



# Effet des investissements directs étrangers sur les émissions du méthane dans les pays de l'Afrique de l'Ouest

GBINLO Roch Edgard

Faculté de Sciences Economiques et de Gestion de l'Université d'Abomey Calavi (FASEG /UAC)

**Résumé :** Les Investissements directs étrangers (IDE) jouent un rôle important dans la croissance économique des pays hôtes en leur permettant d'accéder à des ressources financières, des nouvelles techniques managériales et de production et favorise ainsi la création de l'emploi. Eu égard à ses effets catalyseurs sur la croissance économique, l'attraction des investissements directs étrangers (IDE) est devenue une préoccupation majeure pour les pays en développement. Toutefois l'accroissement des activités économiques induit par la croissance économique peut avoir des conséquences environnementales. Ainsi, l'investissement direct étranger considéré comme moteur de la croissance économique peut affecter la qualité de l'environnement. L'objectif de ce papier est d'analyser l'impact des IDE sur les émissions de gaz à effet de serre en occurrence le méthane dans les pays de l'Afrique de l'Ouest afin d'étudier la validité de l'hypothèse de havre de pollution. En utilisant la méthode économétrique des données de panel sur les pays de la CEDEAO sur la période allant de 2000 à 2018, les résultats montrent que les pays de l'Afrique de l'Ouest constituent un havre de pollution au regard de l'effet négatif des IDE sur la qualité de l'environnement dans la sous-région. Cependant, les résultats montrent qu'à court terme, les entrées des investissements directs affectent négativement la qualité de l'environnement en accroissant les émissions du méthane, tandis qu'à long terme on assiste à l'inverse. Ce résultat nous amène à dire que les industries polluantes ont tendance à respecter les réglementations environnementales au début de leur installation, mais à terme elles deviennent plus polluantes. À cet effet nous suggérons que les pouvoirs publics renforcent les mécanismes de contrôle et sanction afin de dissuader des comportements opportunistes.

**Mots-clés:** IDE, qualité de l'environnement, havre de pollution

**Code JEL :** F21- F23-Q56

**Digital Object Identifier (DOI):** <https://doi.org/10.5281/zenodo.7439273>

**Published in:** Volume 1 Issue 3



This work is licensed under a [Creative Commons Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International License](https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/).

## 1. Introduction

Les flux d'Investissement direct étranger (IDE) dans le monde ont connu une forte croissance au cours des dernières décennies surtout ceux envers les pays en développement. Selon le rapport du CNUCED (2021), les flux d'Investissement direct étranger (IDE) dans le monde sont passés de 12,4 milliards de dollars en 1970 à 681 milliards de dollars à fin 2020 malgré une chute de 43 % par rapport à son niveau de 2019. Pour ce qui concerne les pays africains, les IDE ont atteint un niveau record de 83 milliards de dollars en 2021 contre 54 milliards en

2015 (CNUCED, 2015 ; CNUCED 2021). Cette augmentation est due au rôle très important des IDE dans la croissance économique de ces pays (Fadhil et Almsafir, 2015 ; Nistor, 2014 ; Sokang 2018). Le rôle des IDE ne se limite pas seulement au niveau de la croissance économique, ils sont aussi considérés comme un moyen de transfert de nouvelles technologies entre pays développés et pays en développement (Melnik et al. 2014) et contribue également à la réduction du chômage par les nouvelles opportunités d'emploi (Sharif, 2014).

Malgré le rôle important que jouent les IDE dans la prospérité économique des pays hôtes (Crozet et Koenig (2005) ; Fouda (2005)), l'accroissement des activités économiques qui en résulte affecte la qualité de l'environnement (Asghari, 2013, Baek, 2016) à cet effet, une question importante surgit : quel est l'impact des IDE sur la qualité de l'environnement des pays qui les reçoivent ? Si les IDE sont un moyen efficace pour les pays en développement d'acquérir de nouvelles méthodes de production et managériales, ils ne sont pas sans conséquence majeurs sur la qualité de leur environnement.

Deux hypothèses sont souvent mises en causes lorsqu'on s'intéresse aux effets des IDE sur la qualité de l'environnement : « l'hypothèse de havre de pollution » et « l'hypothèse de halo de pollution ». En effet pour les partisans de « l'hypothèse de havre de pollution », les IDE affectent négativement la qualité de l'environnement du pays qui reçoit les investissements (Chichilnisky, 1994 ; Copeland et Taylor, 2004). Les décideurs des pays en développement encouragent les entrées des IDE sur leurs territoires en fournissant des réglementations environnementales moins strictes en intéressant les entreprises étrangères à investir en profitant des règles plus souples qui les rendent plus compétitives. Cette situation s'explique par le fait que d'une part les pays développés possèdent des institutions plus fortes ce qui leur permet de prendre des décisions plus adaptées et veiller au respect des règles (Acharyya, 2009), d'autre part, on note une certaine compétition entre les différents pays en développement dans le but d'attirer davantage d'IDE afin de croître plus rapidement. Pour cela, ces pays sont laxistes dans la réglementation environnementale afin d'attirer le plus d'IDE. Les pays ayant des réglementations environnementales plus souples, surtout les pays en développement vont alors devenir des havres de pollution étant donné que les entreprises étrangères vont y transférer leurs activités les plus polluantes. Il devient alors intéressant de savoir pour un pays si l'hypothèse de havre est vraie ou non afin d'éclairer les décideurs à sélectionner les investissements plus respectueux de l'environnement. Pour les tenants de « l'hypothèse de halo de pollution » les IDE entrants ont un impact positif non seulement sur l'économie du pays hôte, mais également sur la qualité de leur environnement (Hassaballa, 2013). Ils soutiennent ces arguments par le fait que les entreprises étrangères transfèrent des techniques de production propre respectueuse de l'environnement ainsi que du savoir environnemental (Perkins et Neumayer, 2008 ; Sapkota et Bastola, 2017 et Zugravu-Soilita, 2017). Les IDE entrant dans les pays l'Afrique de l'Ouest confortent quelle hypothèse ?

En Afrique, les flux d'IDE sont plus concentrés sur l'exploitation des ressources naturelles à forte production de gaz à effet de serre. Cette caractéristique de la région n'épargne pas la sous-région ouest-africaine. Selon Ernst et Young (2012), le Nigeria, avec 116 milliards de dollars américains de flux d'IDE perçus entre 2003 et 2011 est le pays le plus attractif d'IDE, dont 80% concentrés dans les secteurs du pétrole et du gaz. Dans les pays de l'Union Économique Monétaire ouest-africaine (UEMOA), près de la moitié (49,9) des flux d'IDE sont destinés aux industries extractives (BCEAO, 2013). Bien que beaucoup d'études soient intéressées aux effets des IDE sur les gaz à effet de serre surtout le dioxyde de carbone, des études sur l'Afrique de l'Ouest font défaut dans la littérature économique en dehors de celle menée sur le Ghana (Solarin et al. 2017) et le Nigeria (Riti et al. 2016). Le présent article est une étude en panel qui utilise comme indicateur de qualité de l'environnement le méthane qui est également 'un important gaz à effet de serre après le dioxyde de carbone. Cette étude analyse non seulement

les effets des IDE sur les émissions du méthane, mais s'intéresse également aux canaux de transmission de ces effets.

