



Croissance économique et changement climatique en République Démocratique du Congo : une étude empirique de la Courbe Environnementale de Kuznets

Jeannot Nzanzu Lusenge

Université de Kisangani-République Démocratique du Congo

Etienne Kitoko Lisombo

Université de Kisangani-République Démocratique du Congo

Germain Lubanza Ngoma

Université de Kisangani-République Démocratique du Congo

Davide Bondekwe David

Université de Kisangani-République Démocratique du Congo

Résumé: Le but de ce papier est de vérifier les effets de la croissance économique sur le changement climatique en République Démocratique du Congo. Pour y parvenir, la modélisation adoptée est inspirée des travaux empiriques sur l'hypothèse de la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK). Ainsi, la technique de cointégration par les retards échelonnés a été mise à contribution. Les résultats sont sans appel. A court terme, le PIB par habitant augmente les émissions de CO₂ en RDC, mais les diminue à long terme. En d'autres termes, cette courbe est encore dans sa phase ascendante, ce qui implique que la croissance économique entraîne une augmentation des émissions du CO₂. Cela s'explique par la structure de l'économie congolaise, principalement dominée par le secteur primaire, notamment l'exploitation minière, l'agriculture de subsistance et la production de charbon de bois pour l'énergie domestique.

Mots-clés : Croissance économique; changement climatique, courbe environnementale de Kuznets, cointégration à retards échelonnés.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.18160690>



1 Introduction

Depuis les dernières décennies du XXe Siècle, de nombreux chercheurs ont examiné la relation complexe entre croissance économique et dégradation de l'environnement. Cette réflexion s'est notamment appuyée sur l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets (CEK) introduite vers les années 1990 par Grossman & Krueger (1991). Selon ces auteurs, la relation entre développement économique et dégradation de l'environnement suit une forme en « U » inversé. Cela veut dire que: dans un premier temps, la croissance économique entraîne une augmentation des émissions polluantes, mais à un certain niveau de revenu, la tendance s'inverse grâce à des meilleures politiques environnementales, des changements structurels dans l'économie et des progrès technologiques. En effet, les théories classiques telles que développées par Solow (1956) et Romer (1986) expliquaient la croissance par l'accumulation de capital physique, le travail et le capital humain, mais ignoraient largement les externalités environnementales. C'est à partir des années 1970 que les auteurs comme Meadows et al. (1972) et Cleveland et al. (1984) ont commencé à critiquer cette vision en soulignant les limites écologiques de la croissance. Pour ce courant de pensée, les effets économiques sur l'environnement sont généralement analysés selon trois canaux notamment : les effets de l'économie d'échelle, les effets sur la structure de l'économie et les effets des progrès techniques (Grossman & Krueger, 1991 ; Komen et al., 1997). Dans les pays en développement, cette problématique est d'autant plus centrale. Car, la pression de la croissance démographique et du développement économique est forte. Ce qui complique la conciliation entre croissance et durabilité. Ainsi, des récents travaux, tels que ceux de Bourhaba & Mhenna (2023) rappellent l'importance d'intégrer l'environnement dans les modèles de croissance économique. Selon le rapport du GIEC (2013) les émissions du CO₂ dans les pays en développement ont augmenté de 48% entre 1990 et 2000, et de 81% dans la décennie suivante, soulignant une intensification de la pression environnementale dans ces régions. C'est ainsi que, la conservation de l'équilibre entre la croissance économique et la protection de l'environnement est devenue une question primordiale pour les pays en développement. La courbe environnementale de Kuznets (CEK) semble indiquer la possibilité d'un tel équilibre après que l'économie ait dépassé le seuil de revenu correspondant au point de retournement.

La RDC abrite la deuxième plus vaste forêt tropicale du monde après l'Amazonie. Cette position lui confère un rôle essentiel dans la séquestration mondiale du carbone. (World Bank, 2018 ; Tyukavina et al., 2028 ; Dargie et al., 2017). Contrairement aux pays industrialisés, les émissions de CO₂ en RDC sont dues à des facteurs tels que la déforestation, l'agriculture sur brûlis, ainsi que l'exploitation artisanale et industrielle du bois. (Hansen et al., 2013). En 2024, le secteur extractif en RDC a connu une croissance soutenue de 15,5%, bien qu'en léger recul par rapport à l'année précédente (18,2 % en 2023). Ce secteur demeure le principal moteur de l'économie congolaise, représentant plus de 95% des recettes d'exportation. (BCC, 2024). La croissance est principalement tirée par les performances du cuivre, dont la production a progressé de 55% en 2024, ainsi que le cobalt, pour lequel la RDC assure environ 70% de production mondiale. Ces deux minerais jouent un rôle déterminant dans la dynamique économique nationale (BCC, 2024). Cependant, ce modèle de croissance représente une sérieuse menace à l'équilibre écologique. En effet, les émissions directes de CO₂ en RDC proviennent directement de l'exploitation des terres. Ce secteur constitue aussi le principal moteur de la déforestation (PNUD, 2021 ; CAFI, 2023). Le but de ce papier est de vérifier les effets de la croissance économique sur le changement climatique en RDC.

