

La REVUE CEDRES-ETUDES « séries économiques » publie, semestriellement, en français et en anglais après évaluation, les résultats de différents travaux de recherche sous forme d'articles en économie appliquée proposés par des auteurs appartenant ou non au CEDRES.

Avant toute soumission d'articles à la REVUE CEDRES-ETUDES, les auteurs sont invités à prendre connaissance des « recommandations aux auteurs » (téléchargeable sur www.cedres.bf).

Les articles de cette revue sont publiés sous la responsabilité de la direction du CEDRES. Toutefois, les opinions qui y sont exprimées sont celles des auteurs.

En règle générale, le choix définitif des articles publiables dans la REVUE CEDRES-ETUDES est approuvé par le CEDRES après des commentaires favorables d'au moins deux (sur trois en générale) instructeurs et approbation du Comité Scientifique.

La plupart des numéros précédents (73 numéros) sont disponibles en version électronique sur le site web du CEDRES www.cedres.bf

La REVUE CEDRES-ETUDES est disponible au siège du CEDRES à l'Université Thomas SANKARA et dans toutes les grandes librairies du Burkina Faso et aussi à travers le site web : www.cedres.bf

DIRECTEUR DE PUBLICATION

Pr Pam ZAHONOGO, Université Thomas SANKARA (UTS)

COMITE EDITORIAL

Pr Pam ZAHONOGO, UTS Editeur en Chef

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Denis ACCLASATO, Université d'Abomey Calavi

Pr Akoété AGBODJI, Université de Lomé

Pr Chérif Sidy KANE, Université Cheikh Anta Diop

Pr Eugénie MAIGA, Université Norbert ZONGO Burkina Faso

Pr Mathias Marie Adrien NDINGA, Université Marien N'Gouabi

Pr Omer COMBARY, UTS

Pr Abdoulaye SECK, Université Cheikh Anta DIOP

Pr Charlemagne IGUE, Université d'Abomey Calavi

SECRETARIAT D'EDITION

Dr Samuel Tambi KABORE, UTS

Dr Théodore Jean Oscar KABORE, UTS

Dr Jean Pierre SAWADOGO, UTS

Dr Kassoum ZERBO, UTS

COMITE SCIENTIFIQUE DE LA REVUE

Pr Abdoulaye DIAGNE, UCAD (Sénégal)

Pr Adama DIAW, Université Gaston Berger de Saint Louis

Pr Gilbert Marie Aké N'GBO, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Albert ONDO OSSA, Université Omar Bongo (Gabon)

Pr Mama OUATTARA, Université Félix Houphouët Boigny (Côte d'Ivoire)

Pr Youmanli OUOBA, UTS

Pr Kimséyinga SAVADOGO, UTS

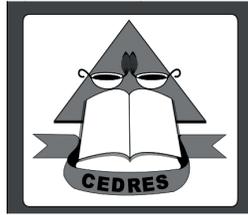
Pr Nasser Ary TANIMOUNE, Université d'Ottawa (Canada)

Pr Noel THIOMBIANO, UTS

Pr Gervasio SEMEDO, Université de Tours

Pr Pam ZAHONOGO, UTS

Centre d'Etudes, de Documentation et de Recherche Economiques et Sociales (CEDRES)



www.cedres.bf

REVUE CEDRES-ETUDES

Revue Economique et Sociale Africaine

REVUE CEDRES-ETUDES N°74

Séries économie

2^e Semestre 2022

SOMMAIRE

Tobacco control policies and cigarette demand among adolescents attending school in the Economic Community of West African States (ECOWAS) region.....	05
Malb YAGNINIM	
Transition démographique, capital humain et croissance économique dans l'UEMOA.....	43
Hamadoum TAMBOURA & Pam ZAHONOGO	
Dégradation environnementale au Bénin : effets des investissements directs étrangers et de l'ouverture commerciale	94
Roch Edgard GBINLO	
Capital humain et croissance économique dans l'UEMOA : complémentarité ou substituabilité entre la santé et l'éducation.....	129
Farida KOINDA & Pam ZAHONOGO	

**Dégradation environnementale au Bénin :
effets des investissements directs étrangers
et de l'ouverture commerciale**

Roch Edgard GBINLO

(CRE-UAC), email : regbinlo@yahoo.fr;
Laboratoire de Recherche en Finance et Financement
du développement (LARFID)

Résumé

Cet article analyse les effets de l'ouverture commerciale et des investissements directs étrangers (IDE) sur les émissions de dioxyde de carbone (CO₂) au Bénin. Les données utilisées dans cet article proviennent des World Development Indicator (WDI) de la Banque mondiale couvrant la période de 1980 à 2020. L'estimation par la méthode ARDL nous permet de constater que l'ouverture commerciale modère les émissions de carbone tandis que les IDE augmentent la production et renforcent son efficacité dans la réduction des émissions de dioxyde de carbone. On constate également que l'urbanisation augmente considérablement les émissions de CO₂ à court et à long terme. Au regard de ces résultats, les décideurs politiques doivent développer à travers les IDE la mise en place des industries moins polluantes à travers l'acquisition de technologies respectueuses de l'environnement et renforcer la réglementation environnementale dans le cadre des échanges commerciaux internationaux.

Mots clés : *Ouverture commerciale ; émissions de CO₂ ; investissement direct étranger ; ARDL*

Classification J.E.L. : F18 ; G53 ; F21 ; C32

Abstract

This article examines the role of trade openness and foreign direct investment (FDI) in carbon dioxide (CO₂) emissions in Benin. The data used in this article comes from the World Development Indicator (WDI) database of the World Bank covering the period from 1980 to 2020. Estimation by the ARDL method allows us to see that trade openness moderates carbon emissions while FDI increases production and enhances its efficiency in reducing carbon dioxide emissions. We also find that urbanization significantly increase CO₂ emissions in the short term. In view of these results, policymakers must develop through FDI the establishment of less polluting industries through the acquisition of environmentally friendly technologies and strengthen environmental regulations in the context of international trade.

Keywords: trade openness; CO₂ emissions; foreign direct investment; ARDL

J.E.L Classification : F18 ; Q53 ; F21 ; C32

1. INTRODUCTION

L'ouverture commerciale et les investissements directs étrangers (IDE) sont des facteurs importants à l'origine de l'amélioration de la croissance économique. L'IDE est l'un des principaux moteurs de croissance économique, une source potentielle de création d'emplois, ainsi qu'un canal par lequel les technologies de pointe peuvent être transférées vers les pays d'accueil (OCDE, 1997 ; Sapkota et Bastola, 2017 ; Demena et van Bergeijk, 2019). À travers l'ouverture commerciale, les IDE se sont accrus avec un flux devenu de plus en plus fréquent notamment dans les économies en développement (Liargovas et Skandalis, 2012 ; Balsalobre-Lorente, 2019). Cet accroissement des IDE à travers l'ouverture commerciale produit des effets sur l'environnement pour lequel aucun consensus n'est établi quant à la nature.