L'objectif de cet article est d'analyser les effets des IDE sur les émissions du méthane dans les pays de l'Afrique de l'Ouest. Plus spécifiquement identifier les facteurs facilitant l'influence des IDE sur la qualité de l'environnement. En effet, les émissions du méthane représentent plus de la moitié des émissions de gaz à effet de serre de l'Afrique subsaharienne hors Afrique du Sud.

La suite de l'article est organisée de la manière suivante : dans la section 2 nous présentons une revue de la littérature sur les effets des IDE sur la qualité de l'environnement. La méthodologie d'estimation économétrique est présentée dans la section 3. La section 4 analyse les résultats des estimations économétriques et propose quelques implications de politiques économiques. La section 6 est consacrée à la conclusion.

## **2. Revue de la littérature**

La pollution atmosphérique est provoquée par le rejet intempestif de substances diverses dans l'atmosphère, la pollution atmosphérique constitue sans aucun doute la plus évidente des dégradations de l'environnement (Ramade, 2020). La pollution de l'air est la résultante de multiples facteurs qui caractérisent la civilisation contemporaine, croissance de la consommation d'énergie, développement des industries extractives, métallurgiques et chimiques, de la circulation routière et aérienne, de l'incinération des ordures ménagères, des déchets industriels, des épandages de pesticides en agriculture, etc. Elle sévit certes à son maximum d'intensité en zone urbanisée, non seulement en raison de la concentration des industries et des foyers domestiques, mais aussi à cause de la circulation des véhicules à moteur. Néanmoins, certains polluants sont sujets à une pollution diffuse et contaminent l'ensemble de l'atmosphère et cela à une échelle globale. Ce sont, en particulier, les rejets de gaz à effet de serre : dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>), méthane (CH<sub>4</sub>), dioxyde d'azote (NO<sub>2</sub>). Shafik (1992) soutient l'idée selon laquelle une plus grande activité économique nuit à l'environnement. Mais l'amélioration de la qualité de l'environnement augmenterait, à mesure que montent les ressources disponibles pour l'investissement (Banque Mondiale, 1992). C'est-à-dire l'augmentation des ressources disponibles permettent d'améliorer la qualité de l'environnement qui réduit ensuite la pollution.

Rothman, (1998) et Cole (2003) soutiennent que le ralentissement des émissions peut s'expliquer par la délocalisation des industries dites « sales » des pays développés aux pays en développement et la tendance des pays développés à importer des produits à forte intensité de pollution des pays en développement plutôt que de les produire à la maison. La demande des consommateurs pour des niveaux plus élevés de qualité de l'environnement dans les pays développés entraîne de plus grands efforts de recherche et de développement dans la technologie de réduction et par conséquent, des réglementations environnementales plus rigoureuses. Les réglementations plus strictes, qui causent des coûts de réduction plus élevés pour les industries particulièrement polluantes, occasionnent un certain mouvement de ces industries vers les pays moins développés, où les réglementations environnementales sont susceptibles d'être laxistes.

Les travaux de Grossman et Krueger (1991), constituent les premières études mettant en relation le développement économique et la qualité de l'environnement. Les IDE jouant un rôle catalyseur dans le développement économique des pays peuvent affecter l'environnement à travers trois canaux (effet d'échelle, effet de composition et effet technique). L'effet d'échelle prédit que l'expansion des activités économiques due à une augmentation des IDE augmentera les émissions, car toutes choses égales par ailleurs plus de production implique plus

d'émissions. Les IDE peuvent donc augmenter le niveau de pollution. Cependant, les IDE n'affectent pas toutes les unités de production de la même façon. Certaines connaîtront une augmentation de leur production avec moindres démissions si le pays se spécialise dans la production des biens et augmenteront s'il se spécialise dans des industries intensives en émissions polluantes. C'est l'effet de composition. Finalement, les augmentations de la production dues aux investissements dans les techniques sont associées habituellement à des baisses de la pollution, car les méthodes de production « plus modernes » ont tendance à être plus propres, soit l'effet technique. Ces trois effets agissent selon la position de la courbe environnementale de Kuznets (CEK).

À la suite des travaux de Grossman et Krueger (1991), la littérature en économie de l'environnement a été marquée dans ces dernières décennies par le débat sur l'impact des IDE sur la qualité de l'environnement donnant lieu à deux hypothèses controversées. Une question importante soulevée dans la littérature est de savoir si les IDE entrants ont-ils des effets négatifs ou non sur l'environnement des pays bénéficiaires.

Selon la première hypothèse, à la faveur de la mondialisation, les industries polluantes quitteront les pays développés ayant des exigences environnementales pour s'installer dans des pays en développement dont les réglementations environnementales sont comparativement faibles. Les pays en développement deviendraient de ce fait des havres de pollutions pour les industries polluantes des pays industrialisés. Il s'agit de l'hypothèse du havre de pollution (HHP) (Copeland et Taylor, 1994). La seconde hypothèse connue sous le nom de l'hypothèse halo de pollution postule 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 gaz à effet de serre dans les pays hôtes (Shahbaz 2015).

L'analyse de la littérature sur les études portant sur les IED et la qualité de l'environnement montre des points de vue contradictoires. Trois tendances se dégagent. Pour certaines études les flux d'IDE sont nuisibles à l'environnement des pays hôtes soutenant l'hypothèse de havre de pollution (Cole et al, 2006 ; Seker et al., 2015; Riti et al, 2016 ; Solarin et al., 2017), d'autres études valident l'hypothèse du halo de pollution (Hassaballa, H., (2013); Mert et Boluk, 2016; Rafindadi et al., 2018; Balsalobre-Lorente et al. 2019). Enfin celles qui ont démontré l'hypothèse de neutralité pour expliquer la relation entre ces deux variables (Lee, 2013 ; Shaari et al. 2014). Des auteurs comme Duchin et Rothman (1998), montrent que la plus grande dégradation de l'environnement peut être attribuée directement au comportement des consommateurs, par des activités comme l'élimination des ordures ou l'utilisation de voitures, ou indirectement à travers les activités de production des entreprises pour les satisfaire. Tous les secteurs d'activité humaine sont susceptibles d'émettre des polluants atmosphériques : les activités industrielles, les transports (routiers et non routiers), les domestiques (chauffage en particulier), l'agriculture, la sylviculture.

Les études sur les effets des IDE sur la qualité de l'environnement sont généralement basées sur des différentes méthodes d'estimation. Divers échantillons de données (pays individuels ou groupe de pays), des modèles et les différentes variables expliquent la diversité des résultats. Cela engendre des arguments opposés, qui souvent peuvent soutenir ou nier la validité de l'hypothèse de havre de pollution et donc l'existence de l'impact de l'IDE sur l'environnement dans les pays d'accueil.

