-test	Probabilité
Taux de croissance économique (TCPIB)	3,43	0,001
Log Émissions de dioxyde de carbone (LnEC)	21,22	0,000
Consommation des énergies renouvelables (CER)	10,99	0,000
Log Formation brute de capital fixe (LnFBCF)	12,39	0,000
Log Force de travail (LnFT)	26,79	0,000
Log Urbanisation (LnURB)	26,92	0,000
Ouverture commerciale (OUV)	6,18	0,000

Source : Élaboration propre.

Sous l'hypothèse nulle (*of cross-section independence*), cette statistique est asymptotiquement distribuée selon une normale standard  $N(0; 1)$ . Le tableau 2 indique clairement qu'il y a forte présence de dépendance en coupe transversale pour les pays de l'échantillon considéré pour toutes les variables.

### Tests de racine unitaire

Nous allons effectuer des tests de racine unitaire pour les données de panel dans ce qui suit en vue de déduire si nos séries sont stationnaires à niveau ou non. En effet, une série stationnaire a une moyenne invariante dans le temps et une variance invariante dans le temps. Par contre, une série non stationnaire a une moyenne variable dans le temps, une variance variable dans le temps, ou les deux. Il existe deux catégories de tests de racine unitaire pour les données de panel (Baltagi, 2013).

La première catégorie est appelée tests de racine unitaire de première génération sont basées sur l'hypothèse d'indépendance en coupe transversale des observations (d'indépendance entre les individus du panel). Les plus utilisés dans la littérature sont les tests de Levin et Lin (1993), les tests de Levin et alii (2002), le test de Im et alii (1997 ; 2003) et Maddala et Wu (1999) sont inspirés des tests de Dickey et Fuller (1979) et leur statistique  $Wt$ -bar est basée sur les statistiques de Dickey-Fuller augmentées (ADF) dont on calcule la moyenne pour le groupe d'observations.

La seconde catégorie de tests de racine unitaire pour données de panel, appelée tests de racine unitaire de deuxième génération, tient compte de la dépendance en coupe transversale des observations. Les tests de deuxième génération les plus utilisés sont : les tests de I. Choi (2006), les tests de Phillips et Sul (2003), et Pesaran (2004). Ces tests ont tenté de lever l'hypothèse d'indépendance en postulant une interdépendance entre les individus. La levée de cette hypothèse est perçue comme un avantage pour mieux étudier les propriétés des panels (Guillaumin, 2008).

Chaque test de stationnarité en panel comporte des avantages et des inconvénients comparativement aux autres, si bien qu'il est recommandé de soumettre les séries à des tests complémentaires. Le test de racine unitaire qui sera utilisé est le test de Pesaran (2007), également appelé le test CIPS de Pesaran. En plus de tenir

compte de la dépendance en coupe transversale, le test de Pesaran (2007) suppose également l'hétérogénéité des paramètres. Pour ce test, l'hypothèse nulle est que chaque série temporelle individuelle contient une racine unitaire. L'hypothèse alternative est qu'une partie des séries sont stationnaires.

Nous avons choisi d'utiliser la commande `multiturt` (Eberhardt, 2011) sous Stata qui combinent les tests de la racine unitaire des données de panel de première et deuxième génération. Notamment : le test de Maddala et Wu (1999) et Pesaran (2007) qui sont des tests de deux (02) générations différentes et réalisables sur des panels non-cylindrés. En plus, le test de Maddala-Wu est un des tests les plus puissants de la première génération qui donne de meilleurs résultats comparativement aux tests de Levin-Lin-Chu et ceux d'Im-Pesaran-Shin (Maddala & Wu, 1999).

Les résultats de ces tests de racine unitaire en panel avec constante et avec tendance (présentés dans les tableaux 3 et 4) montrent que les variables Taux de croissance économique (TCPIB), Log Urbanisation (LnURB) et Ouverture commerciale (OUV) sont stationnaires à niveau ; par contre, les autres variables étudiées sont

**Tableau 3. Résultats des tests de racine unitaire au niveau (sans trend)**

Variables	Maddala et Wu (1999)		Pesaran (2007)	
	chi_sq	p-value	Zt-bar	p-value
Taux de croissance économique (TCPIB)	197,437	0,000	-9,552	0,000
Log Émissions de dioxyde de carbone (LnEC)	2,614	1,000	-0,572	0,284
Consommation d'énergies renouvelables (CER)	9,020	0,913	0,089	0,535
Log Formation brute de capital fixe (LnFBCF)	4,586	0,997	-0,488	0,313
Log Force de travail (LnFT)	98,980	0,000	2,144	0,984
Log Urbanisation (LnURB)	52,579	0,000	-2,644	0,004
Ouverture commerciale (OUV)	36,511	0,002	-1,664	0,048

Source : Élaboration propre.

**Tableau 4. Résultats des tests de racine unitaire au niveau (avec trend)**

Variables	Maddala et Wu (1999)		Pesaran (2007)	
	chi_sq	p-value	Zt-bar	p-value
Taux de croissance économique (TCPIB)	181,252	0,000	-8,381	0,000
Log Émissions de dioxyde de carbone (LnEC)	11,517	0,776	-0,389	0,349
Consommation des énergies renouvelables (CER)	10,923	0,814	1,321	0,907
Log Formation brute de capital fixe (LnFBCF)	26,994	0,042	-1,609	0,054
Log Force de travail (LnFT)	35,590	0,003	3,509	1,000
Log Urbanisation (LnURB)	85,714	0,000	-1,537	0,062
Ouverture commerciale (OUV)	40,738	0,001	-0,071	0,472

Source : Élaboration propre.

non stationnaires. Comme les variables étudiées sont à la fois intégrées d'ordre (0) et d'ordre (1), on ne peut estimer le panel de variables avec un VECM (Vector Error Correction Model), où les variables doivent être intégrées de même ordre.