Pour Copeland et Taylor (2013), l'ouverture commerciale affecte l'environnement à travers deux principaux canaux que sont l'effet d'échelle et l'effet de composition. L'effet d'échelle fait référence à l'impact de l'ouverture commerciale sur le niveau de l'activité économique alors que celui de composition est associé à l'influence de l'ouverture commerciale sur la structure de la production entre les pays. À travers ces deux canaux d'effet, Copeland et Taylor (2013) retiennent qu'une ouverture commerciale accrue entraîne une dégradation de l'environnement. Toutefois, il existe également des fondements conceptuels à un gain positif de l'ouverture commerciale sur l'environnement. Antweiler et al. (2001) soutiennent qu'une ouverture accrue peut être utile pour l'environnement par l'effet technique. Autrement dit, l'ouverture commerciale peut être bénéfique pour l'environnement si elle entraîne des gains de revenus qui permettent à certains pays de se spécialiser dans des industries relativement propres (Copeland et Taylor, 2013). Cependant, les résultats diffèrent selon le revenu des pays. L'ouverture commerciale a un effet positif sur l'environnement dans les pays à revenu élevé, mais un effet néfaste dans les pays à revenu intermédiaire et faible (Baek et al. 2009 ; Le et al., 2016). La nouvelle théorie de la croissance postule que l'ouverture commerciale améliore la croissance économique en accélérant le progrès technique et

en stimulant la productivité des facteurs (Helpman, 1985 ; Romer, 1986 ; Lucas, 1988). Mais la recherche d'un gain de croissance à travers l'amélioration de la productivité peut être défavorable à l'environnement. En effet, une ouverture accrue entraîne une plus grande activité économique donc plus de services de transport, plus de production et de consommation de biens et de services élevée. Puisque ces activités entraînent intrinsèquement des coûts environnementaux, on pourrait conclure qu'une activité économique accrue stimulée par l'ouverture commerciale détériore l'environnement. Le gain de croissance économique obtenu à travers l'ouverture commerciale est souvent accompagné d'une augmentation des émissions de Gaz à Effet de Serre - GES (Lee et Roland-Holst, 1994). Xie et al. (2020) notent aussi que les IDE peuvent entraîner une augmentation des émissions de CO₂, mais peuvent en être un moyen pour réduire ces émissions. Dans l'espace de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), les travaux d'Awodumi (2021), ont montré que les entrées d'IDE entravent l'efficacité environnementale des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), à l'exception de la Sierra Leone où l'augmentation des entrées d'IDE ne favorise l'efficacité environnementale qu'à court terme.

Au Bénin, les émissions totales de dioxydes de carbone ont augmenté au cours des cinq dernières années. Ces émissions sont passées de 5,80 mégatonnes (MT) en 2015 à 8,14 MT en 2019 avant de descendre à 7,34 en 2020. Il est classé en 2020, 65^e pays dans le classement des pays par émission de dioxydes de carbone, composé de 184 pays dans lequel les pays sont classés du moins polluant au plus polluant (Rapport national d'Inventaire de Gaz à Effet de Serre, 2019). Selon les mêmes sources, les émissions de CO₂ en 2021 ont augmenté de 0,602 mégatonnes, soit une augmentation de 7,5% par rapport à 2020. Les émissions de CO₂ par habitant au Bénin, ont augmenté en 2021, où elles ont été de 0,69 tonnes par habitant. Au cours de la dernière période, le Bénin, a émis 0,2 kilos pour chaque 1 000 \$ de PIB, le même qu'en 2020.

Dans ce contexte, l'ouverture commerciale et les IDE contribuent-ils à l'amélioration de la qualité de l'environnement au Bénin ou au contraire à sa dégradation (pollution) ? En d'autres termes, il s'agit de vérifier empiriquement la validité de l'hypothèse de paradis de pollution et l'hypothèse de Halo de pollution au Bénin. Cette recherche diffère de la plupart des études antérieures au Bénin en matière de sources de dégradation de l'environnement et contribue de manière pertinente à la littérature sur la qualité de l'environnement sur le fait qu'il pourra guider les décideurs en matière de choix d'IDE vu l'urgence de limiter les émissions de GES dans l'optique de l'Accord de Paris. L'objectif de cet article est d'analyser la relation entre l'ouverture commerciale et les IDE sur l'environnement au Bénin. La suite de cet article est articulée de la façon suivante. La section 2 est consacrée à la présentation de la revue théorique et empirique de la relation ouverture commerciale- IDE et environnement. Cette partie permet de comprendre ce qui a été déjà réalisé et d'observer les différents résultats observés par les auteurs. La section suivante présente la démarche méthodologique. Enfin les résultats empiriques, les discussions et conclusions sont présentés dans la dernière section.

2. REVUE DE LA LITTERATURE

La relation entre l'environnement et les entrées d'IDE est largement discutée dans la littérature autour de deux hypothèses : l'hypothèse du paradis de la pollution et celle du halo de pollution. La première hypothèse postule que les entreprises mondiales sous-traitent les industries à forte intensité de pollution dans des pays où la main-d'œuvre est bon marché et les réglementations environnementales laxistes. Cette hypothèse est en partie expliquée par l'effet d'échelle de Grossman et Krueger (1991), qui postule que les pays ont besoin de plus de ressources naturelles et d'intrants au premier stade de la croissance économique.

Ainsi, la croissance induite par les IDE dans la première étape du développement économique devrait conduire à une plus grande pollution de l'environnement.

Par contre, l'hypothèse du halo de pollution indique que les entreprises multinationales transfèrent de nouveaux processus de production, des compétences de gestion et des technologies plus vertes au pays hôte en se conformant au cadre international des normes environnementales, contribuant ainsi à une réduction des émissions de carbone du pays hôte. Ces hypothèses ont servi de socle pour l'analyse de l'effet des IDE sur l'environnement dans la plupart des travaux. Les résultats des travaux peuvent être catégorisés en trois parties notamment ceux qui soutiennent un effet négatif des IDE sur l'environnement (Mert et Boluk, 2016, Gorus et Aslan, 2019 ; Caglar, 2020), ceux qui indiquent que les IDE sont bénéfiques pour l'environnement (Rubashkina et al., 2015 ; Balsalobre-Lorente et al., 2019) et enfin ceux qui postulent que les IDE peuvent produire aussi bien des effets positifs que négatifs sur l'environnement (Faggio et al. 2017 ; Rafindadi et al., 2018)

L'hypothèse du paradis de la pollution soutient qu'en raison du transfert des grandes industries à forte pollution et à haut niveau de consommation dû aux entrées des IDE, que ces derniers peuvent entraîner une forte augmentation des émissions de polluants (World Bank, 1992 ; Grossman et Krueger, 1993). En se basant sur cette hypothèse, les travaux comme ceux d'AliNasir et al. (2019), Liu et al. (2017) et Lan (2012) ont confirmé que les entrées d'IDE aggravent la pollution environnementale. Tang et Tan (2015) ont reconnu les IDE et l'ouverture commerciale comme étant entre autres les principaux déterminants des émissions de CO₂. Ainsi, les entrées des IDE sont associées à une augmentation des émissions environnementales (Cole et al., 2011). Cet effet négatif de l'ouverture commerciale sur l'environnement est également soutenu par Shahbaz et al. (2017). Ces résultats ont été confirmés par les travaux de (Li et al., 2015) qui montre que le commerce extérieur entrave la qualité de l'air aussi bien pour les pays en développement que les développés. Il en est de même pour Managi et al. (2009) qui confirment que le commerce intensifie la pollution dans les pays non membres de l'OCDE.

Toutefois, d'autres auteurs trouvent que les IDE contribuent à la réduction des émissions des CO₂ à travers l'effet technique.

L'étude de Sung et al. (2018) a fourni des preuves de l'hypothèse du halo selon laquelle les IDE entrants peuvent aider à réduire les concentrations de CO₂. En considérant les polluants atmosphériques comme objet de recherche, Xu et al. (2019) ont montré que les IDE peuvent non seulement promouvoir activement l'application des technologies de protection de l'environnement, mais aussi renforcer efficacement la surveillance locale de la protection de l'environnement. En Chine, les travaux de Liu et al. (2017) ont montré que l'afflux d'IDE est bénéfique pour la diminution des concentrations de CO₂. Pour Zhu et al. (2016), il existe une relation inverse entre les flux d'IDE et les polluants CO₂. Autrement dit, les IDE profitent aux pays d'accueil en réduisant les niveaux de contamination. Il ressort de ces travaux qu'il n'existe actuellement aucun consensus sur la question de savoir si l'impact direct des IDE entrants sur les rejets de polluants est conforme à l'hypothèse du paradis de la pollution ou à l'hypothèse du halo de pollution. Au regard de ces résultats non concluants de l'effet des IDE sur l'investissement, certains travaux sont parvenus à montrer, la coexistence des deux effets.