### 3. Méthodologie

Au terme de cette revue de littérature, il est difficile de dégager un consensus quant à l'impact des IDE sur le niveau de pollution. Cet article étudie le lien entre IDE et qualité de

l'environnement à travers une analyse en panel composé de 15 pays de l'Afrique de l'Ouest ayant des caractéristiques différentes sur la période de 2000 à 2018. Les données en panel contiennent deux dimensions : une dimension temporelle et une dimension spatiale. Ce qui permet d'identifier les effets spécifiques aux pays ainsi que les effets spécifiques liés à période concernée.

Dans cette section, le modèle économétrique sera présenté, ensuite les différentes variables seront présentées et enfin la méthode d'estimation sera expliquée.

### 3.1 Modèle économétrique

Ce travail s'inspire du modèle de croissance endogène développé par Knowles et Owen (1995) dont la fonction de base est une fonction de production de type Cobb-Douglas. Le niveau de pollution qui l'output indésirable issu de la production dépend des moyens de production disponible dans l'économie. La fonction néoclassique est de la forme :

$$Y_{it} = K^\alpha L^\beta (AL)^{1-\alpha-\beta} \quad (1)$$

Où  $Y_{it}$  est la production de polluant dans l'économie,  $K$  le flux de capital physique ou les structures de production de biens et services,  $L$  représente la main d'œuvre c'est-à-dire le facteur travail et  $A$  le progrès technique. On note que  $0 < \alpha, \beta, < 1$ , et  $\beta + \alpha < 1$ .

Afin de mettre en évidence l'influence de l'investissement direct étranger (IDE) sur l'environnement dans les pays de la CEDEAO, le modèle s'inspire de la méthodologie proposée par Bulus et Koc (2021). Celle-ci consiste à estimer la relation qui définit les émissions du carbone, soufre..., en fonction de ses principaux déterminants. Le modèle se présente comme suit :

$$Env_{it} = f(IDE; X) \quad (2)$$

L'équation (2) est la forme fonctionnelle du modèle. Sous sa forme réduite, elle se présente comme suit :

$$Env_{it} = \beta_i + \beta_1 IDE_{it} + \beta_x X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

avec  $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$

Où  $Env_{it}$  est la production de polluant dans l'économie,  $IDE_{it}$  est l'investissement direct étranger ; et  $X_{it}$  un vecteur de variables de contrôle.

$\beta_i = \beta + u_i$  est la constante qui diffère pour chaque pays. Elle est composée d'une partie constante  $\beta$  qui est identique pour chaque pays et  $u_i$  qui l'autre partie de la constante qui elle diffère pour chaque pays. Cela représente l'effet spécifique à chaque pays qui entraîne que  $\beta_i$  est différent pour chaque pays.  $\beta_j$  ( $j = 1, \dots, k$ ) sont les coefficients respectifs des variables expliquées et  $\varepsilon_{it}$  est l'erreur de spécification.  $i$  ( $i = 1, \dots, N$ ) et  $t$  ( $t = 1, \dots, T$ ) représentent respectivement l'indice du pays et celui de l'année.

La forme complète du modèle se présente comme suit :

$$\ln(CH4)_{it} = \beta_0 + \beta_1 IDE_{it} + \beta_2 \ln(PIB)_{it} + \beta_3 \ln(POP)_{it} + \beta_4 URB_{it} + \beta_5 (CONT CORR)_{it} + \beta_6 \ln(ACCES ELECT)_{it} + \varepsilon_{it} \dots \dots \dots \quad (4)$$

La variable dépendante est le niveau d'émission du méthane (CH4), qui est utilisé pour mesurer la pollution/qualité de l'environnement à un moment précis pour un certain pays. Le modèle est constitué d'une variable d'intérêt à savoir le niveau d'IDE. De plus, le modèle est également composé de plusieurs variables de contrôle. Le fait d'introduire des variables de contrôle permet d'obtenir plus de précisions concernant la relation d'intérêt.

### 3.2 Présentation des variables

Les données recueillies sur les différentes variables des modèles sont issues de la base de données de la Banque Mondiale : World Development Indicators. Elles s'étendent sur la période



2000 – 2018. L'échantillon est composé des quinze pays de la Communauté économique des États d'Afrique de l'Ouest.

### 3.2.1 Variable dépendante

**CH4** : La variable dépendante de ce modèle est le niveau d'émission du méthane (CH<sub>4</sub>) exprimé en équivalent tonnes métriques carbone. Le méthane est l'un des principaux gaz à effet de serre après le dioxyde de carbone. Il joue un rôle important dans le réchauffement climatique.

### 3.2.2 Variables explicatives

**IDE** : La variable principale, dont on souhaite connaître l'impact sur le niveau d'émission de CH<sub>4</sub>, est la quantité d'entrées d'investissements directs étrangers dans un pays. Cette variable explicative est représentée par IDE dans l'équation (4) et est mesurée en USD actuel. Cette étude est réalisée en utilisant les entrées nettes, « net inflows ». Le choix d'utiliser le niveau d'entrées d'IDE plutôt que le stock se justifie par le fait que cela représente mieux l'évolution des IDE d'une période à l'autre.

En dehors de la variable d'intérêt IDE, les variables de contrôle sont introduites dans le modèle afin d'éviter un biais dans l'estimation de l'impact des IDE sur le niveau de pollution. Le théorème de Frish-Waugh démontre que le coefficient de l'impact que l'on souhaite observer sera biaisé si d'autres variables explicatives ne sont pas présentes dans le modèle. Il s'agit :

**PIB** : il est représenté par le niveau de produit intérieur brut par tête. En effet, le niveau de développement d'un pays, mesuré par son niveau de PIB par tête, peut jouer un rôle important sur le niveau de pollution au sein de ce même pays. Si pour beaucoup cela semble clair, que la croissance économique se fasse au détriment de notre environnement, cela n'est pas partagé par tout le monde.

**POP** : Cette variable désigne le taux de croissance de la population. Dans les pays en développement, l'explosion démographique exerce une pression sur l'environnement à travers la déforestation, la désertification, etc.

**URB** : Cette variable désigne l'urbanisation et est représentée par le rapport de la population urbaine par rapport à la population totale. L'urbanisation a surtout des conséquences : pollution de l'air, des sols, des eaux, surconsommation énergétique, destruction de la biodiversité.

**CONT CORR** : Cette variable désigne le contrôle de la corruption et est censé avoir un signe négatif sur les émissions du méthane, car le contrôle de la corruption permettra la rigueur et la dureté des normes environnementales dans un pays. Le contrôle de la corruption peut empêcher ou du moins limiter l'entrée des activités polluantes étrangères.

**ACCES ELECT** : Cette variable désigne l'accès à l'énergie électrique et est censée avoir un signe positif sur les émissions du méthane, car l'accès à l'énergie électrique permettra l'implantation des firmes qui ne respecte pas forcément les normes environnementales dans un pays. L'accès à l'énergie est essentiel au développement. L'accès à l'énergie est une condition sine qua non du développement économique et permettra à des centaines de milliers de personnes d'accéder à des sources d'énergie renouvelables et modernes.