Ainsi, selon Pesaran et alii (1999), des séries intégrées de différents ordres peuvent se prêter à des tests de cointégration dans un modèle ARDL. Le modèle ARDL en panel est basé sur trois estimateurs : le Mean Group (MG), le Pooled Mean Group (PMG) et le Dynamic Fixed Effect (DFE). Il y'a donc présomption de cointégration entre ces variables. Pour cela nous passons au test de vérification de l'existence d'une relation de long terme entre la variable endogène et les variables exogènes.

### Test de cointégration

Après avoir testé la stationnarité des variables de l'étude où nous trouvons que la plupart des variables ne sont pas stationnaires à niveau, nous allons utiliser des tests de cointégration pour données de panel entre les variables du modèle. En effet, depuis les travaux pionniers de Levin et Lin (1993), la littérature relative à l'économétrie des données de panel non stationnaires, en particulier, aux tests de cointégration connaît un développement considérable Hurlin et Mignon (2007). En s'appuyant sur la littérature nous présentons trois tests : le test de cointégration de Pedroni (1999, 2004), celui de Kao (1999) et celui de Westerlund (2007).

La commande « `xtcointtest` » sous stata, effectue les tests de cointégration de Kao (1999), Pedroni (1999, 2004) et Westerlund (2007) sur un panel de données. Tous les tests ont une hypothèse nulle commune d'absence de cointégration. L'hypothèse alternative des tests de Kao et de Pedroni est que les variables sont cointégrées dans tous les panels. Dans une version du test de Westerlund, l'hypothèse alternative est que les variables sont cointégrées dans certains panels. Dans une autre version du test de Westerlund, l'hypothèse alternative est que les variables sont cointégrées dans tous les panels.

### Test de Pedroni (1999, 2004)

Pedroni (1999, 2004) proposa plusieurs tests afin de vérifier l'hypothèse nulle de non-cointégration pour toutes les observations en permettant l'hétérogénéité des paramètres pour chacune de celles-ci. Les tests peuvent être regroupés en deux catégories. La première, les tests de panel, considèrent l'hypothèse alternative en supposant l'homogénéité du coefficient et la seconde catégorie, les tests de groupe, suppose l'hétérogénéité.

Le tableau 5 rapporte les valeurs de toutes les statistiques de test avec leurs *p-values* respectives. Toutes les statistiques du test rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration en faveur de l'hypothèse alternative de l'existence d'une relation de cointégration entre le variable dépendante Taux de croissance économique (TCPIB) et toutes les variables explicatives.



**Tableau 5. Résultats du test de cointégration de Pedroni (1999, 2004) avec pour variables dépendante : Taux de croissance économique (TCPIB)**

Variables indépendantes	Modified Phillips-Perron $t$		Phillips-Perron $t$		Augmented Dickey-Fuller $t$	
	Statistic	$p$ -value	Statistic	$p$ -value	Statistic	$p$ -value
Consommation des énergies renouvelables (CER)	-8,6530	0,0000	-13,2465	0,0000	-12,1672	0,0000
Log Formation brute de capital fixe (LnFBCF)	-8,9766	0,0000	-13,4157	0,0000	-12,4448	0,0000
Log Force de travail (LnFT)	-8,4975	0,0000	-12,9641	0,0000	-11,9716	0,0000

Source : Élaboration propre.

Le tableau 6 rapporte les valeurs de toutes les statistiques de test avec leurs  $p$ -vales respectives. Toutes les statistiques du test rejettent l'hypothèse nulle d'absence

**Tableau 6. Résultats du test de cointégration de Pedroni (1999, 2004) avec pour variables dépendante : Log Émissions de dioxyde de carbone (LnEC)**

Variables indépendantes	Modified Phillips-Perron $t$		Phillips-Perron $t$		Augmented Dickey-Fuller $t$	
	Statistic	$p$ -value	Statistic	$p$ -value	Statistic	$p$ -value
Taux de croissance économique (TCPIB)	3,0822	0,0010	4,0569	0,0000	2,6029	0,0046
Consommation des énergies renouvelables (CER)	1,2267	0,1100	0,6251	0,2659	1,1905	0,1169
Ouverture commerciale (OUV)	1,5697	0,0582	1,5531	0,0602	1,6784	0,0466
Log Urbanisation (LnURB)	-0,0502	0,4800	-0,8083	0,2095	-0,7051	0,2404

Source : Élaboration propre.

de cointégration en faveur de l'hypothèse alternative de l'existence d'une relation de cointégration entre la variables dépendante Log Émissions de dioxyde de carbone (LnEC) et la plupart des variables explicatives.

### Test de Kao (1999)

Kao (1999) propose également des tests d'hypothèse nulle d'absence de cointégration de type Dickey-Fuller et Dickey-Fuller Augmenté. Ces tests sont également basés sur la procédure en deux étapes d'Engle & Granger (1987). A la différence des tests de Pedroni (2004), Kao (1999) considère des vecteurs de cointégration supposé homogènes entre les individus. De plus ces tests ne permettent pas de tenir compte de l'hétérogénéité sous l'hypothèse alternative et ne sont par ailleurs valables que pour un système bivarié. A l'aide des simulations de Monte Carlo, Gutierrez (2003) montre que quand la taille de l'échantillon est faible les tests de

Kao dominant ceux de Pedroni et donnent de meilleures estimations. En effet, les tests de Kao et de Pedroni supposent la présence d'un seul vecteur cointégrant.

Le tableau 7 rapporte les valeurs de toutes les statistiques de test avec leurs *p*-vales respectives. Toutes les statistiques du test rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration en faveur de l'hypothèse alternative de l'existence d'une relation de cointégration entre les variables dépendantes (TCPIB et LnEC) et leurs variables explicatives respectives.

**Tableau 7. Résultats du test de cointégration de Kao (1999)**

Variables dépendante	Taux de croissance économique (TCPIB)		Log Émissions de dioxyde de carbone (LnEC)	
	Statistic	<i>p</i> -value	Statistic	<i>p</i> -value
Modified Dickey-Fuller <i>t</i>	-10,0408	0,0000	-8,1976	0,0000
Dickey-Fuller <i>t</i>	-10,5763	0,0000	-5,9273	0,0000
Augmented Dickey-Fuller <i>t</i>	-6,1211	0,0000	-3,8601	0,0001
Unadjusted modified Dickey	-19,3112	0,0000	-9,3505	0,0000
Unadjusted Dickey-Fuller <i>t</i>	-12,2570	0,0000	-6,0970	0,0000

Source : Élaboration propre.