2 Approche méthodologique

2.1 Nature et sources des données

Les données exploitées dans cette étude sont issues des bases des données de la Banque Mondiale et de Quality Of Government (QOG). Ce sont des données chronologiques qui s'étendent sur la période allant de 1990 à 2023.

2.2 Description des variables

Il est question ici d'expliquer les variables qui interviennent dans le modèle.

2.2.1 Variable expliquée

Le dioxyde de carbone (CO_2). C'est l'un des gaz à effet de serre (GES) les plus importants responsables du réchauffement climatique. Il est principalement émis par la combustion des énergies fossiles (charbon, pétrole, gaz naturel) et par certains processus industriels. En raison de son effet direct sur la température globale, le CO_2 est largement utilisé comme indicateur du changement climatique dans les analyses économiques et environnementales. Dans de nombreux modèles économétriques, les émissions de CO_2 par habitant sont choisies comme variable endogène, c'est-à-dire la variable expliquée par les autres facteurs du modèle (comme le PIB par habitant, la consommation énergétique, les investissements étrangers, etc.). Cela permet de comprendre comment la croissance économique influence la dégradation de l'environnement. (Stern, 2004 ; Apergis & Payne, 2010 ; Dinda, 2004 ; Nkwenka & Ngassa, 2019)

2.2.2 Variables explicatives

Il d'agit ici de présenter les variables d'intérêt et les variables de contrôle utilisées dans le modèle.

❖ Variables d'intérêts

Dans la présente étude, les variables d'intérêt sont le PIB par habitant et le PIB par habitant au carré. Ces variables sont construites sur la base de la plupart des travaux empiriques sur la CEK. Il s'agit notamment des travaux de Cissokho (2004), He (2007), Saabori, Soleymani (2011) et Nkwenka & Ngassa (2019)

• PIB par habitant (PIB)

Le PIB par habitant (indicateur noté PIB_t) est une mesure économique qui exprime la richesse moyenne produite par habitant dans un pays. Il se calcule en divisant le Produit Intérieur Brut (PIB) par le nombre total d'habitants au milieu de l'année. Cet indicateur est souvent utilisé comme proxy du niveau de vie ou de développement économique d'un pays. Dans le cadre de la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK), le PIB par habitant est associé à la phase ascendante de la courbe. À ce stade, la croissance économique est généralement priorisée au détriment de la protection de l'environnement. Cela signifie que, dans un pays en développement comme la RDC, où le revenu par habitant reste relativement bas, la population est plus susceptible de prioriser ses besoins immédiats (santé, emploi, logement, alimentation) au détriment de la protection de l'environnement. Cela s'explique par le fait que les préoccupations environnementales apparaissent souvent comme un « luxe » de pays riches, une idée soutenue par plusieurs chercheurs (Dasgupta et al., 2002 ; Panayotou, 1993 ; World Bank, 2023 ; Dasgupta et al., 2002 ; Panayotou, 1993).

• PIB par habitant au carré (PIB_t^2)

Le PIB par habitant au carré (PIB_t^2) est utilisé dans les études économiques pour tester l'existence de la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK). Lorsque la croissance est faible, la pollution augmente avec la croissance économique, par le fait que les priorités sont tournées vers la production et non vers la protection environnementale. Cependant, lorsque la croissance devient élevée, après un certain niveau de revenu, la pollution diminue, car les sociétés disposent de moyens économiques et de technologies plus propres pour réduire les émissions. Dans ce contexte, le PIB_t^2 représente le niveau avancé de revenu par habitant, où la conscience environnementale, la capacité à investir dans des technologies propres et les politiques environnementales strictes se manifestent. (Porter & van der Linde, 1995 ; Grossman, & Krueger, 1995 ; Panayotou, 1993 ; Porter, & van der Linde, 1995 ; Dasgupta et al., 2002).

❖ Variables de contrôle

Ce sont les autres variables qui interviennent dans le modèle économétrique en raison de leur pertinence théorique vis-à-vis de la variable endogène.