### 3.2.2 Méthode d'estimation

Dans une régression telle que celle appliquée dans ce travail, il faut prendre des dispositions pour éviter des régressions fallacieuses. Par exemple, lorsqu'il y a endogénéité dans une régression, cela peut fausser totalement les résultats fournis (Ullah et al, 2018). Les coefficients

peuvent être biaisés, ce qui implique de mauvaises conclusions ainsi que de mauvaises recommandations de politiques. Il est dès lors important de contrôler certaines propriétés telles que l'endogénéité, l'autocorrélation afin d'obtenir des résultats non biaisés. Les méthodes d'estimation sont fonction du modèle et des résultats des tests statistiques.

Comme pour toutes séries chronologiques il est nécessaire de commencer les estimations par le test de non-stationnarité, l'ajout de la dimension individuelle à la dimension temporelle impose le test de la dépendance transversale, qui peut être due à la présence de chocs communs et de composantes non observées (De Hoyos et Sarafidis, 2006). Le résultat du test de dépendance transversale devrait guider le choix du test de racine unitaire de panel approprié. Ainsi, en l'absence de dépendance transversale, des tests de racine unitaire de première génération doivent être effectués, sinon des tests de racine unitaire en panel de deuxième génération doivent être utilisés. En fait, les tests de racine unitaire en panel de deuxième génération sont conçus pour contrôler la dépendance transversale (Gorus et Aslan, 2019 ; Pesaran, 2007). Pour détecter la dépendance transversale dans la série, le test CD de Pesaran (Pesaran, 2004) est utilisé. De plus, si les variables de l'étude sont intégrées d'ordre un, le test de cointégration doit être effectué. Pour la sélection des tests de racine unitaire en panel approprié, selon la présence ou non d'une dépendance transversale dans la série, le choix du test de cointégration en panel doit être basé sur un test de dépendance croisée sur les perturbations. Par conséquent, si une dépendance transversale est détectée, un test de cointégration de panel de deuxième génération doit être utilisé, sinon un test de cointégration de première génération doit être effectué (Gorus et Aslan, 2019 ; Westerlund, 2007). Cet article utilise le test d'indépendance transversale de Pesaran (2004), le test d'indépendance transversale de Frees (1995) et le test d'indépendance transversale de Friedman (1937) pour examiner la dépendance transversale dans les résidus. Le test de cointégration vise à déterminer s'il existe une relation d'équilibre à long terme entre l'émission de méthane, les entrées nettes d'IDE, la croissance de la population, le PIB par tête, le contrôle de corruption, l'accès à l'électricité et l'urbanisation. Dans le cas du rejet de l'hypothèse nulle de non-cointégration, l'homogénéité des pentes doit être testée. Plusieurs tests d'homogénéité de pente ont été proposés dans la littérature. Le cadre de régression apparemment non lié (SURE) de Zellner (1962) peut être utilisé à cette fin lorsque la dimension de la série chronologique est grande et la dimension de la section transversale est relativement petite (Pesaran et Yamagata, 2008). Bien que cette approche soit particulièrement intéressante, elle n'est pas applicable aux micropanels (dimension de la section transversale bien supérieure à la dimension des séries temporelles). Ainsi, l'application de l'approche de test de Hausman (1978) a été proposée par Pesaran et al. (1996) où l'estimateur à effets fixes standard est comparé à l'estimateur de groupe moyen, mais une telle approche de test n'est pas applicable aux modèles de données de panel avec des régresseurs strictement exogènes et/ou dans le cas de modèles autorégressifs purs (Pesaran et Yamagata, 2008). Pesaran et Yamagata (2008) ont proposé des tests de type dispersion, qui sont basés sur Swamy (1970), et sont applicables dans le cas de modèles de données de panel où la dimension de la section transversale pourrait être grande par rapport à la dimension de la série chronologique. La relation d'équilibre à long terme peut être estimée par la technique des moindres carrés ordinaires entièrement modifiés (FMOLS) pour un panel hétérogène cointégré (Neal, 2014 ; Pedroni, 2001) ou par la méthode dynamique des moindres carrés ordinaires (DOLS) de Kao et Chiang (2001) pour un panel cointégré données de panel avec une structure de covariance à long terme homogène entre les unités transversales. Il convient de noter que FMOLS traite des problèmes d'endogénéité dans les régresseurs et de corrélation sérielle dans les termes d'erreurs conduisant à des estimations de paramètres cohérentes dans un échantillon relativement petit. Quant à la méthode DOLS, elle élimine l'endogénéité, la multicolinéarité et la corrélation sérielle en incluant les avances et les retards des régresseurs  $I(1)$  différenciés.

Cet article a recours à ce dernier pour étudier la relation à long terme entre l'émission de méthane et les variables explicatives telles que les entrées nettes d'IDE, la croissance de la population, le PIB par tête, le contrôle de corruption, l'accès à l'électricité et l'urbanisation. Des tests de causalité en panel sont également effectués pour examiner la relation causale entre les variables. Un test de non-causalité pour panel hétérogène a été introduit par Dumitrescu et Hurlin (2012) qui a l'avantage de prendre en compte deux dimensions de l'hétérogénéité telle que l'hétérogénéité du modèle de régression utilisé pour tester la causalité de Granger et l'hétérogénéité des relations de causalité (Gorus et Alsan, 2019). L'hypothèse nulle dans cette procédure de test est qu'il n'y a pas de relation causale pour aucune des unités transversales du panel (Dumitrescu et Hurlin, 2012). Sous l'hypothèse alternative, il y a au moins une causalité dans les unités transversales. Dans ce cadre de test, il n'y a pas de critère pour la sélection de la longueur de décalage optimale. Par conséquent, les chercheurs signalent généralement jusqu'à 3 longueurs de décalage ou 5 longueurs de décalage dans leurs études (Gorus et Aslan, 2019). Ainsi, il existe une relation causale entre les séries lorsque deux résultats sur trois ou trois sur cinq suggèrent l'existence d'une relation causale.

### 3.3 Statistiques descriptives

Le tableau ci-dessous est uniquement descriptif, il permet de se rendre compte de l'importance des données ainsi que des divergences entre les différents pays qui composent le panel.