### Test de Westerlund (2007)

Westerlund (2007) a développé un nouveau test de cointégration dont l'hypothèse nulle qui suppose l'absence de cointégration est évaluée par deux groupes de test : d'une part, les « group-mean tests » et les « panel tests » d'autre part. Le premier test permet de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative selon laquelle le panel dans son ensemble est cointégré alors que le dernier teste l'alternative d'existence d'au moins un individu pour lequel les variables sont cointégrées. Les résultats du test de cointégration de Westerlund (2007) pour le modèle de la fonction de croissance et pour le modèle de la fonction environnementale sont consignés respectivement dans les tableaux 8 et 9.

**Tableau 8. Résultats du test de cointégration de Westerlund (2007) avec pour variables dépendante : Taux de croissance économique (TCPIB)**

Variables explicatives	Tout le panel est cointégré		Quelques-uns du panel sont cointégrés	
	Statistic de VR	<i>p</i> -value	Statistic de VR	<i>p</i> -value
Consommation des énergies renouvelables (CER)	-2,7545	0,0029	-3,1589	0,0008
Log Formation brute de capital fixe (LnFBCF)	-2,7098	0,0034	-3,2179	0,0006
Log Force de travail (LnFT)	-2,8857	0,0020	-3,3688	0,0004

Source : Élaboration propre.

Les résultats du test de cointégration de Westerlund (2007) indiquent au regard de la statistique de « variance ratio (VR) » et de la probabilité associée, le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Cela implique que le panel dans son ensemble est cointégré pour le modèle de la fonction de croissance.

**Tableau 9. Résultats du test de cointégration de Westerlund (2007) avec pour variables dépendante : Log Émissions de dioxyde de carbone (LnEC)**

Variables explicatives	All panels are cointegrated		Some panels are cointegrated	
	Statistic de VR	<i>p</i> -value	Statistic de VR	<i>p</i> -value
Taux de croissance économique (TCPIB)	2,7822	0,0027	5,2318	0,0000
Consommation des <i>énergies</i> renouvelables (CER)	-1,6548	0,0490	-1,4132	0,0788
Ouverture commerciale (OUV)	2,0114	0,0221	2,8425	0,0022
Log Urbanisation (LnURB)	-2,1746	0,0148	-2,3945	0,0083

Source : Élaboration propre.

Les résultats du test de cointégration de Westerlund (2007) indiquent au regard de la statistique de « variance ratio (VR) » et de la probabilité associée, le rejet de l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Cela implique que le panel dans son ensemble est cointégré pour le modèle de la fonction environnementale.

En somme, les tests de cointégration de Pedroni, de Kao et de Westerlund bien que différents, nous permettent d'arriver à la même conclusion. En effet, ces tests effectués rejettent l'hypothèse nulle de non cointégration de toutes les variables exogènes par rapport à la variable endogène dans chacun de ces modèles. D'où il existe une relation de long terme entre la variable endogène et les variables exogènes. Notre démarche repose sur l'estimation d'une relation de court terme spécifiques au pays et de long terme dans l'union. Dans cette optique, nous proposons de recourir à la méthode du Pooled Mean Group (PMG) dont nous exposons au préalable le principe avant d'explicitier la mise en pratique proprement dite.

### 3.3. Estimation par la méthode de Pooled-Mean Group (PMG)

La méthodologie utilisée dans ce papier est basée sur une estimation à l'aide du modèle ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag) en données de panel qui permet d'analyser aussi bien la relation de court terme que de long terme entre des variables à la fois intégrées d'ordre (0) et d'ordre (1).

Il existe trois méthodes d'estimation avec un modèle ARDL : le Pooled Mean Group (PMG), le Mean Group (MG) et le Dynamic Fixed Effects model (DFE). Compte tenu du fait que les pays ont des spécificités différentes à court terme, nous privilégions le modèle « Pooled Mean Group » (PMG) car il permet d'estimer d'une

manière spécifique les variables à court terme alors qu'à long terme les coefficients structurels des variables sont assez homogènes entre les pays.

### Le principe de la méthode PMG

Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, il convient alors d'estimer de manière efficace la relation de cointégration en se basant sur la méthode de Pooled Mean Group. Pour ce faire, l'estimateur est conçu sur l'hypothèse que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs, peuvent différer selon les individus ; les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques à tous les pays. En effet, l'ajustement de court-terme est permis d'être spécifique au pays en raison de l'impact très différent à la vulnérabilité aux crises financières et aux chocs extérieurs, aux politiques de stabilisation, à la politique monétaire, etc. (Samargandi et al., 2015). Les coefficients de long terme sont contraints d'être identiques pour l'ensemble des pays en raison notamment du rattrapage technologique à long terme ou encore de l'absence d'arbitrage.

### Formulation du modèle

Formellement, soit un échantillon de  $N$  individus observés sur  $T$  périodes. La méthode dynamique de panel du modèle Auto-Régressive à Retards Echelonnés ou Auto-Régressive Distributive Lags (ARDL) $_{(p, q_1, q_2, \dots, q_k)}$  telle que spécifiée par Pesaran et alii (1999), se présente comme suit

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

Avec le nombre d'individus  $i = 1, 2, 3, \dots, N$ ; le nombre périodes  $t = 1, 2, 3, \dots, T$ ;  $p$  le nombre de retards de la variable dépendante ;  $q$  le nombre de retards des variables explicatives ;  $y_{i,t}$  est la variable dépendante ;  $y_{i,t-j}$  représente les variables dépendantes retardées  $\lambda_{ij}$  sont des coefficients affectés aux variables dépendantes retardées  $X_{i,t}$  est une matrice de variables explicatives de format  $(k \times 1)$  ;  $\mu_i$  représente les effets fixes individuels ;  $\delta'_{ij}$  est une matrice de scalaires de format  $(1 \times k)$  ;  $\lambda_{ij}$  sont des scalaires et  $\varepsilon_{it}$  représente le terme d'erreur.

