



Journal Homepage: - www.journalijar.com

INTERNATIONAL JOURNAL OF ADVANCED RESEARCH (IJAR)

Article DOI: 10.21474/IJAR01/10121

DOI URL: <http://dx.doi.org/10.21474/IJAR01/10121>



RESEARCH ARTICLE

LES DÉTERMINANTS DE L'ÉMISSION DE CO₂ : UNE INVESTIGATION EMPIRIQUE POUR LE CAS DE DJIBOUTI.

Ahmed Omar.

Doctorant, Laboratoire d'Economie Appliquée-Université Mohammed V de Rabat.

Manuscript Info

Manuscript History

Received: 16 September 2019

Final Accepted: 18 October 2019

Published: November 2019

Key words:-

CO₂ Emission, Djibouti, ARDL, Bounds Test.

Abstract

The main objective of this paper is to identify the determinants of the Carbon dioxide emission for the case of the Republic of Djibouti using Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model and bounds test for cointegration over a period 1990-2017. The results indicate that per capita income and the rate of urbanization are the main factors influencing CO₂ emissions in the Republic of Djibouti. Urbanization has a positive and significant impact on CO₂ emission, while per capita income levels reduce CO₂ emissions.

Copy Right, IJAR, 2019,. All rights reserved.

Introduction:-

Depuis les années 1960, sinon depuis la révolution industrielle et l'avènement de la consommation de masse, des nombreux problèmes environnementaux et sociaux sont apparus. Avec la globalisation de l'économie, les pressions sur les équilibres naturels se font de plus en plus sentir : épuisement des ressources naturelles, déforestation, atteintes à la biodiversité, réchauffement climatique. Les processus de production et la consommation de masse ne prennent pas souvent en compte l'aspect environnemental et s'accompagnent parfois des coûts externes irréversibles pour l'environnement.

Bien que la plus grosse part de la pollution au niveau international soit plus générée par les pays industriels, ses répercussions sont globales et menacent l'équilibre de la biodiversité de la planète entière. Ces problèmes se rajoutent aux défis de développement économique pour les pays sous-développés qui doivent désormais tenir compte de la préservation de l'environnement. Le réchauffement planétaire en est un exemple le plus ressenti ces dernières années parmi les effets néfastes découlant de processus des productions, des transformations, des comportements humains.

Les émissions de dioxyde de Carbon (CO₂) semblent être le facteur le plus influençant car elles contribueraient à elles seules à plus de 70% à la concentration atmosphérique (Solarin et al., 2016). Le problème avec le dioxyde de Carbon est qu'il bloque la chaleur beaucoup plus que d'autres gaz en se concentrant dans l'atmosphère pendant longtemps (Balogh et Jámbor, 2017). C'est sans doute la raison pour laquelle la majorité des travaux scientifiques dans ce sens se focalisent davantage soit sur ses déterminants soit sur son rapport avec la croissance économique. Ces travaux peuvent être classés en trois catégories. La première catégorie s'intéresse à la relation de croissance et la pollution de l'environnement. Les travaux empiriques dans ce sens ont tous pour vocation de tester la validité de la courbe environnementale de Kuznets. L'hypothèse sous-jacente cette dernière est que la pollution augmente considérablement à la première phase du développement, puis elle diminue à partir d'un certain seuil du revenu par habitant. Ces études portent aussi bien sur des échantillons des pays que sur des cas particuliers. (Grossman et

Corresponding Author:-Ahmed Omar.

Address:- Doctorant, Laboratoire d'Economie Appliquée-Université Mohammed V de Rabat.

Krueger, 1991) étaient les premiers à mettre en évidence la relation en forme de U inversé entre la pollution et le revenu par habitant. Le nom de Kuznets est associé ensuite à cette relation pour sa ressemblance à la courbe en cloche de Kuznets entre l'inégalité de revenu et le développement économique (Dinda, 2004). De manière non exhaustive, nous pouvons citer (Sharma, 2011), (Cerdeira Bento, 2014), (Keho, 2015), (Dogan et Seker, 2016) et (Balogh et Jámbor, 2017), (Stern, 2004) et (Narayan et Narayan, 2010).