**Tableau 1** : Statistiques descriptives des variables

Variable	Obs	Unité de mesure	Moyenne	Écart type	Min	Max
CH4	450	kt eq CO2	14146,16	29962,5	80	140830
IDE	440	% of GDP	3,597	8,836	-2,544	103,337
PIB	440	constant 2015 US\$	987,529	642,464	345,284	3482,448
POP	450	Annual %	2,660	0,882	-1,906	7,901
URB	450	% of total population	38,804	11,372	13,815	66,195
CONT CORR	315		-0,613	0,529	-1,701	1,143
ACCES ELECT	354	% de la population	33,876	21,230	1,253	91,4

**Source** : auteur, 2022

Le tableau 1 présente les statistiques sommaires sur les variables incluses dans le modèle. L'émission de méthane annuelle moyenne s'élève à 14146,16 kt équivalents (eq) CO2 sur la période d'étude, mais avec des disparités selon les pays et les années indiquées par le minimum de 80 kt eq CO2 et le maximum de 140830 kt eq CO2. Ainsi, en moyenne, 14146,16 kt eq CO2 de niveau de pollution sont enregistrés annuellement dans un pays de la CEDEAO. Les IDE, en pourcentage du PIB, s'élèvent en moyenne à 3,597 %, avec des hétérogénéités entre les pays et dans le temps, ce qui suggère que certains pays éprouvent de difficulté pour attirer les entrées d'IDE. Ces statistiques sommaires justifient les différences entre les nations en matière de développement économique. Bien que tous les pays la CEDEAO soient classés dans la catégorie des pays en développement, ils ne constituent pas un groupe homogène. En effet, le PIB moyen par habitant est de 987,529 USD, le minimum et le maximum étant respectivement de 345,284



et 3482,448 USD. Quant à la croissance de la Population, sa valeur moyenne est de 2,660%. La taille de la population urbaine diffère également d'un pays à l'autre, reflétant les hétérogénéités de la population totale des pays de la CEDEAO. En moyenne, le contrôle de corruption est de -0,613, le minimum et le maximum étant respectivement de -1,701 et 1,143. En moyenne 33,876% de la population totale des pays en la CEDEAO ont l'accès à l'électricité.

#### 4. Présentation des résultats et analyse économique

Cette section présente les résultats obtenus via la méthode DOLS. Par la suite, une analyse économique et quelques recommandations basées sur les résultats obtenus auront lieu. Pour rappel, l'équation estimée est la suivante :

$$\ln(CH4)_{it} = \beta_i + \beta_1 IDE_{it} + \beta_2 \ln(PIB)_{it} + \beta_3 \ln(POP)_{it} + \beta_4 (URB)_{it} + \beta_5 (CONT CORR)_{it} + \beta_6 \ln(ACCES ELECT)_{it} + \varepsilon_{it}$$

##### 4.1. Résultats empiriques

Pour éviter d'estimer de fausses régressions, des tests de racine unitaire doivent être exécutés. Le choix du test de racine unitaire de panel approprié est effectué sur la base des résultats des tests de dépendance transversale. Les résultats des tests de dépendance transversale sont présentés dans le tableau 2.

**Tableau 2** : Test de dépendance transversale de Pesaran

Variables	CD-test	p-value	average joint T	mean $\rho$	mean abs( $\rho$ )
Ln (CH4 )	24,333***	0,000	30,00	0,43	0,68
IDE	11,013***	0,000	28,67	0,20	0,30
Ln(PIB)	21,869***	0,000	28,67	0,39	0,54
Ln(POP)	-2,696***	0,007	28,95	-0,05	0,49
Ln(URB)	47,097***	0,000	30,00	0,84	0,85
CONT CORR	1,333	0,182	21,00	0,03	0,37
Ln (ACCES ELECT)	42,539***	0,000	21,01	0,91	0,91

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1

**Source** : auteur, 2022

Les résultats montrent que l'hypothèse nulle d'indépendance transversale est fortement rejetée pour l'ensemble des variables (IDE, Urb, accès électrique, population et le PIB) au seuil de signification de 1 %. Nous établissons toutes les variables considérées sauf le contrôle de corruption, sont à dépendance transversale ; comme on peut le voir, le test CD rejette fortement l'hypothèse nulle d'absence de dépendance au moins au seuil de signification de 1 %.

Ces résultats suggèrent la présence d'une dépendance transversale et, par conséquent, les tests de racine unitaire de panel de deuxième génération sont utilisés pour examiner l'ordre d'intégration des séries. Par conséquent, le test de racine unitaire en panel proposé par Pesaran (2007), qui est une alternative simple aux tests de racine unitaire en panel qui permettent la dépendance transversale, est effectué. Dans ce test, les régressions standard de Dickey-Fuller augmentée (ADF) sont augmentées des moyennes transversales des niveaux décalés et des différences premières des séries individuelles.

**Tableau 3** : Résultat de test de racine unitaire en panel de Pesaran

Variables	intercept	Intercept and trend
Ln(CH4)	-0,7721	-3,3279 ***
IDE	-2,7519***	-3,3292***
Ln (PIB )	-0,3386***	-1,6764
Ln (POP )	-3,1314***	-2,2033
Ln (URB )	-5,0640	-4,3251
CONT CORR	-1,7484	-2,0629**
Ln (ACCES ELECT)	-1,5001	-3,7363***
$\Delta$ ln (CH4 )	-5,8709 ***	-5,7753***
$\Delta$ IDE	-6,5786***	-6,4852***
$\Delta$ ln(PIB)	-4,4750 ***	-4,8458***
$\Delta$ ln (POP )	-3,2364***	-3,0124***
$\Delta$ ln (URB )	-3,0452 *	-2,9105***
$\Delta$ CONT CORR	-3,7869 ***	-3,9781***
$\Delta$ ln(ACCES ELECT)	-7,2260 ***	-7,3349***

\*\*\* p&lt;0,01, \*\* p&lt;0,05, \* p&lt;0,1

Source : auteur, 2022

Le tableau 3 présente les tests de racine unitaire du panel de Pesaran. Ces tests montrent que les variables ne sont pas stationnaires en niveau, mais qu'elles sont stationnaires en différence première. En effet, en niveau, l'hypothèse nulle d'une racine unitaire ne peut être rejetée. Ainsi, les variables sont intégrées d'ordre un. Les variables étant toutes intégrées d'ordre un, nous effectuons des tests de cointégration pour rechercher l'existence d'une relation de long terme entre l'émission de méthane et les variables explicatives. Avant d'effectuer des tests de cointégration, des tests de dépendance transversale sur les résidus sont exécutés afin de sélectionner l'approche de test de cointégration appropriée. Les résultats des tests de dépendance transversale sur les résidus sont présentés dans le tableau 4.

Tableau 4. Résultat du test de dépendance sur les résidus

	With fixed effects		With random effects	
	estimator	P-value	estimator	P-value
Pesaran's test of cross-sectional independence	0,382	0,7024	0,579	0,5627
Frees' test of cross-sectional independence	3,241	0,2620	3,465	0,2620
Friedman's test of cross-sectional independence	24,949**	0,0351	26,734**	0,0208

\*\*\* p&lt;0,01, \*\* p&lt;0,05, \* p&lt;0,1

Source : auteur, 2022

Le test de Friedman rejette l'hypothèse nulle de l'indépendance transversale au seuil de 5 %. La conclusion quant à l'existence ou non d'une dépendance transversale dans les erreurs ne sont pas modifiées.

Ces résultats révèlent la présence d'une dépendance transversale et favorisent l'utilisation du test de cointégration en panel de deuxième génération. Ainsi, la cointégration est testée au moyen des tests de cointégration de panel basés sur la correction d'erreurs de Westerlund (2007) qui permettent un degré élevé d'hétérogénéité dans la relation de cointégration à long terme ainsi que dans la dynamique et la dépendance à court terme au sein et à travers les unités transversales. Le test de cointégration en panel hétérogène de Pedroni (1999, 2004) (test de première génération) permet une interdépendance transversale avec des effets individuels différents. Les résultats du test de cointégration de Westerlund, basés sur quatre statistiques de test, sont présentés dans le tableau 5.