Antweiler et al. (2001) confirment que les IDE peuvent engendrer un effet positif et négatif sur l'environnement. En utilisant la concentration de dioxyde de soufre, ils montrent que l'effet technique induit par l'ouverture commerciale sur la concentration de polluants l'emporte sur l'effet d'échelle, tandis que l'effet de composition se compense lui-même. Cole et Elliott (2003) indiquent également que l'effet net du commerce en termes de signe et de taille sur l'environnement dépend dans une large mesure du type spécifique de polluant. En particulier, ils constatent que la libéralisation des échanges augmente les NO_x et le CO₂ alors qu'elle diminue les émissions de SO₂. Selon Copeland et al. (2013), l'effet d'échelle mesure l'augmentation des émissions environnementales résultant d'une augmentation de la valeur de la production dans l'économie, en maintenant constant le mélange de biens et de techniques de production. Cet effet d'échelle est un effet négatif du commerce sur

l'environnement, car l'augmentation des dotations de l'économie augmente également l'échelle de la production et des émissions proportionnellement.

L'effet technique fait référence à l'amélioration des méthodes de production grâce à l'adoption de technologies respectueuses du climat dans le cadre d'une politique de pollution exogène. Cependant, dans le cadre d'une politique de pollution endogène, l'augmentation du niveau de revenu résultant du gain du commerce conformément à Frankel et Romer (1999) conduit le grand public à demander des produits moins polluants, ce qui réduit les émissions. L'effet de composition mesure la part des biens polluants dans la production totale ou nationale. Selon que le secteur à forte intensité de pollution se développe (se contracte), cela peut être nocif (utile) pour l'environnement. L'effet de composition est ambigu, car il dépend de l'évolution de la structure de l'économie. L'effet net du commerce sur l'environnement dépend de ces trois composantes et cet effet peut être positif ou négatif selon l'effet qui domine les autres. Pour Xie et al. (2020), l'entrée d'IDE peut entraîner une augmentation des émissions de CO₂ du pays d'accueil, en particulier pour les pays qui ont un besoin urgent de développement économique et d'assouplissement du niveau des réglementations environnementales pour attirer les investissements étrangers. En revanche, les flux d'IDE peuvent également entraîner des transferts et des retombées technologiques positifs, accroître l'efficacité énergétique et réduire les émissions de CO₂ dans les pays d'accueil.

3. Méthodologie

Cette méthodologie comporte la présentation des données, le modèle de base et la spécification économétrique

3.1 Présentation des données

Les données utilisées dans cette étude sont des séries chronologiques annuelles couvrant la période de 1980 à 2020. Ce sont des données secondaires qui sont obtenues dans la base de données des Indicateurs du développement du monde de la Banque Mondiale (WDI, 2020)

3.2. *Modèle de base*

La présente étude s'appuie sur les travaux de recherche de Grossman et Krueger (1995) et celle de Khan (2020). L'étude met l'accent sur la relation entre l'ouverture commerciale et les investissements directs à l'étranger sur la qualité de l'environnement (émissions de carbone par habitant, CO₂). La revue de la littérature permet d'identifier les différents canaux par lesquels l'ouverture commerciale et l'investissement direct étranger peuvent impacter les émissions de carbone dans le pays hôte, à savoir la croissance économique, l'industrialisation, le taux d'urbanisation, etc. Ainsi, la relation entre les émissions de CO₂ et l'ouverture commerciale les IDE est décrite par :

$$\text{CO2}_t = f(\text{OC}_t, \text{IDE}_t, X_t) \quad (1)$$

Dans cette équation réduite du modèle, OC désigne l'ouverture commerciale, l'IDE l'investissement direct étranger, X_t désigne un vecteur de variables de contrôle et t la dimension temporelle. Cette relation entre ouverture commerciale, IDE et émission du CO₂ peut être spécifiée de la manière suivante :

$$\text{CO2}_t = \delta_0 + \delta_1 \ln \text{OC}_t + \delta_2 \text{IDE}_t + \delta_3 \ln \text{UB}_t + \delta_4 \ln \text{Dep}_t + \theta_t \quad (2)$$

Avec θ_t , le terme résiduel.

Ou δ_0 est une constante δ_i ($i = 1, \dots, 4$) sont les coefficients respectifs des variables et θ_t les erreurs.

La variable dépendante est le niveau d'émission du CO₂ (exprimé en tonne métrique par tête) qui mesure la dégradation de l'environnement (pollution) à un moment précis. Le CO₂ est retenu comme indicateur de mesure de la dégradation de l'environnement parce que dans la littérature un grand nombre d'auteurs l'ont utilisé comme estimateur du niveau de pollution (Sapkota et Bastola, 2017 ; Pao et Tsai, 2011). Trois raisons majeures expliquent l'utilisation du CO₂. La première raison est que le CO₂ est l'un des principaux gaz à effet de serre, la seconde raison est liée à la disponibilité des données et enfin le rôle très important de la réduction du CO₂ dans le cadre de la lutte contre les changements climatiques.

3.3 Description des variables

L'ouverture commerciale est mesurée par le ratio de la somme des exportations et des importations par rapport au PIB. L'absence d'une réglementation environnementale stricte fait des pays en développement des potentiels « havre de pollution », ce qui pourrait conduire à l'augmentation des émissions du CO₂ en présence de l'ouverture commerciale. Si δ_1 est positif alors la pollution augmente avec l'augmentation des échanges commerciaux. L'IDE est mesuré par les entrées nettes des investissements en pourcentage du PIB. L'impact des IDE sur le niveau de CO₂ est donné par δ_2 dans l'équation (2), qui représente l'effet de l'IDE sur le niveau d'émission du CO₂. Si δ_2 est positif, comme ce fut le cas pour les études de Baek (2016) et Bopkin (2017), cela voudrait dire que les entrées d'IDE ont un effet négatif sur l'environnement. En revanche, il est également tout à fait possible que δ_2 soit négatif, c'est notamment ce qui est ressorti des études réalisées par Kirkulak et al. (2011) ainsi que Tamazian et al. (2009). Un coefficient négatif impliquerait que les entrées d'IDE permettent aux pays d'accueil d'améliorer la qualité de l'air en réduisant le niveau d'émission de CO₂. A ce moment-là, l'hypothèse de halo de pollution, selon laquelle les pays reçoivent des nouvelles techniques de production qui sont plus propres que les leurs, serait validée.

Deux variables de contrôle sont introduites dans le modèle. L'introduction des variables de contrôle permet d'éviter les biais dans l'estimation des coefficients des variables d'intérêt (Pinter, 2014). La première variable de contrôle est l'urbanisation captée par le taux d'urbanisation, qui est mesuré par la population urbaine en proportion de la population totale. Selon l'Agence Internationale de l'Energie (2010), les zones urbaines sont responsables de 71% des émissions mondiales de CO₂ liées à l'énergie. Le choix de la variable urbanisation est compatible avec la littérature récente (Al-Mulali et Ozturk, 2015 ; Bekhet et Othman, 2017). La deuxième variable de contrôle est la dépendance démographique évaluée par le ratio de dépendance démographique qui est mesurée par la population inactive en proportion de la population active qui se définit comme le rapport de la population d'âge inactif (enfants de 0 à 14 ans et

personnes de plus de 60 ou 65 ans, par exemple) au nombre de personnes d'âge actif. Ce rapport indique le nombre de personnes dépendantes à la charge d'un actif. Il apparaît ainsi comme une mesure de la pression économique sur les actifs. Une forte pression économique induit une forte pression environnementale et par surcroît une augmentation des émissions du CO2.