La deuxième catégorie de littérature se focalise davantage sur la relation entre la consommation d'énergie (plusieurs proxys ont été utilisés pour l'énergie) et la croissance économique. la consommation d'énergie (sous toutes ses formes) étant directement liée à la pollution, beaucoup d'auteurs ont tenté d'examiner sa relation avec la croissance économique. les travaux les plus importants sont entre autres (Asafu-Adjaye, 2000), (Paul et Bhattacharya, 2004), (Mehrra, 2007), (Chali et Mulugeta, 2009), (Apergis et Payne, 2010) et (Belke et al., 2010).

Enfin, la troisième catégorie étudie à la fois la relation consommation d'énergie, la pollution et la croissance économique. les principaux travaux traitant ce cas sont : (Lean et Smyth, 2010), (Tiwari, 2011), (Arouri et al., 2012) et (Omri, 2013).

La littérature empirique a largement négligé des petites économies alors que les problèmes tels que le réchauffement climatique et la sécheresse comme conséquence se posent avec acuité notamment dans la corne de l'Afrique. Par une étude de cas d'une petite économie ouverte comme Djibouti, l'intérêt est d'abord de combler cette insuffisance. L'intérêt de ce papier est aussi d'aider les décideurs à améliorer l'efficacité des politiques environnementales en identifiant les facteurs ayant une incidence significative sur l'émission de CO₂.

L'objectif principal qu'on se fixe est donc d'étudier les déterminants de l'émission de CO₂ pour le cas de la république de Djibouti. En outre, une intention particulière sera accordée à la validité de la courbe environnementale de Kuznets (CEK). Toutefois, nous n'allons pas incorporer le terme quadratique et cubique dans notre équation comme c'est le cas dans la majorité des études antérieures. Mais nous adoptons une nouvelle interprétation en terme d'élasticité proposée par (Narayan et Narayan, 2010).

La seconde section expose les données, la spécification empirique et la technique économétrique utilisée. La troisième section présente les résultats et la dernière section est consacrée aux remarques conclusives et recommandations.

Méthodologie et donnée:-

Les données pour la variable OUV proviennent du site de la Banque fédérale de réserve de Saint-Louis (FRED) et les données pour les restes des variables sont puisées du site de la Banque Mondiale. Les données annuelles de l'émission de CO₂ sont exprimées en tonnes métriques par habitant, le PIB en dollars courants, l'ouverture commerciale en pourcentage du PIB et l'urbanisation est prise en pourcentage de la population totale. Suivant (Sharma, 2011), la spécification générale de notre modèle prend la forme suivante :

$$CO2_t = \beta_0 + \alpha_1 PIB_t + \alpha_2 Urb_t + \alpha_3 OUV_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où le CO₂ représente l'émission de dioxyde de Carbon, PIB le revenu par habitant, et OUV est l'ouverture commerciale. Pour estimer l'équation 1 nous employons l'approche de cointégration aux bornes dans un modèle ARDL. Développé initialement par (Pesaran et Shin, 1995) et (Pesaran et Shin, 1995) , cette technique de cointégration est devenue très populaire dans la sphère académique pour le traitement économétrique. Selon Pesaran et al. (2001) il serait statistiquement plus robuste et plus probant pour le traitement d'un petit échantillon (Ghatak et Siddiki, 2001) . C'est la raison principale pour laquelle nous l'avons choisi compte tenu de la taille moyenne des données (27 ans). Le second avantage du modèle ARDL est qu'il peut être appliqué sur des variables qui sont intégrées d'ordres différents tandis que d'autres méthodes citées plus haut exigent que toutes les séries doivent être intégrées du même ordre. Nous estimons qu'il est le modèle le plus approprié pour traiter notre cas, pour qui les séries présentent des ordres différents.