Tableau 5 : Résultats du test de cointégration de Westerlund

Statistic	Value Z	value	P-value
Gt	-3,377***	4,815***	0,000
Ga	-2,885	5,198	1,000
Pt	-4,802	3,864	1,000
Pa	-3,136	3,661	1,000

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1

**Source** : auteur, 2022

Les résultats du test de cointégration montrent que la statistique Gt est significative au seuil de 1% et les autres paramètres Ga, Pt et Pa ne sont pas significatifs. Ces résultats rejettent fortement l'hypothèse que les séries ne sont pas intégrées. L'une de ces statistiques rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration à 1 %. Pour les tests de cointégration de Pedroni (1999, 2004), l'inférence statistique est simple, car toutes les statistiques des tests sont distribués N (0, 1).

Tableau 6. Résultats du test de cointégration de Pedroni

Panel test statistics,	Group mean panel test statistics		
Panel v-statistic	-1,665		
Panel rho-statistic	1,41	Group rho-statistic	2,272
Panel t-statistic	0,8383	Group t-statistic	1,405
Panel ADF-statistic	1,243	Group ADF-statistic	1,647

**Source** : auteur, 2022

Toutes les statistiques de test, à l'exception de la rho statistique de groupe, sont significatives au moins au niveau de 5% (tableau 6). Ainsi, les tests de cointégration de Pedroni indiquent également que les variables sont cointégrées. Par conséquent, il existe une relation de cointégration entre l'émission de méthane, les entrées nettes d'IDE, la croissance de la population, le PIB par tête, le contrôle de corruption, l'accès à l'électricité et l'urbanisation dans les pays de la CEDEAO au cours de la période d'étude. En conséquence, la conclusion est que les séries ont tendance à évoluer ensemble à long terme. La relation d'équilibre à long terme est estimée par le DOLS de Kao et Chiang (2001). Les résultats du DOLS sont présentés dans le tableau 7.

Tableau 7. Résultat du modèle de moindre carré ordinaire dynamique

	IDE	PIB	POP	URB	cont corr	acces elect
Tous les pays	0,059***	2,548***	2,895***	-5,657***	-0,344***	1,952***
Bénin	0,015**	1,167***	-	-	-0,010	-
Burkina	-0,036***	1,493***	-	-	-	-
Cap Vert	0,016***	0,550***	-	-	-	-
Côte d'Ivoire	0,755***	1,080***	-	-	-0,287***	-
Gambie	0,119***	0,561	-	-	-	0,758**
Ghana	-0,0183***	1,243***	-	-	-	-
Guinée	0,035***	0,845***	-	-	-	1,087***
Guinée-Bissau	-	1,101***	-	-	-	-
Liberia	0,130***	-	-	-	-	-
Mali	-0,020***	1,332***	-	-	-	0,321***
Niger	0,024***	1,525***	-	-	-	0,150***
Nigeria	0,123***	1,497***	-	-	-	-
Sénégal	0,120***	1,263***	-	-	0,066***	-
Sierra Leone	-0,0074***	1,263***	0,290***	-	-	-
Togo	0,0040**	0,979***	-	-	-	0,482***

\*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1

**Source** : auteur, 2022

Les résultats montrent que globalement les IDE affectent négativement et significativement les émissions du CH<sub>4</sub> dans les pays de l'Afrique de l'Ouest, autrement dit une augmentation des flux nets d'IDE conduit à une augmentation des émissions totales du CH<sub>4</sub>. Conforme à la théorie, ce résultat rejoint ceux de Chichilnisk (1994) et de Copeland et Taylor (2004). Ceci confirme l'hypothèse du havre de pollution.

Les résultats des pays tels que le Bénin, le Niger, le Cap Vert, la Côte d'Ivoire, la Gambie, la Guinée, le Liberia, le Niger, le Nigeria, le Sénégal et le Togo montrent que les flux nets d'IDE affectent négativement et significativement le niveau de l'émission de méthane, ce qui appuie l'hypothèse havre de pollution pour ces pays. À l'opposé, des pays comme le Burkina, le Ghana, le Mali et la Sierra Leone soutiennent l'hypothèse du halo de pollution. Néanmoins, seul le pays inclus dans les analyses (Guinée-Bissau) ne soutient ni l'hypothèse de havre de pollution ni l'hypothèse du halo de pollution.

L'effet du PIB par tête est négatif et significatif sur les émissions du CH<sub>4</sub> pour l'ensemble des pays de la CEDEAO.

La population influence négativement et significativement les émissions totales du CH<sub>4</sub>. Ce résultat conforte les prédictions théoriques malthusiennes qui stipulent une pression plus accrue de la population sur l'environnement.

Le contrôle de corruption est significatif et influence positivement les émissions du CH<sub>4</sub>. Ce qui montre que le contrôle de pollution permet de faire réduire les émissions du CH<sub>4</sub>.

L'influence de l'urbanisation sur les émissions du CH<sub>4</sub> est positive et significative. Ce résultat paraît contre-intuitif mais pourrait s'expliquer par la faible activité industrielle qui accompagne l'urbanisation dans ces pays.

L'incidence de l'accès à l'électricité sur les émissions du CH<sub>4</sub> négative et significative. L'accroissement de l'accès à l'électricité provoque donc des émissions du CH<sub>4</sub>.

#### 4.1 Discussion

Les résultats suggèrent que la République du Bénin, le Niger, le Cap Vert, la Côte d'Ivoire, la Gambie, la Guinée, le Liberia, le Niger, le Nigeria, le Sénégal et le Togo soutiennent l'hypothèse du paradis de la pollution, tandis que le Burkina Faso, le Ghana, le Mali, la Sierra Leone soutiennent l'hypothèse de halo de la pollution. Cela implique qu'une augmentation unitaire des entrées nettes d'IDE en pourcentage du PIB entraîne l'émission de méthane allant de 0,0040 kt (en Togo) à 0,755kt (en Côte d'Ivoire) pour le premier groupe de pays. Pour ce dernier groupe de pays, une augmentation unitaire des entrées nettes d'IDE en pourcentage du PIB entraîne une diminution de l'émission de méthane allant de 0,0074kt (à la Sierra Leone) à 0,036kt (au Burkina). Ces résultats peuvent être attribués à diverses politiques et cadres institutionnels liés à l'environnement dans les pays de la CEDEAO, malgré l'existence de politiques régionales.