Les signes attendus des variables explicatives sont résumés dans le tableau suivant :

Tableau 1 : Récapitulatif des signes attendus

variables	Définitions	Mesures	Signes attendus
CO2	Emission de dioxyde de carbone (CO2)	Niveau d'émission exprimé en tonne métrique par tête	
OC	Ouverture commerciale	Ratio de la somme des exportations et des importations par rapport au PIB	+/-
IDE	Investissements directs étrangers	Entrées des investissements directs étrangers en pourcentage du PIB	+/-
UB	Taux d'urbanisation	Population urbaine en proportion de la population totale	-
DEP	Dépendance démographique	Population inactive en proportion de la population active	-

Source : auteur, sur la base de la littérature

3.2. *Spécification économétrique*

Nous utilisons les développements récents de l'économétrie des séries temporelles pour analyser les relations entre ouverture commerciale, IDE et émission de dioxyde de carbone.

Cette étude a retenu un modèle à décalage distribué autorégressif (ARDL) pour étudier l'influence de l'ouverture commerciale et des IDE sur la dégradation de l'environnement. L'étude utilise l'approche ARDL pour étudier la relation à long terme entre les émissions de carbone et un ensemble de variables économiques pour surmonter les limites relatives aux méthodes de cointégration conventionnelles (Engle et Granger, 1987; Johansen, 1991). L'ARDL a été sélectionné parce qu'il est applicable dans le cadre des petits échantillons et peut s'appliquer à n'importe quel degré d'intégration des variables utilisées : purement I (0), purement I (1) ou mixte. L'ARDL fournit de plus des résultats cohérents et robustes, car elle permet de décrire l'existence d'une relation d'équilibre dans la dynamique non seulement à long terme, mais aussi à court terme sans perdre les informations à long terme comme les autres techniques de cointégration (Pesaran et al., 2001). Le test de racine unitaire est appliqué pour s'assurer que la moyenne et la variance des variables changent avec le temps et que les données de la série chronologique sont stationnaires ou non stationnaire.

Les tests Dickey-Fuller augmenté (ADF) (1979) et Phillips et Perron (PP) (1988) sont utilisés pour tester la racine unitaire afin d'éviter les régressions fallacieuses. Puis, le modèle est analysé en utilisant la procédure Autorégressive à retard distribué, en raison de la nécessité de faire le point sur le long terme et le court terme des conséquences de notre analyse. La modélisation ARDL avec les décalages appropriés permettra de corriger les deux problèmes de corrélation et d'endogénéité des séries. Le nombre de retard de la variable dépendante et des variables explicatives est sélectionné en utilisant le critère d'information Schwartz (SIC). La relation de cointégration entre les variables a été testée sur la base de l'hypothèse nulle de non cointégration et enfin le modèle à correction d'erreur (ECM) est utilisé pour estimer la relation de court terme

4. Résultats empiriques

Avant d'estimer la relation à long terme et à court terme entre, les IDE, l'ouverture commerciale et la dégradation de l'environnement, cet article fournit les statistiques descriptives (tableau 2) et l'analyse des corrélations (tableau 3). Notons d'abord que les données de cette recherche sont recueillies dans la base de données des Indicateurs du développement du monde de la Banque Mondiale (WDI, 2020) couvrant la période de 1980 à 2020.

Tableau 2 : Statistiques descriptives

Variables	obs	Moyenne	Minimum	Maximum	Écart-type
Pollution (émission de metric tons per capita)	30	0,338	0,199	0,049	0,646
Ouverture commerciale (% du PIB)	41	0,520	0,077	0,383	0,652
Investissements étrangers directs, entrées nettes (% du PIB)	41	0,422	0,981	-1,336	3,054
Urbanisation (population urbaine % du total)	42	3,643	0,161	3,308	3,891
Ratio de dépendance (%pop)	42	4,525	0,056	4,405	4,590

Source : auteur, 2022

Le tableau 2 présente les statistiques descriptives des données utilisées dans la présente étude. Nous constatons que le ratio de dépendance admet une moyenne plus élevée de 4,525 et la dynamique de la population urbaine a une moyenne de 3,643. De plus, l'ouverture commerciale a une moyenne de 0,520, les IDE ont une moyenne de 0,422. On note une faible variation entre l'ouverture commerciale, l'investissement direct à l'étranger, la dynamique de la population urbaine et les émissions de carbone.

Tableau 3 : Corrélation entre les variables

Variables	CO2	ide	lurb	ldep	Oc
CO2	1,000				
ide	0,658	1,000			
lurb	0,972	0,727	1,000		
ldep	-0,970	-0,703	-0,996	1,000	
louv	0,017	0,396	0,179	-0,171	1,000

Source : auteur, 2022

L'analyse de la corrélation révèle que les émissions de carbone sont positivement et fortement corrélées avec les variables telles que l'IDE, l'Urbanisation et l'ouverture commerciale. Par ailleurs, la corrélation entre la variable mesurant les émissions de carbone et les autres indicateurs économiques fournit des coefficients relativement élevés ce qui ne permet pas de conclure quant à l'effet de cette variable.

Tableau 4 : Tests de racine unitaire

Variable	ADF		PP		Première différence	Z(t)Test Statistic	Classification
	Niveau	Première différence	Niveau	Première différence			
	Test Statistic	Z(t)-Test Statistic	Z(t) Statistic	Z(t)Test Statistic			
CO2	-0,729 (-2,992)	-3,763*** (-2,994)	-0,417 (-2,989)	-4,713*** (-2,992)		I (1) I (1)	
ide	-1,854 (-2,961)	-5,091*** (-2,964)	-2,316 (-2,958)	-7,977*** (-2,961)		I (1) I (1)	
lurb	-0,436 (-2,958)	-2,073 (-2,961)	-4,991*** (-2,955)			I (0) I (0)	
louv	-2,616* (-2,961)	-3,428** (-2,989)	-2,667* (-2,958)			I (1) I (1)	
ldep	1,719 (-2,958)	-2,593 (-2,961*)	4,292 (-2,955)	-3,079** (-2,958)		I (1) I (1)	

*** et ** indiquent respectivement une valeur de significativité à 10 %, 5 % et 1 %
(Critical Value)

- I (0) et I (1) indique l'ordre de cointégration.

Source : auteur, 2022

Le tableau 4 présente les résultats des tests de racine unitaire standard PP, ADF. Il ressort de l'analyse du tableau 4 que les tests de racines unitaires en niveau sont parfois contradictoires. Le test de PP montre que la dynamique de la population urbaine et l'ouverture commerciale sont stationnaire en niveau et toutes les autres variables sont stationnaires en différences premières. Cependant, le test d'ADF indique que l'ouverture commerciale est stationnaire en niveau et en différence première à 5%, alors qu'en première différence toutes les variables sont stationnaires et significatives à 1%. En revanche, les résultats du test d'ADF révèlent que la dynamique de la population urbaine et l'ouverture commerciale sont stationnaire à niveau. De plus, toutes les variables sont stationnaires à 1% et significatives en première différence d'après les résultats du test d'ADF et donc intégré d'ordre un (I (1)). En conclusion, selon les tests de racine unitaire standard, nous trouvons un mélange de séries temporelles I(0) et I(1). Par ailleurs, le principal problème avec ces deux tests conventionnels de racines unitaires est qu'ils ne prennent pas en compte la possibilité de présence de points de rupture structurels apparaissant dans la série. Par conséquent, ils peuvent fournir des résultats inappropriés et incompatibles lorsque nous ne pouvons pas rejeter l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire (Shabaz et al., 2013).

Les différentes séries du modèle exhibent le même ordre d'intégration, il est licite de chercher d'éventuelles relations de cointégration. Rappelons que les séries non stationnaires peuvent à court terme, présenter des fluctuations importantes, mais à long terme, une combinaison linéaire les unit pour une relation d'équilibre de long terme. La présence d'une ou plusieurs relations de cointégration nous autorise à aller plus loin et d'estimer un certain modèle à correction d'erreurs permettant de spécifier la dynamique de court terme des variables en présence en vue d'atteindre l'équilibre stable de long terme. La première étape de cette analyse consiste à déterminer le nombre de retards du modèle. Pour ce faire, nous estimons un certain nombre de processus autorégressifs et nous retenons celui qui minimise conjointement les critères d'Akaike et Schwartz. Le tableau suivant présente l'ensemble des résultats retenus.