Ainsi, la représentation ARDL pour le test de cointégration de l'équation (1) peut être formulée de la manière suivante :

$$\Delta CO2_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta PIB_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta Urb_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta OUV_{t-1} + \beta_1 PIB_{t-1} + \beta_2 Urb_{t-1} + \beta_3 OUV_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Où Δ est l'opérateur de différence première, α_0 est la constante, et e_t le résidu de bruit blanc.

Il est alors possible de déduire le modèle à correction d'erreur (ECM) par une simple transformation linéaire qui comprend à la fois des ajustements à court terme et un équilibre de long terme, et ce, sans perdre l'information sur le long terme (Nkoro and Uko, 2016).

$$\Delta CO2_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta PIB_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta Urb_{t-1} + \sum_{i=1}^n \alpha_{3i} \Delta OUV_{t-1} + \rho EC_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

En effet, pour vérifier la cointégration entre les variables, la procédure Pesaran et al. (2001) consiste d'abord à identifier le retard optimal à incorporer dans les séries. Ensuite, nous testons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration, et le rejet ou l'acceptation de cette hypothèse repose sur la valeur de F-statistic obtenu après l'estimation.

L'hypothèse nulle prend la forme suivante:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$, alors il n'y a pas une relation de cointégration.

Contre l'hypothèse alternative:

$H_0 : \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq 0$, alors il y'a une relation de cointégration.

La règle de décision est que si la valeur de F-statistic obtenue est inférieure aux valeurs critiques de la borne inférieure $I(0)$ alors on accepte l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. En revanche, si elle est supérieure aux valeurs critiques de la borne supérieure $I(1)$ on rejette l'hypothèse nulle. Le test sera non concluant si F-statistic est comprise entre la borne inférieure et supérieure.

Résultats empiriques:-

Tableau 1:- Statistiques descriptives

| | LCO2_H | LPIB | OUV | URB |
|-----------|-----------|----------|----------|----------|
| Mean | 0.198632 | 6.897870 | 124.2707 | 76.69344 |
| Median | 0.262364 | 6.709273 | 97.96000 | 76.67000 |
| Std. Dev. | 0.248891 | 0.311087 | 50.04256 | 0.419277 |
| Skewness | -0.556466 | 0.766318 | 1.583999 | 0.232971 |
| Kurtosis | 2.031466 | 2.018732 | 4.590311 | 2.187744 |
| J-Bera | 2.448762 | 3.725845 | 14.13597 | 0.986469 |
| Prob. | 0.293940 | 0.155218 | 0.000852 | 0.610648 |

Source : auteur

Il ressort du tableau 1 que l'ouverture commerciale est plus volatile eu égard à son écart type. Cette fluctuation importante témoigne de la forte dépendance de l'économie Djiboutienne au commerce et de l'activité portuaire.

Tableau 2:- Les résultats des racines unitaires

| Variable | t-statistic | | ordre |
|----------|-------------|-----------|-------|
| | ADF | P. P | |
| LCO2_H | -2.217044 | -2.177715 | I (0) |
| LPIB | -1.054632 | -1.059939 | I (0) |
| OUV | -0.935743 | -0.924172 | I (0) |
| URB | -3.161492 * | -0.114867 | I (1) |

Source : auteur

Note : * indique le rejet de l'hypothèse nulle à 5 %

La première étape de la modélisation consiste à étudier les caractéristiques des variables retenues et à identifier leur ordre d'intégration. Pour cela, le test de dickey Fuller augmenté est appliqué. Pour précision, le principe du test de ADF est de partir du modèle le plus général (modèle 3) et de vérifier la significativité de la tendance. Si cette dernière est significative, on teste l'hypothèse de présence de racines unitaires. En revanche, si la tendance n'est pas

significative on passe alors au modèle 2 et on vérifie si la constante est significative, sinon on applique le test sur le modèle 1.

Ainsi, si le p-value associé à la tendance est inférieur à 5%, on ne rejette pas l'hypothèse nulle du coefficient de la tendance.