Ces résultats corroborent ceux trouvés par Kiviyiro et Arminen (2014), qui constatent que les IDE augmentent les émissions de dioxyde de carbone dans certains pays africains, tandis que l'effet inverse est observé dans d'autres. Les résultats soutiennent également les travaux de Shahbaz et al. (2015) qui ont constaté que, dans les pays à faible revenu, les IDE augmentent le niveau de pollution de l'environnement, diminuant ainsi la qualité de l'environnement. Par conséquent, les établissements résultant des IDE dans plusieurs pays de la CEDEAO sont intensifs dans l'émission de méthane. Ainsi, à travers les entrées d'IDE, les établissements ne transfèrent pas encore des technologies plus respectueuses de l'environnement des pays développés ou des pays sous-développés vers un certain nombre des pays de la CEDEAO. Ces résultats peuvent être dus au fait que les firmes multinationales polluent l'environnement dans plusieurs pays de la CEDEAO. Ainsi, il y a un lien entre croissances économiques (PIB par tête) et l'émission de méthane dans la plupart des pays de la CEDEAO au cours de la période d'étude. Par conséquent, ce résultat rejoint des travaux de Bhattarai et Hammig (2001) qui ont trouvé des relations croissantes entre la croissance économique et la pollution, et même pour l'émission de méthane sous la forme d'EKC

Le contrôle de corruption a un effet positif et significatif sur l'émission du méthane sur l'ensemble des pays de la CEDEAO. Ce résultat suggère que le contrôle de la corruption implique un respect de la législation en vigueur dans ces pays, ce qui conduit à une réduction des émissions du méthane par les multinationales.

#### 5. Conclusion et implications politiques

L'objectif de cette étude est d'étudier la relation entre les entrées d'IDE, la croissance économique, l'ouverture commerciale, l'urbanisation et les émissions de méthane à l'aide des données de 15 pays de la CEDEAO en appliquant des techniques récentes de données de panel, notamment des tests de dépendance en coupe transversale, des tests de racine unitaire de panel, le Westerlund test de cointégration en panel, l'estimateur DOLS de Kao et Chiang pour la période 1990-2019. L'analyse de l'estimation DOLS révélés des résultats mitigés dans les pays de la CEDEAO. Les résultats montrent des preuves de la validité de l'hypothèse du paradis de la pollution pour la République du Bénin, le Niger, le cap-Vert, la Côte d'Ivoire, la Gambie, la guinée, le Liberia, le Niger, le Nigeria, le Sénégal et le Togo soutiennent l'hypothèse du paradis de la pollution, tandis que le Burkina, le Ghana, le Mali et la Sierra Leone soutiennent l'hypothèse de halo de pollution.

Le PIB par habitant influence positivement et statistiquement significatif pour tous les pays de la CEDEAO sauf le Liberia. La population semble être bénéfique pour l'émission de méthane à la Sierra Leone. Cependant, le contrôle de corruption est négativement et significativement



associé à l'émission de méthane au Bénin, en Côte d'Ivoire, et positivement au Sénégal. L'urbanisation n'influence pas significativement l'émission de méthane dans la plupart des pays de la CEDEAO. Cependant, l'urbanisation est préjudiciable à l'émission de méthane dans tous les pays de la CEDEAO.

L'accès à l'électricité est positivement et significativement associé à tous les pays de la CEDEAO particulièrement dans les pays comme la Gambie, en Guinée, le mali, Niger au Togo. Les résultats de cette étude suggèrent que les pays de la CEDEAO devraient continuer à attirer les IDE, tandis qu'un certain nombre d'entre eux devraient mettre davantage l'accent sur le contrôle de la qualité de l'environnement associée aux entrées d'IDE pour limiter les concentrations de GES dans l'atmosphère. Par ailleurs, les politiques publiques au Bénin et en Côte d'Ivoire devraient viser l'adoption d'un plan gouvernance durable pour lutter durablement contre la corruption. En outre, les politiques énergétiques doivent être renforcées de manière à protéger davantage l'environnement dans plusieurs pays de la CEDEAO. Il convient de noter qu'une limite de cette recherche est le fait qu'elle considère les entrées nettes d'IDE agrégées.

## 6. Bibliographie

- [1] Acharya, J. (2009). IDE, croissance et environnement : preuves de l'Inde sur les émissions de CO<sub>2</sub> au cours des deux dernières décennies. *Revue de développement économique*.
- [2] Asghari, M. (2013). Does FDI promote MENA region's environment quality? Pollution halo or pollution haven hypothesis. *Int J Sci Res environ Sci*, 1(6), 92-100.
- [3] Baek, J. (2016). A new look at the FDI–income–energy–environment nexus: dynamic panel data analysis of ASEAN. *Energy Policy*, 91, 22-27.
- [4] Balsalobre-Lorente, D., Gokmenoglu, K. K., Taspinar, N., & Cantos-Cantos, J. M. (2019). An approach to the pollution haven and pollution halo hypotheses in MINT countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(22), 23010-23026.
- [5] Anderson, CL, Kagan, RA, & Legalism, A. Akinlo, A. Enisan. (2004), Investissement direct Étranger et croissance au Nigéria : une enquête empirique ». *Journal of Policy Modeling* 26, no. 5: 627–639. Alford,
- [6] Balsalobre-Lorente D, Gokmenoglu KK, Taspinar N, Cantos-Cantos JM (2019). «An approach to the pollution haven and pollution halo hypothesis in MINT countries, Environnemental» *Science and Pollution Research* 26:23010–23026.
- [7] Bhattarai, M., & Hammig, M. (2001). Institutions and the environmental Kuznets curve for deforestation: a cross-country analysis for Latin America, Africa and Asia. *World Development*, 29(6), 995-1010.).
- [8] Bulus, G. C., & Koc, S. (2021). The effects of FDI and government expenditures on environmental pollution in Korea: the pollution haven hypothesis Revisited. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(28), 38238-38253.
- [9] Chichilnisky, G. (1994). North-south trade and the global environment. *The American Economic Review*, 851-874.
- [10] Duodu, E., Kwarteng, E., Oteng-Abayie, E. F., & Frimpong, P. B. (2021). Foreign direct investments and environmental quality in sub-Saharan Africa: the merits of policy and institutions for environmental sustainability. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(46), 66101-66120.
- [11] CNUCED, 2015 Rapport statistique sur le développement économique dans le monde «*», Nations Unies, New York.*