Tableau 5 : Détermination de l'ordre maximal

lag	LL	LR	AIC	HQIC	SBIC
0	178,434	0,000			
1	356,991	357,110	-25,153	-24,735	-23,701
2	388,357	62,733	-25,643	-24,877	-22,982
3	465,694	154,670	-29,669	-28,554	-25,798
4	567,063	202,74*	-35,543*	-34,080*	-30,462*

Source : auteur, 2022

À partir de ce tableau, nous pouvons conclure que l'ordre maximal qui maximise tous les critères est de quatre (4).

Nous effectuons ici le test de trace en supposant l'absence de tendance dans la relation de cointégration et la présence d'une constante dans le modèle ARDL. Ce choix peut être justifié économiquement en supposant que les relations d'équilibre de long terme entre les variables ne comportent pas de trend. Les résultats du test de cointégration figurent dans le tableau suivant :

Tableau 6 : Résultat du test de cointégration

hypothèse	Rang	Valeur propre	trace statistic	critical value
Aucune relation	0		79,151	68,52
1 relation	1	0,735	41,937*	47,21
2 relations	2	0,548	19,643	29,68
3 relations	3	0,397	5,455	15,41
4 relations	4	0,165	0,377	3,76
5 relations	5	0,0133		

Source : auteur, 2022

Le test de trace indique l'absence de relation de cointégration au seuil de 5% et de 1%. On accepte l'hypothèse nulle d'absence de cointégration ($79,151 < 68,52$) au seuil de 5%. Il est bien évident que l'on s'arrête dès que l'hypothèse nulle est acceptée. En d'autres termes, la conclusion serait ici qu'il n'existe aucune relation de cointégration. On adopte donc une stratégie séquentielle partant de $r = 0$ à $r = N - 1$ qui s'arrête dès que l'on ne rejette plus l'hypothèse nulle.

Donc, il n'existe aucune relation de cointégration entre les différentes variables de notre modèle. Par conséquent, nous rejetons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et concluons qu'il y a vraiment une relation de long terme entre les émissions de CO₂ et ses déterminants. Cela implique que l'IDE, l'ouverture commerciale, l'urbanisation, la dépendance de la population et les émissions ne s'éloignent pas trop l'une de l'autre à long terme. Il est évident d'estimer un modèle ARDL.

Tableau 7 : Relation ARDL de long terme et de court terme

Émission de CO ₂							
ADJ	ΔCO2	Coef.	Écart type	Prob	Coef.	Écart type	Prob
CO2	CO ₂ (-1)	-0,889**	(0,282)	0,020	-1,834***	(0,433)	0,001
Long terme	ide	-0,048*	(0,021)	0,060	-0,021***	(0,006)	0,009
	lurb	5,111**	(1,430)	0,012			
	ldep	5,197	(2,562)	0,089	-5,147***	(0,180)	0,000
	louu	-0,175	(0,098)	0,124	-0,147***	(0,018)	0,000
Court terme							
co2	Δco2 (-1)	0,351	(0,290)	0,272	0,527*	(0,251)	0,060
	Δco2 (-2)				0,185	(0,211)	0,398
	Δco2 (-3)				-0,244	(0,172)	0,184
ide	Δide	-0,011	(0,019)	0,586	0,023	(0,015)	0,154
	Δide (-1)	-0,021	(0,014)	0,187			
	Δide (-2)	-0,005	(0,014)	0,732			
	Δide (-3)	-0,008	(0,009)	0,432			

Émission de CO ₂							
	ΔCO2	Coef.	Écart type	Prob	Coef.	Écart type	Prob
Iurb	ΔIurb	-7,098	(11,656)	0,565			
	ΔIurb (-1)	2,129	(10,091)	0,840			
	ΔIurb (-2)	-6,425	(5,795)	0,310			
	ΔIurb (-3)	-6,379	(4,987)	0,248			
	ΔIdep	4,915	(3,897)	0,254	19,012***	(3,556)	0,000
Iouv	ΔIouv	0,499***	(0,128)	0,008	17,158**	(6,133)	0,017
	ΔIouv (-1)	0,187	(0,111)	0,144	12,849**	(5,154)	0,030
	ΔIouv (-2)	0,077	(0,121)	0,546	10,168**	(3,959)	0,026
	ΔIouv (-3)	-0,099	(0,105)	0,383	0,185**	(0,081)	0,045
	cons	-37,238	(24,538)	0,180	0,106	(0,080)	0,213
					43,372***	(10,317)	0,001

*, ** et *** indiquent respectivement une valeur significative au seuil de 0 %, 5 % et 1 %

Source : auteur, 2022

Le tableau 7 présente les relations de long terme et de court terme obtenues de l'ARDL. Compte tenu de la taille des données de l'échantillon, dans cet article, l'ordre de décalage maximal de chaque variable est limité à 2, ARDL (2, 0, 0, 0, 0, 0) a été identifiée comme la plus appropriée. L'ouverture commerciale et l'urbanisation ont montré des résultats significatifs et conformément aux prédictions théoriques sur la dégradation de l'environnement. Le coefficient de correction d'erreur était de 0,889 indique que l'écart des émissions de CO₂ de son équilibre à long terme sera ajusté par 88,9% par le canal à court terme par an. Le coefficient de correction d'erreur était négatif et statistiquement significatif.

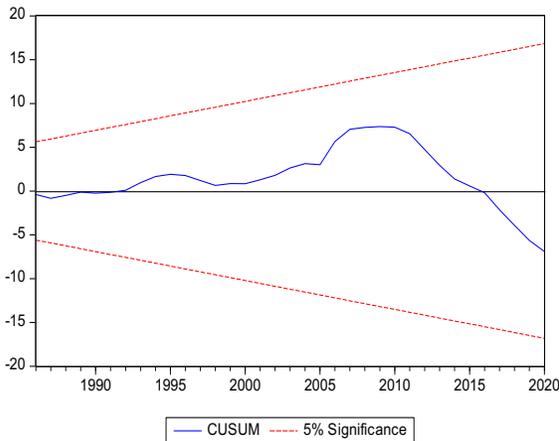


Figure 1 : Tracer de la somme cumulée (CUSUM) des résidus récursifs

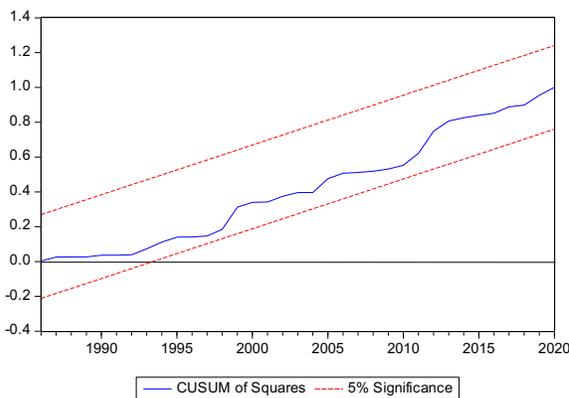


Figure 2 : Tracer de la somme cumulée des carrés (CUSUMSQ) de récursif

De plus, les figures 1 et 2 montrent les tracés statistiques de la somme cumulée (CUSUM) résiduelle et de la somme cumulative réursive carrée (CUSUMSQ) des résidus récurifs suggérant que tous les coefficients estimés sont stables sur la période d'échantillonnage parce que les lignes CUSUM et CUSUMSQ restent à l'intérieur des lignes de la bande de confiance de 95 % confirmant ainsi, que la stabilité des paramètres ne révèle aucune preuve de l'instabilité au cours de la période d'analyse. On en déduit que la stabilité des coefficients estimés souligne la robustesse de la relation à long terme et à court terme dans le modèle. De même, les résultats du tableau 8 indiquent que le modèle a passé avec succès le test d'hétéroscédasticité et il n'y avait pas d'autocorrélation en série dans le modèle.