Le tableau 2 montre que l'hypothèse de présence de racine unitaire est acceptée pour les variables OUV, LCO2_H et LPIB puisque leur probabilité associée est supérieure à 5%. En revanche, cette hypothèse est rejetée pour URB étant donné que sa probabilité est supérieure à 5%. Donc, il y a seulement une seule variable qui est stationnaire en niveau, en l'occurrence URB, et les restes deviennent stationnaires après la différence première.

Tableau 3:- Cointégration

| Test Statistic | Value | Signif. | I(0) | I(1) |
|----------------|----------|---------|------|------|
| F-statistic | 5.183539 | 10% | 1.95 | 3.06 |
| k | 6 | 5% | 2.22 | 3.39 |
| | | 1% | 2.79 | 4.1 |

Source : auteur

Le tableau 3 suggère que la valeur associée à F-statistique est largement plus grande que les valeurs de la borne inférieure I(0) et aux valeurs de la borne supérieure I(1). Donc, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration entre les variables considérées. Et ceci stipule qu'il y a bien une relation de long terme entre ces séries qu'il conviendra de mettre en évidence. ARDL (1, 2, 3, 3)

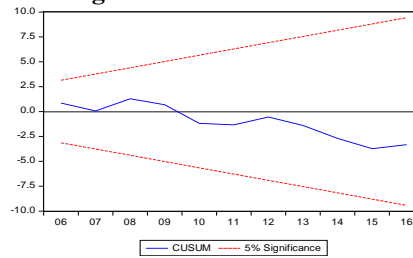
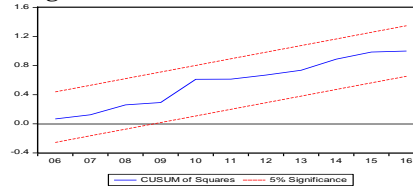
Table 4:- résultats de régression

| Variable indépendante | lnCo2 |
|-----------------------|-----------------------|
| EC | -0.431** (0.157) |
| Long Terme | |
| lnPib | -1.523*** (1.216) |
| Urb | 2.222** (1.005) |
| ouv | 0.008** (0.005) |
| Court Terme | |
| lnCo2(-1) | -0.260 (0.186) |
| lnPib | -0.802** (0.602) |
| Urb | 10.021*** (3.225) |
| Urb (-1) | 2.203* (1.212) |
| ouv | -0.002 (0.001) |
| cons | 68.850*** (17.515) |
| R-squared | 0.681 |
| Diagnostic | Statistic [prob] |
| LM | 1.086 (0.3778) |
| J.B | 1.189 (0.5518) |
| Breusch-Pagan-Godfrey | 0.464 (0.8925) |

Source : auteur

Notes : Les écart-types sont entre parenthèse

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Figure 1:- Test de CUSUM**Figure 2:- Test de CUSUM au carré**

Nous pouvons observer que le pouvoir explicatif du modèle est assez bon puisque le coefficient de détermination R^2 est 68%. Donc, les variables retenues expliquent bien l'émission de dioxyde de Carbone à Djibouti, et c'est conforme aussi à l'existence de la relation de cointégration entre ces variables. L'existence de la relation de cointégration implique qu'effectivement la variable CO2 et les variables explicatives ne s'éloignent pas les uns aux autres sur le long terme. Le coefficient du ecm est négatif et statistiquement significatif compris entre 0 et 1 et il représente la vitesse de convergence de relation de court terme vers le long terme confirmant l'équilibre de long terme entre les variables.