- [12] Cole, M. A., & Elliott, R. J. (2005). FDI and the capital intensity of “dirty” sectors: a missing piece of the pollution haven puzzle. *Review of Development Economics*, 9(4), 530- 548.
- [13] Cole, M., Elliott, R., & Fredriksson, P (2006), « Endogenous Pollution Havens : Does FDI Influence Environmental Regulations », *Scandinavian Journal of Economics* 108(1), P 157-178.
- [14] Copeland, B. R. & Taylor, M. S. (2004), «Trade, Growth and the Environment», *Journal of Economic Literature*, March, vol. XLI, pp. 7-71.
- [15] Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (1994). North-South trade and the environment. *The quarterly Journal of Economics*, 109(3), 755-787.
- [16] Copeland, B.R., & Taylor, M.S. (2004). Trade, growth, and the environment. *Journal of Economic Literature*, 42(1), 7–71.
- [17] Crozet, M., & Koenig-Soubeyran, P. (2004b). Trade liberalization and the internal geography of countries, vol. multinational firms’ location and economic geography (pp. 91–109). Cheltenham: Edward Elgar.
- [18] De Hoyos RE, Sarafidis V (2006) Testing for cross-sectional dependence in panel-data models. *Stata J* 4 :482–496.
- [19] Dumitrescu E-I, Hurlin C (2012) Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Econ Model* 29 :1450–1460.
- [20] Dunning, J. (1993), «Trade, Location of Economic Activity and the Multinational Enterprise: A Search for an Eclectic Approach», *The Theory of Transnational Corporations*, United Nations Library on transnational Corporations, Londres, Routledge vol. 3, pp. 183- 218.
- [21] Ezzo, L. J. (2010), « Long-Run Relationship and Causality between Foreign Direct Investment and Growth: Evidence from Ten African Countries », *International Journal of Economics and Finance*, vol.2, n°2.
- [22] Fadhil, M. A., & Almsafir, M. K. (2015). The role of FDI inflows in economic growth in Malaysia (time series: 1975-2010). *Procedia economics and finance*, 23, 1558-1566.)
- [23] Fouda, F. M. (2005). Anti-tumor activity of tetrodotoxin extracted from the Masked Puffer fish *Arothron diadematus*. *Egyptian Journal of Biology*, 7.
- [24] Frees, E. W. (1995). Assessing cross-sectional correlation in panel data. *Journal of econometrics*, 69(2), 393-414.
- [25] Friedman, M., 1937. The use of ranks to avoid the assumption of normality implicit in the analysis of variance. *J. Am. Stat. Assoc.* 32, 675–701.
- [26] Gorus, M. S., & Aslan, M. (2019). Impacts of economic indicators on environmental degradation: evidence from MENA countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 103, 259-268.
- [27] Grossman, G., Krueger, A., 1991. Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. Retrieved from.
- [28] Hassaballa, H. (2013). Testing for Granger causality between energy use and foreign direct investment inflows in developing countries. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 31, 417-426.
- [29] Hausman, J. A. 1978. “Specification Tests in Econometrics.” *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1251-1271.
- [30] Kao C, Chiang MH (2001) On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. In *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Emerald Group Publishing Limited.

- [31] Kiviyiro, P., & Arminen, H. (2014). Carbon dioxide emissions, energy consumption, economic growth, and foreign direct investment: Causality analysis for Sub-Saharan Africa. *Energy*, 74, 595-606.
- [32] Knowles, S. and Owen, P.D., (1995), Health Capital and Cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model, *Economics Letter*, vol. 48(1), 99-106)
- [33] Lee JW (2013) The contribution of foreign direct investment to clean energy use, carbon emissions and economic growth. *Energy Policy* 55:483–489
- [34] Melnyk et al. 2014 (Bölük G, Mert M (2014) Fossil & renewable energy consumption, GHGs (greenhouse gases) and economic growth: evidence from a panel of EU (European Union) countries. *Energy* 74:439–446.
- [35] Nistor, P. (2014), FDI and economic growth, the case of Romania. *Procedia Economics and Finance*, 15, 577-582.
- [36] Pedroni P (1999) Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bull of Econ Stat* 61(Special Issue):653–670.
- [37] Pedroni P (2004) Panel cointegration : asymptotic and finite sample properties of pooled time series with application to the PPP hypothesis. *Econo Theor* 20(3):597–625.
- [38] Pedroni, P. (2001), Panel Cointegration, Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with an Application to the PPP Hypothesis. Working Paper in Economics, Indiana University No. 51.
- [39] Perkins R.et Neumayer E., 2008 ; Fostering Environment Efficiency through Transnational Linkages ? Trajectories of CO2 and SO2, 1980–2000 ? , *Environment and Planning A: Economy and Space*, Volume 40, Issue 12.
- [40] Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels. <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>.
- [41] Pesaran MH (2007) A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence. *J Appl Econom* 22(2):265–312.
- [42] Pesaran MH, Smith R (1996) Estimating long-run relationship from dynamic heterogeneous panels. *J Econom* 68(1):79–113.
- [43] Pesaran, M.H. and Yamagata, T. (2008) Testing Slope Homogeneity in Large Panels. *Journal of Econometrics*, 142, 50-93.
- [44] Rafindadi, A., Muhammad Muye, I., and Kaita, R. (2018). The effects of FDI and energy consumption on environmental pollution in predominantly resource-based economies of the GCC. *Sustain. Energy Technol. Assessments* 25, 126–137.
- [45] Ramade FAJ (2020) The pollution of the hydrosphere by global contaminants and its effects on aquatic ecosystems. *Aquat Ecotoxicol Fundam Concep Methodol* 1:151-184.
- [46] Riti, J. S., & Shu, Y. (2016). Renewable energy, energy efficiency, and eco-friendly environment (R-E5) in Nigeria. *Energy, Sustainability and Society*, 6(1), 1–16.
- [47] Rothman, Dale S. (1998); Environmental Kuznets curves--real progress or passing the buck? A case for consumption-based approaches, *Ecological Economics*, 1998, vol. 25, issue 2, 177-194.
- [48] Sapkota, Pratikshya, and Umesh Bastola. (2017). Foreign Direct Investment, Income, and Environmental Pollution in Developing Countries: Panel Data Analysis of Latin America. *Energy Economics* 64 (May): 206–12.
- [49] Seker F, Ertugrul HM, Cetin M (2015) The impact of foreign direct investment on environmental quality: a bound testing and causality analysis for Turkey. *Ren Sust Energ Econ* 52:347–356.
- [50] Shaari M. S., Hussain N. Ermawati, Hussin A. and Syahida K. (2014), Relationship among Foreign Direct Investment, Economic Growth and CO2 Emission: A Panel Data

- Analysis, Additional contact information; *International Journal of Energy Economics and Policy*, 2014, vol. 4, issue 4, 706-715.
- [51] Shafik N, Bandyopadhyay, S (1992) *Economic Growth and Environmental Quality: Time Series and Cross-Country Evidence*. Background Paper for World Development Report 1992. World Bank, 1992. Washington D.C.
- [52] Shahbaz M, Nasreen S, Abbas F, Anis O (2015), Does foreign direct investment impede environmental quality in high-, middle-, and low-income countries? *Energy Econ* 51:275–287.
- [53] Sokang, Khun. 2018. The Impact of Foreign Direct Investment on the Economic Growth in Cambodia: Empirical Evidence. *International Journal of Innovation and Economic Development* 4 (5): 31–38.
- [54] Solarin, S. A., Usama Al-M., Musah, I., Ozturk I. (2017). Investigating the Pollution Haven Hypothesis in Ghana: An Empirical Investigation. *Energy* 124 (April): 706–19.
- [55] Swamy P. A. V. B. (1970), Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model; *Econometrica*, 1970, vol. 38, issue 2, 311-23
- [56] Ullah H., Nagelkerken I., Goldenberg S. U., Fordham D. A. (2018), Climate change could drive marine food web collapse through altered trophic flows and cyanobacterial proliferation, *PLoS Biol*, Jan 9, 2018;16(1):e2003446. doi: 10.1371/journal.pbio.2003446. eCollection 2018 Jan.
- [57] Zellner Arnold Zellner, (1962) An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Biasn, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 57, No. 298, pp. 348-368.
- [58] Zugravu-Soilita N., (2017). How does Foreign Direct Investment Affect Pollution? Toward a Better Understanding of the Direct and Conditional Effects, *Environmental & Resource Economics*, 2017, vol. 66, issue.