Tableau 8 : Tests diagnostiques

Test post estimation	Statistique de chi2
Breusch-Godfrey LM test for autocorrelation	15,688***
Durbin's alternative test for autocorrelation	7,607***
Durbin-Watson	D(20, 26) = 3,095
Ramsey RESET test	F(3, 3) = 0,56
Breusch-Pagan / Cook-Weisberg test for heteroskedasticity	chi2(1)= 0,08
Skewness/Kurtosis tests for Normality	chi2(2)= 1.60

Source : auteur, 2022

Dans le long terme l'ouverture commerciale affecte positivement et significativement la qualité de l'environnement, c'est-à-dire les échanges commerciaux ne sont plus de nature à accroître les émissions du CO2 mais par contre les réduire. Ainsi l'ouverture commerciale, loin d'augmenter à long terme le niveau d'émission du CO2, elle sera un moyen d'amélioration de la qualité de l'environnement c'est-à-dire contribue à la réduction des émissions du CO2. Cela pourrait s'expliquer par le fait qu'à long terme, l'ouverture commerciale pourrait contribué à un renouvellement du capital existant (installation, équipements, etc.)

polluant par des technologies plus propres (investissements directs étrangers).

C'est ce qui expliquerait l'effet positif et significatif des IDE à long terme. Ces différents résultats montrent qu'à long terme l'hypothèse de havre de pollution semble être infirmée pour le Bénin. Ce qui reste cohérent avec les études de Sung et al. (2018) et celles de Xu et al. (2019). Par ailleurs, ces résultats semblent confirmer l'effet technique à long terme qui conduira à une réduction des émissions de dioxyde de carbone grâce aux transferts de technologies propres par le biais des investissements et des gains à l'échange. Ce qui justifie qu'à long terme les IDE contribuent à l'amélioration de la qualité de l'environnement à travers la réduction des émissions de dioxyde de carbone.

En effet, selon les travaux de Salman et al. (2019), les exportations augmentent les émissions de CO₂ dans certains pays d'Asie après avoir désagrégé le commerce en exportations et en importations. L'effet de l'ouverture commerciale est désagrégé en échelle, composition et technique (Farhani et al., 2014).

En général, l'effet d'échelle montre que les augmentations du volume des échanges affectent la production, la consommation d'énergie et l'augmentation des émissions de CO₂. L'étape de la composition est celle où les produits ou les ressources échangés sont réaffectés. Dans l'effet technique, l'ouverture commerciale conduit généralement à un environnement propre grâce à l'amélioration du processus de production avec l'innovation technologique et l'utilisation efficace de l'énergie qui s'accompagnent principalement du commerce entre des pays. Il existe deux mécanismes par lesquels l'ouverture commerciale influence l'environnement. Quand les entreprises intensives en pollution trouvent refuge dans des emplacements avec des réglementations environnementales laxistes, en grande partie leurs actions augmentent généralement les émissions de CO₂ et c'est ce qu'on appelle l'hypothèse du paradis de la pollution.

Notons qu'à long terme la dynamique de la population urbaine accroît les émissions du carbone, ce qui est conforme aux attentes. L'obtention de cet effet négatif corrobore les thèses de Wang et al. (2018, 2017) et de Zhu et Peng (2012) pour qui, l'argument est qu'à court terme, d'importants mouvements de population aux centres urbains exercent une pression sur les ressources environnementales et en l'absence de l'amélioration de la technologie et de l'éducation environnementale à long terme, les impacts de l'urbanisation sur la qualité de l'environnement vont perdurer dans le temps.

A court terme, les résultats montrent que le ratio de dépendance est significatif et a un effet négatif sur l'émission de CO₂. Ce résultat s'explique par le fait que les pays qui disposent d'un niveau élevé de dépendance démographique sont ceux qui produisent le plus de CO₂. La hausse relative de la pression qui s'exerce sur la population productive, qui subvient aux besoins économiques de l'ensemble de la population pour assurer la subsistance d'inactifs proportionnellement nombreux s'accompagne d'une intense activité économique qui conduit à une augmentation des émissions de CO₂.

Tandis qu'à long terme le ratio de dépendance a un effet positif sur le CO₂. Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que à long terme, les émissions issues de la production intérieure de biens et de services hors exportations des populations à charge et n'ayant pas un revenu direct contribuent à une faible production de CO₂. Les émissions directes de CO₂ des ménages à charge provenant essentiellement des carburants des véhicules et des énergies fossiles consommées pour le chauffage des foyers et la forte pression qui s'exerce sur la population productive, qui subvient aux besoins économiques de l'ensemble de la population peut réduire l'émission de CO₂.

Tableau 9 : résultat du test de causalité de granger

Équation	Excluded	chi2	Prob>Chi2
CO2	ide	0,120	0,729
	lurb	0,397	0,528
	ldep	6,666**	0,010
	louv	3,584*	0,058
	all	38,005***	0,000
ide	CO2	0,167	0,683
	lurb	5,200**	0,023
	ldep	4,081**	0,043
	louv	0,411	0,521
	all	39,501	0,000
lurb	co2	2,518	0,113
	ide	14,778***	0,000
	ldep	14,204***	0,000
	louv	14,095	0,000
	all	72,408	0,000
ldep	CO2	0,050	0,824
	ide	2,801*	0,094
	lurb	2,942*	0,086
	louv	0,180	0,671
	all	10,218	0,037
louv	CO2	0,331	0,565
	ide	0,034	0,854
	lurb	0,468	0,494
	ldep	0,228	0,633
	all	2,375	0,667

Source : auteur, 2022

D'après ce tableau, cinq hypothèses ont été testées simultanément, à savoir la causalité entre les variables prises deux à deux. On a ainsi testé l'hypothèse de connaître si l'émission de CO₂ ne cause pas l'afflux d'IDE et vice versa. Les mêmes hypothèses ont été reprises entre l'afflux d'IDE et l'ouverture commerciale ainsi qu'entre le niveau de l'ouverture

commerciale et l'émission de CO₂. Nous constatons qu'au seuil de 5 %, le test de Granger laisse présager d'un lien de causalité unidirectionnelle entre l'émission de CO₂ et l'ouverture commerciale. Autrement dit dans le cas du Bénin, c'est l'ouverture commerciale qui cause l'émission de CO₂ et non l'inverse. En d'autres termes, il faudrait un niveau minimum d'ouverture commerciale au Bénin avant d'observer ses effets sur l'émission de CO₂. Par ailleurs, toujours au seuil de 5 %, le niveau de l'émission de CO₂ a une influence sur IDE et non l'inverse. Ce constat découle du précédent, à savoir que la réduction de l'émission de CO₂ qui dépend ici du flux des IDE engendrerait par la même occasion l'ouverture commerciale.

5. Conclusion et implications de politiques économiques

Cette étude contribue à la recherche existante en étudiant l'effet des investissements directs à l'étranger et de l'ouverture commerciale sur les émissions du dioxyde de carbone au Bénin en utilisant des données de séries chronologiques annuelles couvrant de 1980 à 2020. Le modèle autorégressif à retard distribué (ARDL) a été utilisé pour atteindre les objectifs énoncés. Les résultats révèlent qu'il existe une interaction significative entre les variables d'intérêt. En particulier, le résultat des tests indique que tous les indicateurs ont des interrelations à long terme. En outre, les résultats de l'ARDL montrent que l'ouverture commerciale a un effet positif significatif sur la qualité de l'environnement à long terme. Les résultats montrent également qu'à long terme les IDE contribuent à l'amélioration de la qualité de l'environnement en réduisant les émissions de dioxyde de carbone.

Ces résultats sont cohérents avec les conclusions de Zhu et al. (2019) qui fait valoir que la structure économique, et en particulier la performance ont un impact positif sur les émissions de CO₂ à long terme. Les résultats de cette étude montrent clairement que l'accroissement du taux d'urbanisation se traduira par une augmentation de la demande de

l'énergie de consommation et a exacerbé la dégradation de l'environnement.