Ainsi, le résultat de l'estimation de long terme suggère que le PIB par habitant est négativement lié à l'émission de dioxyde de Carbone indiquant que le revenu par habitant à Djibouti pourrait contribuer à la réduction de CO2. Ce résultat est paradoxal et surprenant eu égard à la littérature empirique et notamment celle exposant la validité de la courbe environnementale de Kuznets (CEK). Conformément aux hypothèses relatives à cette courbe, la pollution est très élevée à la première phase de développement (et donc de croissance économique) d'un pays conduisant à une émission accrue de dioxyde de Carbone. Une contribution récente à l'interprétation des hypothèses relatives au CEK et à l'effet de revenu par habitant sur l'émission de CO2 suggère toutefois la validité de la courbe environnementale de Kuznets pour notre résultat. En effet, une explication introduite par (Narayan et Narayan, 2010) est que si l'élasticité de revenu sur le long terme est plus petite que celle de court terme, alors ça implique la diminution de l'émission de CO2 à mesure que le revenu par habitant augmente. Notre résultat est similaire aux cas de Yémen et du Congo dans leur travail pour lesquels les élasticités étaient négatives sur le court et long terme. Cependant, l'ouverture commerciale et l'urbanisation sont positivement liées à l'émission de CO2 tel que suggéré dans la littérature. Une augmentation de 1 point de pourcentage de la population urbaine par rapport à la population totale augmente l'émission de dioxyde de Carbone à hauteur de 1,66 point de pourcentage. L'impact de l'ouverture commerciale est toutefois de moins ampleur puisque son incidence pour une augmentation de 1 point de pourcentage est de 0,009.

L'estimation de court terme indique que l'effet de l'ouverture commerciale sur l'émission de dioxyde de Carbone demeure de moins ampleur. Mieux encore, les variables décalées montrent qu'il contribue à la réduction de l'émission de CO2 laissant croire que les autorités réagissent rapidement aux pollutions résultant du commerce.

L'effet de l'ouverture commerciale sur l'émission de CO2 n'est pas clair dans la littérature. Son effet semble différé selon que le pays se spécialise dans les productions industrielles ou autres. L'effet de l'urbanisation sur le court terme est mitigé. La variable décalée de 2 périodes est positive alors que celle retardée d'une seule période et celle qui n'inclue pas le décalage sont négatives. Ceci nous renseigne que l'urbanisation, bien qu'elle soit un facteur contribuant significativement à la dégradation de l'environnement pour le cas de Djibouti, représente une potentialité dans l'optique de la réalisation de développement durable. (Li et Yao, 2009) soulignent qu'à mesure que l'urbanisation augmente, la pollution augmente conduisant à la prise de conscience de la dégradation de l'environnement qui s'accompagne de normes et des réglementations environnementales plus strict.

Par ailleurs, les résultats des tests de diagnostics montrent que : les résidus ne sont pas autos corrélées, les erreurs suivent une loi normale et sont homoscedastiques.

Tableau 5:- La causalité de Toda Yamamoto (1995)

| Variables | | CO2_H | LPIB | URB | OUV |
|-----------|--|-------|------|-----|-----|
| CO2_H | | - | → | - | - |
| LPIB | | - | - | → | - |
| URB | | → | - | - | - |
| OUV | | → | - | → | - |

Source : auteur

L'estimation de long terme ne nous indique pas le sens de la causalité entre les variables. Cependant, tout comme les tests de cointégration classiques, le test de Granger de causalité traditionnelle est inefficace lorsque les variables sont intégrées d'ordre différent (KIBALA KUMA, 2018). Pour franchir cette limite et pousser l'analyse, nous avons effectué le test de causalité de Granger au sens de (Toda and Yamamoto, 1995).

Le résultat confirme le sens de causalité allant de l'ouverture commerciale et de l'urbanisation à l'émission de dioxyde de Carbone. En outre, il ressort que l'ouverture commerciale et le revenu par habitant causent l'urbanisation.

Conclusion et recommandations : -

Ce travail avait pour objectif d'identifier les principaux déterminants de l'émission de CO2 pour une petite économie ouverte sur une période couvrant 1990-2017. Nous avons évoqué aussi la courbe environnementale de Kuznets et les hypothèses sous-jacentes en vérifiant leur validité pour le cas de Djibouti à travers les élasticités de court et de long terme tel qu'introduit par (Narayan and Narayan, 2010). Pour ce faire, le modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) et le test de cointégration aux bornes (bounds test) ont été employés. Les tests de diagnostic et de stabilité effectués pour évaluer la validité de notre modèle indiquent la robustesse et la significativité des résultats.