En cas de cointégration des variables de l'équation (1), alors elle peut être reformulée afin d'obtenir une représentation en termes de correction d'erreur qui se révèle plus avantageuse. Il s'agit d'un modèle à correcteur (MEC) comme le montre l'équation suivante :

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

$$\text{où } \phi_i = -\left(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}\right); \beta_i = \sum_{j=0}^q \alpha_{ij}; \lambda_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}; j = 1, 2, \dots, p-1$$

$$\delta_{ij}^* = -\sum_{m=j+1}^q \delta_{im}; j = 1, 2, \dots, q-1$$

En empilant toutes les observations pour chaque individu «  $i$  », l'équation (2) peut également être exprimée tel qu'il suit :

$$\Delta y_i = \phi_i y_{i-1} + X_i \beta_i + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \Delta X_{i,t-j} \delta_{ij}^* + \mu_i \tau + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

où  $y_i = (y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})'$  est une matrice de format  $(T \times 1)$ ;  $X_i = (X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{iT})'$  une matrice de format  $(k \times T)$  et  $\tau = (1, 1, \dots, 1)'$  est une matrice de format  $(T \times 1)$ .

### Conditions de validité et d'efficience de la méthode

Certaines conditions sont primordiales à la validité, à la cohérence et à l'efficience de la méthode (Samargandi et al., 2015), à savoir :

- 1) l'existence de la relation de long terme entre les variables d'intérêt requiert que le coefficient du terme de correction d'erreur soit négatif et pas plus bas que  $-2$ ;
- 2) que le résidu résultant du modèle à correction d'erreurs soit sériellement non-corrélé et les variables explicatives peuvent être traitées comme exogènes. De telles conditions peuvent être satisfaites en incluant les retards  $p$  et  $q_k$  ( $p$  pour  $q_k$  la variable dépendante et pour la variable indépendante) dans le modèle à correction d'erreurs ;
- 3) si la dimension temporelle  $T$  et individuelle  $N$  sont toutes les deux à la fois grandes, cela permet d'utiliser la technique des panels dynamiques qui permet d'éviter le biais dans la moyenne des estimateurs et résoudre le problème de l'hétérogénéité.

### Comparaison aux méthodes alternatives

Les estimateurs Mean Group (MG), Pooled-Mean Group (PMG) et Dynamic Fixed Effect (DFE) reposent sur la spécification dynamique de panel d'un modèle Autorégressif à Retards Echelonnés Auto-Regressive Distributive Lags (ARDL)  $(p, q_1, q_2, q_k)$ . Ils autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long terme. L'estimateur PMG estimateur peut être vu comme une procédure intermédiaire entre l'estimateur MG et DFE.

La méthode des MG appelle à estimer des régressions séparées pour chaque pays et en calculant les coefficients comme des moyennes non pondérées des coefficients estimés pour chaque pays. Ceci n'impose aucune restriction. Il permet à tous les

coefficients de varier et d'être hétérogènes dans le long-terme et le court-terme. Toutefois, la condition nécessaire à la validité et à la cohérence de cette approche est d'avoir une dimension de séries temporelles suffisamment grande des données. Pesaran et Smith (1995) montrent que l'estimateur MG est un estimateur convergent de la moyenne des paramètres, mais, il ne prend pas en compte la dimension panel des données et du fait que certains coefficients peuvent être les mêmes pour certains groupes d'individus.

Par contre, l'estimateur DFE s'obtient en empilant toutes les données et en imposant une homogénéité de tous les coefficients, à l'exception de la constante. D'après Blackburne et Frank (2007), l'estimateur des effets fixes dynamiques (DFE) comme la méthode des PMG restreint les coefficients du vecteur cointégrant à être égaux entre tous les panels. Également, elle restreint le coefficient de la vitesse d'ajustement et les coefficients de court terme à être égaux. En effet, si l'hypothèse de similitude des coefficients à long terme est acceptée, l'estimateur de PMG augmente la précision des estimations par rapport à l'estimateur de MG. Toutefois, l'hypothèse d'homogénéité des coefficients à long terme ne peut pas être admise a priori.

Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, il convient alors d'estimer la relation de long terme dans l'union et celle de court terme spécifique à chaque pays l'UEMOA. Nous procédons en effet aux estimations par la méthode PMG de l'équation du model (2) et (4).

## 4. Présentation et la discussion des résultats

L'estimateur du Pooled Mean Group, développé par Pesaran et alii (1999) utilisé, considère que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs, diffère selon les individus alors que les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques pour l'ensemble des individus, notamment en raison du rattrapage technologique à long terme ou encore de l'absence d'arbitrage. Nous présentons et analysons successivement les résultats des estimations de l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA, puis l'effet de la consommation d'énergie renouvelable et de la croissance économique sur les émissions de carbone dans les pays de l'UEMOA.