Au regard de ces résultats, il est indispensable de renforcer la politique environnementale pour développer à travers les IDE la mise en place des industries moins polluantes et pour ce faire, acquérir des technologies respectueuses de l'environnement. En outre, il paraît important de mettre en œuvre une politique énergétique favorisant le développement et la promotion des énergies renouvelables au Bénin pour accompagner l'urbanisation afin de réduire ces effets néfastes sur la qualité de l'environnement.

Références bibliographiques

Abbasi F., Riaz K. (2016), CO₂ emissions and financial development in an emerging economy: an augmented VAR approach, *Energy Policy*, vol. 90:102–114, 31 (1), 32–53.

Acheampong A. O. (2018), Economic growth, CO₂ emissions and energy consumption: What causes what and where? *Energy Economics*, vol. 74,677–692,

Acheampong A. O., Amponsah M. & Boateng. E (2020), Does financial development mitigate carbon emissions? Evidence from heterogeneous financial economies, *Energy Economics*, vol. 88, 104768,

Adebayo T.S., Akinsola G.D. (2021), Investigating the causal linkage among economic growth, energy consumption and CO₂ emissions in Thailand: an application of the wavelet coherence approach. *International Journal of Renewable. Energy Development*. 10, 17–26

Adebayo T.S., Akinsola, G.D., Odugbesan, J.A., Olanrewaju, V.O. (2021a), determinants of environmental degradation in Thailand: empirical evidence from ARDL and wavelet coherence approaches. *Pollution* 7 (1), 181–196

Adebayo, T.S., (2021), Testing the EKC hypothesis in Indonesia: empirical evidence from the ARDL-based bounds and wavelet coherence approaches. *Applied Economics Journal* vol. 28 (1), 78–100

Ahmed, Z., Asghar, M.M., Malik, M.N., Nawaz, K., (2020), Moving toward a sustainable environment: the dynamic linkage between natural resources, human capital, urbanization, economic growth, and ecological footprint in China. *Resources. Policy* 67,

- Ahmed, Z., Zhang, B., & Cary, M. (2021). Linking economic globalization, economic growth, financial development, and ecological footprint: Evidence from symmetric and asymmetric ARDL. *Ecological Indicators*, 121, 107060.
- Alvarez-Herranz A, Balsalobre-Lorente D, Shahbaz M, Cantos JM (2017) Energy innovation and renewable energy consumption in the correction of air pollution levels, *Energy Policy* 105:386-397
- Ansari, M.A., Haider, S., Khan, N.A., (2020). Does trade openness affect global carbon. Dioxide emissions. *Management of Environmental Quality an International Journal*
- Anwar N and Elfaki K.E. (2021), Examining the Relationship Between Energy Consumption, Economic Growth, and Environmental Degradation Indonesia: Do Capital and Trade Openness Matter? *International Journal of Renewable Energy Development*, 10(4), 769-778.
- Apergis, N., & Payne, J. E. (2012). Energy consumption and growth in South America: Evidence from a panel error correction model. *Energy Economics*, 32(6): pp. 1421-1426.
- Aslanidis, N., Iranzo, S., (2009). Environment and development: is there a Kuznets curve for CO₂ emissions? *Applied Economics*. 41 (6), 803–810.
- Balsalobre-Lorente D, Gokmenoglu KK, Taspinar N, Cantos-Cantos JM (2019) An approach to the pollution haven and pollution halo hypotheses in MINT countries. *Environ Sci Pollut Res*:1–17
- Bekun F.V., Alola, A.A., Sarkodie, S.A., (2018). Toward a sustainable environment: Nexus between CO₂ emissions, resource rent, renewable and nonrenewable energy in 16-EU countries. *Science Total Environment* vol. 657, 1023–1029.
- Bhujabal, P., Sethi, N., & Padhan, P, C, (2021), ICT, foreign direct investment and environmental pollution in major Asia Pacific countries, *Environmental Science and Pollution Research*,
- Birdsall N. and D. Wheeler (1993). Trade policy and industrial pollution in Latin America: Where are the pollution havens? *The Journal of Environment and Development* 2(1), 137-149.
- Caglar AE (2020) The importance of renewable energy consumption and FDI inflows in reducing environmental degradation: bootstrap ARDL bound test in selected 9 countries. *J Cleaner Prod* 121663
- Cai, Y., Sam, C.Y., Chang, T., (2018), Nexus between clean energy consumption, economic growth and CO₂ emissions. *Journal of Clean. Production*. 182, 1001–1011.

Charfeddine, L., Kahia, M., (2019). Impact of renewable energy consumption and financial development on CO₂ emissions and economic growth in the MENA region: a panel vector autoregressive (PVAR) analysis. *Renewable Energy* 139, 198–213.

Dasgupta S, Laplante B, Mamingi N (2001) Pollution and capital markets in developing countries. *Journal of Environmental Economics and Management* 42(3):310–335

Dickey, D. & Fuller, W. (1979), Distribution of the Estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-431

Dogan, E., Turkekul, B., (2016). CO₂ emissions, real output, energy consumption, trade, urbanization and financial development: testing the EKC hypothesis for the USA. *Environmental Science and Pollution research*. 23 (2), 1203e1213.

Dong, K., Dong, X., Dong, C., (2019). Determinants of the global and regional CO₂ emissions: What causes what and where? *Applied Economics*,

Engle RF, Granger CW (1987) Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2):251–276. <https://doi.org/10.2307/1913236>

Essandoh, O.K., Islam, M., Kakinaka, M., (2020). Linking international trade and foreign direct investment to CO₂ emissions: any differences between developed and developing countries? *Science Total Environment* 712, 136437.

Faggio, G., Silva, O., Strang e, W.C., (2017). Heterogeneous agglomeration. *Rev. Econ. Stat.* 99 (1), 80e94. https://doi.org/10.1162/REST_a_00604

Farhani, S., Chaibi, A., Rault, C, (2014), CO₂ emissions, output, energy consumption, and trade in Tunisia, *Economy, Modeling*, 38, 426–434

Gorus MS, Aslan M (2019) Impacts of economic indicators on environmental degradation: evidence from MENA countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 103:259–268

Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353–377.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free-trade agreement. NBER Working Paper, No. 3914, Washington.

Hassaballa, H. (2013) “Environment and Foreign Direct Investment: Policy Implications for Developing Countries” *Journal of Emerging Issues in Economics, Finance and Banking* 1(2), 75-106.

- He L, Shen J, Zhang Y (2018) Ecological vulnerability assessment for ecological conservation and environmental management *Journal of Environmental Management* 206:1115–1125.
- He,L., Zha, J.&Loo, H. A. (2020), Howto improve tourism energy efficiency to achieve sustainable tourism: Evidence from China. *Current Issues in Tourism*, 23(1), 1–16.
- Hoffmann, R., Lee, C.-G., Ramasamy, B. and M. Yeung (2005) “FDI and Pollution: A Granger Causality test using Panel Data” *Journal of International Development* 17(3), 311-
- Ibrahim & Kazeem B. Ajide (2020): Trade Facilitation, Institutional Quality, and Sustainable Environment: Renewed Evidence from Sub-Saharan African Countries, *Journal of African Business*,
- Im, K. S., Pesaran, M. H. & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- Jalil A and Feridun M (2011) The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: A co-integration analysis, *Energy Economics* 33(2): 284–291
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* vol. 59, 1551–1580.
- Khan FN, Sana A, Arif U., (2020) Information and communication technology (ICT) and environmental sustainability: a panel data analysis. *Environmental Science and Pollution Research N* 29, p. 36718-36731
- Le T-H, Chang Y, Park D (2016) Trade openness and environmental quality: international evidence. *Energy Policy* 92:45–55
- Li, J., Luo, Y., Wang, S., (2019), Spatial effects of economic performance on the carbon intensity of human well-being: *The Environmental Kuznets curve in Chinese provinces. Journal of Cleaner Production.*
- Liang W, Yang M (2019) Urbanization, economic growth and environmental pollution: Evidence from China. *Sustainable Computing: Informatics and Systems* 21:1-9
- Liu J, Cheng H, Jiang D, Huang L (2019) Impact of climate-related changes to the timing of autumn foliage coloration on tourism in Japan. *Tourism Management* 70(9):262–272.
- Liu Q, Wang S, Zhang W, Zhan D, Li J (2018) Does foreign direct investment affect environmental pollution in China’s cities? A spatial econometric perspective. *Science of the total environment* 613:521-
- Long X, Yu H, Sun M, Wang XC, Klemeš JJ, Xie W, Wang C, Li W, Wang Y (2020) Sustainability evaluation based on the three-dimensional ecological

footprint and human development index: a case study on the four island regions in China. *Journal of Environmental Management* 265(4):110509.