Ainsi, les résultats obtenus montrent que l'urbanisation et le revenu par habitant sont les principaux déterminants de l'émission de CO2 à Djibouti. Même si que la différence de signe observée au niveau des variables retardées de l'urbanisation laisse penser qu'il y a une prise de conscience de prérogative de l'environnement concernant son impact, le résultat de l'estimation de long terme montre clairement qu'elle contribue significativement à l'émission de CO2. Comme si les mesures de l'environnement entreprises ne sont pas durables, ou que le rythme de l'urbanisation est tel que ces mesures ne soient pas en niveau pour suffisamment être appliqué. En revanche, une augmentation de revenu par habitant pourrait sensiblement réduire l'émission de CO2 sur le long terme. Son impact sur le court terme est relativement faible aussi compte tenu de signe négatif et positif entre la variable en niveau et celle décalée d'une période. Donc, l'idée que les pays en développement sont très pauvres pour être verts (Martinez-Alier, 1995) ne semble pas tenir. (Stern, 2004) qualifie cette idée « manquante de sagesse » et montre, en se référant à la contribution de (Dasgupta et al., 2002), qu'effectivement les problèmes de pollution sont pris en charge et traités au niveau des pays en développement. À l'instar de (Stern, 2004) et (Perman et Stern, 2003), notre résultat laisse penser que la courbe environnementale telle que discutée dans la littérature n'est pas toujours vérifiable si on tient compte de l'interprétation de l'élasticité de court et de long terme.

Notre recommandation conformément aux résultats est que pour le cas de Djibouti, la croissance économique ne doit pas être freinée ou impactée pour les fautifs des problèmes environnementale. Bien au contraire, la croissance économique permet d'augmenter le revenu par habitant qui est favorable à l'environnement. La principale variable face à laquelle les autorités gouvernementales et les mouvements associatifs doivent réagir urgemment est l'urbanisation qui augmente à un rythme accéléré. Elle met une pression considérable sur l'environnement et génère beaucoup de pollution. Selon (Failler et al., 2015) l'impact de la pollution est plus important à Djibouti-ville et entraîne des problèmes de santé, de handicaps et de décès tous les ans.

Il y a lieu de souligner toutefois, que notre travail n'intègre pas la consommation de l'électricité par habitant parmi les variables explicatives puisque les données relatives à cette variable n'est pas disponible. Nous n'avons pas intégré aussi la consommation totale d'énergie primaire car le modèle qui comprenait cette variable n'était pas

significatif. Les recherches ultérieures peuvent rajouter ces variables et mesurer leur impact. Ceci ne remet pas en cause notre résultat, il pourrait tout simplement le compléter car ces nouvelles variables seront aussi des facteurs importants en plus de ceux que nous avons identifiés s'ils s'avèrent significatifs.