### 4.1. Effet de la consommation des énergies renouvelables sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA

Nous présentons et analysons les résultats des estimations obtenu à l'aide de l'estimateur du Pooled Mean Group, développé par Pesaran et alii (1999). Nous distin-

**Tableau 10. Résultats de l'estimation du modèle de la fonction de croissance**

EFFETS DE LONG TERME COMMUN										
Variables										Coefficient (z-value)
Consommation des énergies renouvelables (CER)										0,072** (2,041)
Log Formation brute de capital fixe (LnFBCF)										1,632* (1,902)
Log Force de travail (LnFT)										0,361 (0,122)
Nombre d'observations										200,000
Log Likelihood										-476,8088
EFFETS DE COURT TERME SPECIFIQUES										
	UEMOA	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	
TCE	-1,068*** (-12,57)	-1,050*** (-6,27)	-1,226*** (-6,44)	-0,764*** (-5,81)	-0,881*** (-5,71)	-1,397*** (-8,36)	-1,369*** (-8,12)	-0,842*** (-4,37)	-1,017*** (-5,38)	
D.CER	0,090 (0,46)	0,037 (0,327)	-0,078 (-0,301)	-0,183 (-1,41)	1,426 (1,18)	0,085 (0,19)	-0,146 (-0,43)	-0,199 (-1,63)	-0,224 (-0,99)	
D.LnFBCF	6,426*** (2,40)	2,680 (1,142)	-0,975 (-0,26)	12,228*** (5,38)	15,066*** (4,68)	7,311 (1,11)	6,102 (1,63)	-5,865 (-1,32)	14,858*** (2,71)	
D.LnFT	-83,51*** (-3,63)	-143,526 (-1,064)	-128,919 (-0,71)	-4,34 (-0,08)	-19,429 (-0,06)	-146,291 (-0,68)	-152,38** (-2,16)	-52,150 (-0,66)	-21,055 (-0,10)	
Const	-41,34*** (-13,80)	-37,553 (-1,072)	-46,817 (-1,07)	-33,901 (-1,20)	-33,38 (-1,33)	-53,440 (-1,12)	-52,22 (-1,04)	-32,707 (-1,14)	-40,736 (-1,13)	

NB : \*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10% ; entre parenthèse le z-value. TCE est le terme de correction d'erreur.

Source : Élaboration propre.

guons ainsi les effets de long terme commun à tous les pays de l'union d'une part et les effets de court terme spécifiques à chaque pays l'union d'autre part.

Les résultats consignés dans le tableau 10 indiquent que la consommation des énergies renouvelables a un effet positif et significatif sur la croissance économique à long terme pour l'ensemble des 8 pays de l'UEMOA. Plus spécifiquement une augmentation de la part de la consommation des énergies renouvelables dans le total d'énergie consommée de 1% entraîne une augmentation du taux de croissance économique de 0,072%. Ce résultat implique que la consommation d'énergie joue un rôle important dans la croissance économique, à la fois directement et indirectement dans le processus de production, en complément du travail et du capital. Ce résultat est conforme à ceux de Sharma (2010), de Payne (2010), de Khoshnevis Yazdi & Shakouri (2017), Leitão (2014), qui valident l'hypothèse de croissance, qui suggère qu'il existe une relation causale unidirectionnelle allant de la consommation d'énergie à la croissance économique. Les résultats indiquent qu'à court terme, la consommation d'énergie renouvelable semble ne pas affecter significativement la croissance économique des pays de l'UEMOA.

Le tableau 10 montre également que la formation brute capital fixe (FBCF) a un effet positif et significatif à long terme sur la croissance économique pour l'ensemble des 8 pays de l'UEMOA. A court terme, un effet positif et significatif sur la croissance économique de la formation brute capital fixe (FBCF) est constaté pour la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau et le Togo.

#### **4.2. Effet de la consommation des énergies renouvelables et de la croissance économique sur les émissions de carbone dans les pays de l'UEMOA**

Nous présentons et analysons les résultats des estimations obtenu à l'aide de l'estimateur du Pooled Mean Group, développé par Pesaran et alii (1999). Nous distinguons ainsi les effets de long terme commun à tous les pays de l'union d'une part et les effets de court terme spécifiques à chaque pays l'union d'autre part.

Les résultats consignés dans le tableau 11 indiquent qu'à long terme, la consommation des énergies renouvelables a un effet négatif et significatif sur les émissions de carbone pour l'ensemble des pays de l'UEMOA. Plus spécifiquement une augmentation de la part de la consommation des énergies renouvelables dans le total d'énergie consommée de 1% entraîne une réduction des émissions de dioxyde de carbone de 0,024%. Ce qui suppose que l'utilisation des énergies renouvelables réduit les émissions de dioxyde de carbone et donc atténue la dégradation de l'environnement dans l'union. Ce résultat est conforme à ceux de Bhattacharya et alii (2016) qui, dans le cas de 85 économies développées et en développement pour la période de 1991 à 2012, indiquent que l'utilisation des énergies renouvelables contribue



**Tableau 11. Résultats de l'estimation du modèle de la fonction environnementale**

EFFETS DE LONG TERME COMMUN										
Variables										Coefficient (z-value)
Taux de croissance économique (TCPIB)										0,053*** (3,875)
Consommation des énergies renouvelables (CER)										-0,024*** (-4,249)
Ouverture commerciale (OUV)										0,004 (1,051)
Log Urbanisation (LnURB)										0,869*** (6,699)
Nombre d'observations										200,000
Log Likelihood										231,4295
EFFETS DE COURT TERME SPECIFIQUES										
	UEMOA	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	
TCE	0,215*** (-3,06)	-0,211** (-2,014)	-0,342*** (-3,746)	-0,646*** (-3,914)	-0,046** (-2,291)	-0,141* (-1,652)	-0,145** (-2,025)	-0,144 (-1,269)	-0,042 (-0,674)	
D.TCPIB	-0,003 (-095)	0,012 (1,276)	-0,011*** (-2,940)	-0,006 (-0,749)	0,001 (0,954)	-0,002 (-0,592)	-0,003 (-0,824)	-0,000 (-0,021)	-0,009*** (-3,417)	
D.CER	-0,013 (-1,05)	0,004 (0,525)	-0,008 (-1,343)	0,021*** (2,605)	-0,089*** (-15,134)	0,023 (1,422)	-0,019 (-1,611)	-0,012 (-1,533)	-0,025*** (-6,264)	
D.OUV	0,000 (0,17)	0,001 (0,383)	0,000 (0,161)	0,002 (0,424)	-0,000 (-0,068)	0,000 (0,051)	-0,004 (-0,896)	0,002 (0,539)	-0,001 (-0,860)	
D.LnURB	2,649 (1,20)	7,555 (1,229)	-3,896** (-2,224)	13,340** (2,056)	0,294 (0,539)	-2,016 (-0,454)	-0,306 (-0,021)	8,339 (1,307)	-2,114 (-0,306)	
_cons	-0,906*** (-2,93)	-1,079* (-1,732)	-1,157 (-1,437)	-2,841* (-1,848)	-0,194 (-1,572)	-0,553 (-0,949)	-0,554 (-0,662)	-0,836 (-1,274)	-0,036 (-0,122)	