Lv, Zhike and Sha Sha Li. (2021). “How Financial Development Affects CO2 Emissions: A Spatial Econometric Analysis.” *Journal of Environmental Management*

Marques A. C. and Caetano R. (2020), “The impact of foreign direct investment on emission reduction targets: evidence from high- and middle-income countries,” *Structural Change and Economic Dynamics*, vol. 55, pp. 107–118,

Mert M, Bölük G (2016) Do foreign direct investment and renewable energy consumption affect the CO 2 emissions? New evidence from a panel ARDL approach to Kyoto Annex countries, *Environmental Science and Pollution Research* 23(21):21669–21681

Mert M, Bölük G (2016) Do foreign direct investment and renewable energy consumption affect the CO 2 emissions? New evidence from a panel ARDL approach to Kyoto Annex countries. *Environ Sci Pollut Res* 23(21):21669–21681

Obradović S, Lojanica N (2017) Energy use, CO2 emissions and economic growth–causality on a sample of SEE countries, *Econimic Research- Ekonomska Istraživanja* 30(1):511–526

Özokcu S, Özdemir Ö (2017) Economic growth, energy, and environmental Kuznets curve, *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 72:639–647

Pachauri, R.K., Allen, M.R., Barros, V.R., Broome, J., Cramer, W., Christ, R., Church, J.A., Clarke, L., Dahe, Q., Dasgupta, P., (2014). Climate change (2014): synthesis report. Contribution of Working Groups I, II and III to the fifth assessment report of the Intergovernmental Panel on Climate Change. IPCC.

Pesaran H., Shin Y. and R. J. Smith (2001) “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships” *Journal of Applied Econometrics* 16(3): 289-326.

Phillips, P.C., Perron, P., 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika* 75 (2), 335e346

Purnama, H., Gunarto, T., & Budiarty, I. (2020). Effects of energy consumption, economic growth and urbanization on Indonesian environmental quality. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(6), 580–587.

Rafindadi AA, Muye IM, Kaita RA (2018) The effects of FDI and energy consumption on environmental pollution in predominantly resource-based economies of the GCC. *Sustainable Energy Technologies and Assessments* 25:126–137

- Rafindadi AA, Muye IM, Kaita RA (2018) The effects of FDI and energy consumption on environmental pollution in predominantly resource-based economies of the GCC. *Sustainable Energy Technologies and Assessments* 25:126–137
- Rauf, A., Liu, X., Amin, W., Ozturk, I., Rehman, O. U., & Sarwar, S. (2018). Energy and ecological sustainability: Challenges and panoramas in belt and road initiative countries. *Sustainability* (Switzerland), 10(8), 1–21.
- Salman M, Long X, Dauda L, Mensah CN, Muhammad S (2019) Different impacts of export and import on carbon emissions across 7 ASEAN countries: A panel quantile regression approach *Science of The Total Environment* 686:1019-1029
- Sarkodie SA, Strezov V (2019) Effect of foreign direct investments, economic development and energy consumption on greenhouse gas emissions in developing countries *Science of the Total Environment* 646:862-871
- Saud S, Chen S, Danish, Haseeb A (2018) Impact of financial development and economic growth on environmental quality: an empirical analysis from Belt and Road Initiative (BRI) countries. *Environmental Science and Pollution Research* 26:1–17.
- Sethi, P, , Chakrabarti, D, , Bhattacharjee, S., (2020), Globalization, financial development and economic growth: perils on the environmental sustainability of an emerging economy, *Journal of Policy Modeling*, 42, 520–535 ,
- Shahbaz M, Gozgor G, Adom PK, Hammoudeh S (2019) The technical decomposition of carbon emissions and the concerns about FDI and trade openness effects in the United States *International Economics* 159:56-73
- Shahbaz, M, , Tiwari, A,K, , Nasir, M, , (2013), The effects of financial development, economic growth, coal consumption and trade openness on CO 2 emissions in South Africa, *Energy Policy* 61, 1452–1459
- Shahbaz, M., Leitão, N.C.,(2013), Portuguese carbon dioxide emissions and economic growth: a time series analysis, *Bull, Energy Economics*, 1 (1), 1–7,
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Sbia, R., & Afza, T, (2015), The effect of urbanization, affluence and trade openness on energy consumption: A time series analysis in Malaysia, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 47, 683–693,
- Shahbaz, M., Solarin, S,A., Mahmood, H., Arouri, M., 2013a, Does financial development reduce CO2 emissions in Malaysian economy? A time series analysis, *Economic Modeling*, 35, 145–152,
- Sheng P, Guo X (2016) the long-run and short-run impacts of urbanization on carbon dioxide emissions. *Economic Modeling* 53:208-215

- Tiba S, Omri A (2017) Literature survey on the relationships between energy, environment and economic growth. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 69:1129-1146
- Tijjani M. A., Ihtisham ul H., and Muhammad S. (2019), “Analyzing the impact of energy, export variety, and FDI on environmental degradation in the context of environmental kuznets curve hypothesis: a case study of India,” *Energies*, vol. 12, 1076,
- Umar M, Ji X, Kirikkaleli D, Xu Q (2020) COP21 Roadmap: do innovation, financial development, and transportation infrastructure matter for environmental sustainability in China? *Journal of Environmental Management* 271:111026
- Wang Q, Su M, Li R (2018) toward to economic growth without emission growth: The role of urbanization and industrialization in China and India. *Journal of cleaner production* 205:499-511
- Wang Y, Zhang C, Lu A, Li L, He Y, ToJo J, Zhu X (2017) A disaggregated analysis of the environmental Kuznets curve for industrial CO₂ emissions in China. *Applied Energy* 190:172–180
- Wang, Y., Kang, L., Wu, X., Xiao, Y., (2014). Estimating the environmental Kuznets curve for ecological footprint at the global level: a spatial econometric approach. *Ecological Indicators*. 34, 15–21.
- World Development Indicators, WDI (2020)
- Zhang J (2020) International production fragmentation, trade in intermediate goods and environment. *Economic Modeling* 87:1–7
- Zhang M, Liu X, Ding Y, Wang W (2019) How does environmental regulation affect haze pollution governance? An empirical test based on Chinese provincial panel data *Science of the Total Environment* 695:133905
- Zhao, B., Yang, W. (2020), Does financial development influence CO₂ emissions? A Chinese province-level study. *Energy* 200, 117523.
- Zhu, B., Ye, S., Wang, P., He, K., Zhang, T., Xie, R. & Wei, Y. M. (2019). Exploring the drivers of energy consumption-related CO₂ emissions in China: A multiscale analysis. *Energy Efficiency*, 12, 1027–1039.
- Zhu, B., Ye, S., Wang, P., He, K., Zhang, T., Xie, R., & Wei, Y. M. (2019). Exploring the drivers of energy consumption-related CO₂ emissions in China: A multiscale analysis. *Energy Efficiency*, 12, 1027–1039.
- Zhu, Q. & Peng, X. (2012). The impacts of population change on carbon emissions in China during 1978–2008. *Environmental Impact Assessment Review*, 36, 1-8.