Références bibliographies:-

1. Apergis, N., Payne, J.E., 2010. Energy consumption and growth in South America: Evidence from a panel error correction model. *Energy Economics* 32, 1421–1426. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2010.04.006>
2. Arouri, M.E.H., Ben Youssef, A., M'henni, H., Rault, C., 2012. Energy consumption, economic growth and CO2 emissions in Middle East and North African countries. *Energy Policy* 45, 342–349. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.02.042>
3. Asafu-Adjaye, J., 2000. The relationship between energy consumption, energy prices and economic growth: time series evidence from Asian developing countries. *Energy Economics* 22, 615–625. [https://doi.org/10.1016/S0140-9883\(00\)00050-5](https://doi.org/10.1016/S0140-9883(00)00050-5)
4. Balogh, J.M., Jámbor, A., 2017. Determinants of CO2 Emission: A Global Evidence. *International Journal of Energy Economics and Policy* 7, 217–226.
5. Belke, A.H., Dobnik, F., Dreger, C., 2010. Energy Consumption and Economic Growth - New Insights into the Cointegration Relationship. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1635765>
6. Cerdeira Bento, J.P., 2014. The determinants of CO2 emissions: empirical evidence from Italy [WWW Document]. URL <https://mp.ra.ub.uni-muenchen.de/59166/> (accessed 5.19.19).
7. Chali, N., Mulugeta, K., 2009. Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from COMESA Countries.
8. Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., Wheeler, D., 2002. Confronting the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Economic Perspectives* 16, 147–168. <https://doi.org/10.1257/0895330027157>
9. Dinda, S., 2004. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics* 49, 431–455.
10. Dogan, E., Seker, F., 2016. Determinants of CO2 emissions in the European Union: The role of renewable and non. *Renewable Energy* 94, 429–439.
11. Failler, P., Karani, P., Siede, W., 2015. Évaluation de la pollution de l'environnement et de son impact sur les initiatives de coopération économique et d'intégration régionale de l'IGAD. <https://doi.org/10.13140/RG.2.1.1946.4562>
12. Ghatak, S., Siddiki, J., 2001. The use of the ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India. *Journal of Applied Statistics* 28, 573–583.
13. Grossman, G.M., Krueger, A.B., 1991. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement (No. 3914), NBER Working Papers. National Bureau of Economic Research, Inc.
14. Keho, Y., 2015. An Econometric Study of the Long-Run Determinants of CO2 Emissions in Cote d'Ivoire. <https://doi.org/10.12735/jfe.v3i2p11>
15. KIBALA KUMA, J., 2018. ARDL modelling Approach, Bounds Test Approach for Cointegration and Toda-Yamamoto Approach : Theory and applications on software.
16. Lean, H.H., Smyth, R., 2010. CO2 emissions, electricity consumption and output in ASEAN. *Applied Energy* 87, 1858–1864.
17. Li, B., Yao, R., 2009. Urbanisation and its impact on building energy consumption and efficiency in China. *Renewable Energy* 34, 1994–1998.
18. Martinez-Alier, J., 1995. The environment as a luxury good or “too poor to be green”? *Ecological Economics* 13, 1–10.
19. Mehrara, M., 2007. Energy consumption and economic growth: The case of oil exporting countries. *Energy Policy* 35, 2939–2945. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2006.10.018>
20. Narayan, P.K., Narayan, S., 2010. Carbon dioxide emissions and economic growth: Panel data evidence from developing countries. *Energy Policy* 38, 661–666.
21. Nkoro, E., Uko, A.K., 2016. Autoregressive Distributed Lag (ARDL) cointegration technique: application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods* 5.
22. Omri, A., 2013. CO2 Emissions, Energy Consumption and Economic Growth Nexus in MENA countries: Evidence from Simultaneous Equations Models. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2643733>
23. Paul, S., Bhattacharya, R.N., 2004. Causality between energy consumption and economic growth in India: a note on conflicting results. *Energy Economics* 26, 977–983. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2004.07.002>
24. Perman, R., Stern, D., 2003. Evidence from panel unit root and cointegration tests that the Environmental Kuznets Curve does not exist. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 47, 325–347.

25. Pesaran, M.H., Shin, Y., 1995. An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis (No. 9514), Cambridge Working Papers in Economics. Faculty of Economics, University of Cambridge.
26. Sharma, S.S., 2011. Determinants of carbon dioxide emissions: Empirical evidence from 69 countries. *Applied Energy* 88, 376–382.
27. Solarin, S.A., Shahbaz, M., Shahzad, S.J.H., 2016. Revisiting the Electricity Consumption-Economic Growth Nexus in Angola: The Role of Exports, Imports and Urbanization 6, 12.
28. Stern, D.I., 2004. The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development* 32, 1419–1439. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.03.004>
29. Tiwari, A.K., 2011. Energy Consumption, Co2 Emission and Economic Growth: A Revisit of the Evidence from India. *Applied Econometrics and International Development* 11.
30. Toda, H.Y., Yamamoto, T., 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics* 66, 225–250.