NB : \*\*\*, \*\* et \* indiquent la significativité aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10% ; entre parenthèse le z-value. TCE est le terme de correction d'erreur.  
Source : Élaboration propre.

positivement à promouvoir la croissance économique et à atténuer la dégradation de l'environnement. Toutefois, il est contraire aux conclusions de Apergis et alii (2010) qui, dans le cas de dix-neuf économies développées et en développement, constatent que les énergies renouvelables augmentent la croissance économique, alors qu'elles ne contribuent pas à réduire les émissions de CO<sub>2</sub>. A court terme, les résultats indiquent que la consommation d'énergie renouvelable réduit significativement les émissions CO<sub>2</sub> en Guinée-Bissau et au Togo ; par contre, elle augmente significativement les émissions CO<sub>2</sub> en Côte d'Ivoire.

Nous constatons en outre que le taux de croissance économique (TCPIB) a effet positif et significatifs sur les émissions de CO<sub>2</sub> à long terme pour l'ensemble des pays de l'UEMOA. Ce qui confirme l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets (EKC) qui a été élucidée initialement par Grossman et Krueger (1991). Cette hypothèse indique que le niveau de dégradation de l'environnement augmente avec la croissance d'un pays, mais commence à baisser lorsque l'augmentation des revenus dépasse un seuil. Cette association hypothétique est théoriquement bien évaluée et a été confirmée par la majorité des recherches empiriques (Ali et al., 2017 ; Balaguer & Cantavella, 2016 ; Bernard et al., 2015 ; Chen & Taylor, 2020 ; Congregado et al., 2016 ; Kacprzyk & Kuchta, 2020 ; Sinha & Bhattacharya, 2017 ; Sugiawan & Managi, 2016 ; Youssef et al., 2016). A court terme, les résultats indiquent que le taux de croissance économique (TCPIB) réduit significativement les émissions CO<sub>2</sub> au Burkina-Faso et au Togo.

Nous constatons également que l'urbanisation (LnURB) a un effet positif et significatifs sur les émissions de CO<sub>2</sub> ; ce qui suppose qu'à long terme, l'urbanisation augmente les émissions de carbone dans l'UEMOA. Ce résultat contredit les conclusions d'Ali et alii (2017) dans le cas des économies émergentes, qui constatent que l'urbanisation améliore la qualité de l'environnement à court et à long terme.

## Conclusion et implications de politiques économiques

Les énergies fossiles majoritairement utilisées de par le monde jusqu'alors, entraînent une augmentation des émissions de gaz à effet de serre, bien qu'elles soient menacées par le risque d'épuisement. Ainsi, le rôle des énergies renouvelables pour assurer la croissance économique et améliorer la qualité de l'environnement devient un sujet important dans la littérature économique. L'objectif de ce papier est d'analyser l'effet de la consommation des énergies renouvelables sur de la croissance économique et les émissions de dioxyde de carbone dans les pays de l'UEMOA. Pour atteindre cet objectif, nous considérons deux modèles : la fonction de croissance (Taux croissance du PIB) et la fonction environnementale (Émission de Carbone) avec une investigation empirique basée sur une régression linéaire

en données de panel constitué des 8 pays de l'UEMOA sur la période 1990 à 2015. Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, nous avons procédé alors à l'estimation des effets de long terme commun dans l'union et ceux de court terme spécifique à chaque pays l'UEMOA, par la méthode de Pooled Mean Group (PMG) développé par Pesaran et alii (1999).

Nos résultats indiquent qu'à long terme, la consommation d'énergie renouvelable présente deux avantages dans les pays de l'UEMOA : premièrement, elle favorise la croissance économique et, deuxièmement, elle contribue à réduire les émissions de dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>). A cet effet, l'augmentation de la part des sources d'énergie renouvelables peut répondre à la demande croissante d'énergie et également remplacer les sources d'énergie conventionnelles. A cet effet, les décideurs politiques devraient non seulement orienter la politique énergétique de l'union vers un mix-énergétique dominé par la production et la consommation d'énergie renouvelable ; mais aussi, mettre en œuvre une politique de contrôle des émissions de dioxyde de carbone ; dans le but d'assurer la croissance économique et améliorer la qualité de l'environnement de chacun des pays.

Nos investigations empiriques présentent quelques limites qu'il convient de surmonter dans les recherches futures. Il s'agit principalement de la prise en compte des effets liés à la responsabilité des pays industrialisés dans la concentration actuelle des gaz à effet de serre dans l'atmosphère est relativement très élevée.

## References

- Ali, W., Abdullah, A., & Azam, M. (2017). Re-visiting the environmental Kuznets curve hypothesis for Malaysia: Fresh evidence from ARDL bounds testing approach. *Renewable and Sustainable Energy Review*, 77, 990–1000.
- Apergis, N., Payne, J. E., Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). On the causal dynamics between emissions, nuclear energy, renewable energy, and economic growth. *Ecological Economics*, 69(11), 2255–2260.
- Aydin, F. F. (2013). CO<sub>2</sub> emissions, renewable energy consumption, population density and economic growth in G7 countries. *Bilgi Ekonomisi ve Yönetimi Dergisi*, 8(2), 89–104.
- Balaguer, J., & Cantavella, M. (2016). Estimating the environmental Kuznets curve for Spain by considering fuel oil prices (1874–2011). *Ecological Indicators*, 60, 853–859.
- Baltagi, B. H. (2013). Dynamic panel data models. In N. Hashimzade & M. A. Thornton (Eds.), *Handbook of research methods and applications in empirical macroeconomics* (pp. 229–248). Edward Elgar Publishing.
- Bernard, J. T., Gavin, M., Khalaf, L., & Voia, M. (2015). Environmental Kuznets curve: Tipping points, uncertainty and weak identification. *Environmental and Resource Economics*, 60(2), 285–315.

- Bhattacharya, M., Paramati, S. R., Ozturk, I., & Bhattacharya, S. (2016). The effect of renewable energy consumption on economic growth : Evidence from top 38 countries. *Applied Energy*, 162, 733–741.
- Blackburne III, E. F., & Frank, M. W. (2007). Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, 7(2), 197–208.
- Chen, Q., & Taylor, D. (2020). Economic development and pollution emissions in Singapore: Evidence in support of the Environmental Kuznets Curve hypothesis and its implications for regional sustainability. *Journal of Cleaner Production*, 243, 118637.
- Choi, E., & Heshmati, A., & Cho, Y. (2010). *An empirical study of the relationships between CO<sub>2</sub> emissions, economic growth and openness*. Discussion Paper Series IZA DP, 5304.
- Choi, I. (2006). Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels. In D. Corbae, S. N. Durlauf & B. E. Hansen (Eds.), *Econometric theory and practice: Frontiers of analysis and applied research. Essays in honor of Peter C. B. Phillips* (pp. 311–333). Cambridge University Press.
- Chontanawat, J., Hunt, L. C., & Pierse, R. (2008). Does energy consumption cause economic growth?: Evidence from a systematic study of over 100 countries. *Journal of Policy Modeling*, 30(2), 209–220.
- Congregado, E., Feria-Gallardo, J., Golpe, A. A., & Iglesias, J. (2016). The environmental Kuznets curve and CO<sub>2</sub> emissions in the USA. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(18), 18407–18420.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427–431.
- Eberhardt, M. (2011). *MULTIPURT: Stata module to run 1st and 2nd generation panel unit root tests for multiple variables and lags*. Statistical Software Components S457239, Boston College Department of Economics.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Gozgor, G., Lau, C. K. M., & Lu, Z. (2018). Energy consumption and economic growth: New evidence from the OECD countries. *Energy*, 153, 27–34.
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). *Environmental impacts of a North American free trade agreement*. National Bureau of Economic Research.
- Gu, Z., Gao, Y., & Li, C. (2013). *An empirical research on trade liberalization and CO<sub>2</sub> emissions in China*. 2013 International Conference on Education Technology and Information System (ICETIS 2013).
- Guillaumin, C. (2008). (A) symétrie et convergence des chocs macroéconomiques en Asie de l'Est: Une analyse dynamique. *Economie Internationale*, 2, 29–68.
- Gutierrez, L. (2003). On the power of panel cointegration tests: A Monte Carlo comparison. *Economics Letters*, 80(1), 105–111.
- Hossain, M. S., & Saeki, C. (2012). A dynamic causality study between electricity consumption and economic growth for global panel: Evidence from 76 countries. *Asian Economic and Financial Review*, 2(1), 1.
- Huang, B. N., Hwang, M. J., & Yang, C. W. (2008). Does more energy consumption bolster economic growth? An application of the nonlinear threshold regression model. *Energy Policy*, 36(2), 755–767.

- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). *Second generation panel unit root tests*. Working Papers halshs-00159842.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1997). *Testing for unit roots in heterogeneous panels*. University of Cambridge.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Islam, M., Kanemoto, K., & Managi, S. (2016). Impact of trade openness and sector trade on embodied greenhouse gases emissions and air pollutants. *Journal of Industrial Ecology*, 20(3), 494–505.
- Kacprzyk, A., & Kuchta, Z. (2020). Shining a new light on the environmental Kuznets curve for CO<sub>2</sub> emissions. *Energy Economics*, 87, 104704.
- Kais, S., & Sami, H. (2016). An econometric study of the impact of economic growth and energy use on carbon emissions: Panel data evidence from fifty eight countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 59, 1101–1110.
- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44.
- Keho, Y. (2015). An econometric study of the long-run determinants of CO<sub>2</sub> emissions in Cote d'Ivoire. *Journal of Finance and Economics*, 3(2), 11–21.
- Khoshnevis Yazdi, S., & Shakouri, B. (2017). The globalization, financial development, renewable energy, and economic growth. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 12(8), 707–714.
- Kraft, J., & Kraft, A. (1978). On the relationship between energy and GNP. *The Journal of Energy and Development*, 401–403.
- Lee, C. C., Chang, C. P., & Chen, P. F. (2008). Energy-income causality in OECD countries revisited: The key role of capital stock. *Energy Economics*, 30(5), 2359–2373.
- Leitão, N. C. (2014). Economic growth, carbon dioxide emissions, renewable energy and globalization. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 3, 391–399.
- Levin, A., & Lin, C. F. (1993). *Unit root tests in panel data: New results*. University of California at San Diego, Economics Working Paper Series.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1–24.
- Lin, B., & Moubarak, M. (2014). Renewable energy consumption—economic growth nexus for China. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 40, 111–117.
- Linh, D. H., & Lin, S. M. (2014). CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption, economic growth and FDI in Vietnam. *Managing Global Transitions: International Research Journal*, 12(3).
- Lu, W. C. (2017). Greenhouse gas emissions, energy consumption and economic growth: A panel cointegration analysis for 16 Asian countries. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 14(11), 1436.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 631–652.
- Managi, S., Hibiki, A., & Tsurumi, T. (2008). *Does trade liberalization reduce pollution emissions?*. Discussion Papers, 8013.
- Martínez-Zarzoso, I., & Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO<sub>2</sub> emissions: Evidence from developing countries. *Ecological Economics*, 70(7), 1344–1353.

- Masih, A. M., & Masih, R. (1998). A multivariate cointegrated modelling approach in testing temporal causality between energy consumption, real income and prices with an application to two Asian LDCs. *Applied Economics*, 30(10), 1287–1298.
- Menegaki, A. N. (2011). Growth and renewable energy in Europe: A random effect model with evidence for neutrality hypothesis. *Energy Economics*, 33(2), 257–263.
- Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). CO<sub>2</sub> emissions, nuclear energy, renewable energy and economic growth in the US. *Energy Policy*, 38(6), 2911–2915.
- Mohapatra, G., & Giri, A. K. (2015). Energy consumption, economic growth and CO<sub>2</sub> emissions: Empirical evidence from India. *The Empirical Econometrics and Quantitative Economics Letters*, 4(1), 17–32.
- Omri, A. (2013). CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: Evidence from simultaneous equations models. *Energy Economics*, 40, 657–664.
- Omri, A. (2014). An international literature survey on energy-economic growth nexus: Evidence from country-specific studies. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 38, 951–959.
- Omri, A., Mabrouk, N. B., & Sassi-Tmar, A. (2015). Modeling the causal linkages between nuclear energy, renewable energy and economic growth in developed and developing countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 42, 1012–1022.
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2010). CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(9), 3220–3225.
- Panwar, N. L., Kaushik, S. C., & Kothari, S. (2011). Role of renewable energy sources in environmental protection: A review. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 15(3), 1513–1524.
- Pao, H. T., & Fu, H. C. (2013). Renewable energy, non-renewable energy and economic growth in Brazil. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 381–392.
- Payne, J. E. (2010). Survey of the international evidence on the causal relationship between energy consumption and growth. *Journal of Economic Studies*, 37(1), 53–95.
- Payne, J. E. (2012). The causal dynamics between US renewable energy consumption, output, emissions, and oil prices. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 7(4), 323–330.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653–670.
- Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597–625.
- Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels*. IZA Discussion Paper, 1240. Institute for the Study of Labor
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265–312.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634.
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.
- Phillips, P. C., & Sul, D. (2003). Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence. *The Econometrics Journal*, 6(1), 217–259.

- Ponce de Leon Barido, D., & Marshall, J. D. (2014). Relationship between urbanization and CO<sub>2</sub> emissions depends on income level and policy. *Environmental Science & Technology*, 48(7), 3632–3639.
- Rathnayaka, R. K. T., Seneviratna, D., & Long, W. (2018). The dynamic relationship between energy consumption and economic growth in China. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy*, 13(5), 264–268.
- Sadorsky, P. (2009). Renewable energy consumption and income in emerging economies. *Energy Policy*, 37(10), 4021–4028.
- Sadorsky, P. (2012). Energy consumption, output and trade in South America. *Energy Economics*, 34(2), 476–488.
- Saidi, K., & Mbarek, M. B. (2016). Nuclear energy, renewable energy, CO<sub>2</sub> emissions, and economic growth for nine developed countries: Evidence from panel Granger causality tests. *Progress in Nuclear Energy*, 88, 364–374.
- Saidi, K., & Omri, A. (2020). The impact of renewable energy on carbon emissions and economic growth in 15 major renewable energy-consuming countries. *Environmental Research*, 109567.
- Samargandi, N., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2015). Is the relationship between financial development and economic growth monotonic? Evidence from a sample of middle-income countries. *World Development*, 68, 66–81.
- Sari, R., Ewing, B. T., & Soytas, U. (2008). The relationship between disaggregate energy consumption and industrial production in the United States: An ARDL approach. *Energy Economics*, 30(5), 2302–2313.
- Sekar, S., & Sohngen, B. (2014). *The effects of renewable portfolio standards on carbon intensity in the United States*. Resources for the Future Discussion Paper, 14–10.
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Muzaffar, A. T., Ahmed, K., & Jabran, M. A. (2016). How urbanization affects CO<sub>2</sub> emissions in Malaysia? The application of STIRPAT model. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 57, 83–93.
- Sharma, S. S. (2010). The relationship between energy and economic growth: Empirical evidence from 66 countries. *Applied Energy*, 87(11), 3565–3574.
- Silva, S., Soares, I., & Pinho, C. (2012). The impact of renewable energy sources on economic growth and CO<sub>2</sub> emissions: A SVAR approach. *European Research Studies*, 15, 133.
- Sinha, A., & Bhattacharya, J. (2017). Estimation of environmental Kuznets curve for SO<sub>2</sub> emission: A case of Indian cities. *Ecological Indicators*, 72, 881–894.
- Soukiazis, E., Proenca, S., & Cerqueira, P. A. (2019). The interconnections between renewable energy, economic development and environmental pollution: A simultaneous equation system approach. *The Energy Journal*, 40(4).
- Soytas, U., & Sari, R. (2003). Energy consumption and GDP: Causality relationship in G-7 countries and emerging markets. *Energy Economics*, 25(1), 33–37.
- Sugiawan, Y., & Managi, S. (2016). The environmental Kuznets curve in Indonesia: Exploring the potential of renewable energy. *Energy Policy*, 98, 187–198.
- Swain, R. B., & Karimu, A. (2020). Renewable electricity and sustainable development goals in the EU. *World Development*, 125, 104693.
- Tiwari, A. K. (2011). Comparative performance of renewable and nonrenewable energy source on economic growth and CO<sub>2</sub> emissions of Europe and Eurasian countries: A PVAR approach. *Economics Bulletin*, 31(3), 2356–2372.

- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748.
- Wolde-Rufael, Y., & Menyah, K. (2010). Nuclear energy consumption and economic growth in nine developed countries. *Energy Economics*, 32(3), 550–556.
- World Bank. (2019). *WDI: World Development Indicators*. DataBank. <https://databank.worldbank.org>
- Youssef, A. B., Hammoudeh, S., & Omri, A. (2016). Simultaneity modeling analysis of the environmental Kuznets curve hypothesis. *Energy Economics*, 60, 266–274.
- Zaghdoudi, T. (2017). Oil prices, renewable energy, CO<sub>2</sub> emissions and economic growth in OECD countries. *Economics Bulletin*, 37(3), 1844–1850.



**Alain REDSLOB**

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

**Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI**

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

**Dr Claudio RUFF ESCOBAR**

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61<sup>e</sup> Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF [Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl](mailto:Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl)

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <http://rielf.aielf.org> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