• Qualité de la gouvernance (GOUV)

L'indicateur de qualité de la gouvernance, issu de la base de données QOG (Quality of Government), est un indicateur composite qui reflète l'efficacité et l'intégrité des institutions publiques. Il est construit à partir de trois dimensions clés : le niveau de corruption, le respect des lois et de l'ordre, et la qualité de la bureaucratie. Sa valeur varie entre 0 (gouvernance faible) et 1 (gouvernance forte). Cet indicateur est essentiel pour évaluer la capacité des États à formuler et appliquer efficacement des politiques publiques, notamment dans des domaines sensibles comme l'environnement. Selon les travaux de Douglass North (1990), les institutions jouent un rôle fondamental dans le développement économique, car elles déterminent les règles du jeu et influencent le comportement des acteurs économiques. Cela est également vrai dans le cadre de la lutte contre le changement climatique. En effet, des institutions solides sont nécessaires pour élaborer des politiques climatiques ambitieuses, garantir leur mise en œuvre, faire respecter la réglementation environnementale, et gérer les fonds climatiques de manière transparente.

- **Investissement Directs Etrangers (IDE)**

Le lien entre investissement direct étranger (IDE) et changement climatique est complexe et peut être à double sens. En effet, les IDE peuvent contribuer soit à la dégradation, soit à l'amélioration de l'environnement, selon le secteur concerné, la réglementation du pays hôte, et les technologies transférées. Les IDE peuvent contribuer à la lutte contre le changement climatique lorsqu'ils apportent des technologies propres. Par ailleurs, le renforcement des normes environnementales peut être effectif surtout si les entreprises étrangères viennent de pays stricts, et arrivent à appliquer des normes élevées dans leurs filiales. Ainsi, les IDE peuvent conduire à une Croissance verte lorsqu'ils vont dans les énergies renouvelables, les infrastructures durables ou la gestion des déchets. (Zarsky & Gallagher, 2003). Cependant, les IDE peuvent aussi aggraver le changement climatique, notamment lorsque : les investissements vont vers des industries polluantes (ciment, pétrole, charbon). Le résultat peut aussi être le même lorsque les pays hôtes appliquent des normes environnementales faibles, ce qui attire des IDE dits « sales » (phénomène de pollution haven). (Cole, 2004).

- **Energies renouvelables**

La consommation d'énergies renouvelables correspond à la part des sources d'énergies propres (comme l'énergie solaire, éolienne, hydraulique, géothermique et la biomasse) dans la consommation totale d'énergie d'un pays. Cet indicateur est généralement exprimé en pourcentage et est disponible dans la base de données de la Banque mondiale (*World Development Indicators*). Dans le cadre de la présente étude, cette variable est exogène, c'est-à-dire qu'elle est supposée influencer d'autres variables du modèle (comme les émissions de CO₂), mais n'est pas influencée directement par elles. (IRENA, 2020 ; REN21, 2023 ; Apergis & Payne, 2014 ; Shahbaz et al., 2015). L'objectif est d'évaluer dans quelle mesure une hausse de la part des énergies renouvelables contribue à la réduction du changement climatique.

- **Densité de la population**

La densité de population, généralement mesurée par le nombre d'habitants par unité de surface (habitants/km²), constitue une variable importante pour analyser les dynamiques environnementales. Elle reflète le niveau de concentration humaine dans un espace donné et peut jouer un rôle ambivalent dans la relation au changement climatique. D'un côté, les zones fortement peuplées, souvent urbaines, sont des centres d'activité économique intense. Elles concentrent les transports motorisés, les activités industrielles, ainsi que la construction et la consommation d'énergie dans les bâtiments. Cela engendre des émissions significatives de CO₂ et d'autres gaz à effet de serre (Seto et al., 2014; Jones & Kammen, 2014). D'un autre côté, les régions à forte densité sont également plus vulnérables aux effets du changement climatique, en raison de la pression sur les infrastructures urbaines. Ces territoires sont souvent confrontés à des phénomènes comme les inondations, les vagues de chaleur, et l'effet d'îlot thermique urbain (IPCC, 2022 ; McGranahan et al., 2007). Ainsi, la densité peut à la fois amplifier les émissions de GES, mais aussi favoriser l'efficacité énergétique si elle s'accompagne d'une planification urbaine durable, réduisant les distances parcourues et améliorant l'accès aux transports publics (Newman & Kenworthy, 1999). Ces variables peuvent être regroupées dans le tableau suivant :

Tableau 1: variables du modèle

Variables retenues	Abréviations	Mesure
CO2 par habitant	CO2	Emissions totales de CO2 (en tonnes métriques) divisées par la population totale
PIB par habitant	PIB	PIB moyen à court terme
PIB par habitant au carré	PIB2	PIB moyen à long terme
Qualité de la gouvernance	GOUV	Indicateur de la gouvernance : niveau de corruption, respect des lois et de l'ordre, et qualité de la bureaucratie.
Energies renouvelables	ER	Part des sources d'énergie propres dans la consommation totale d'énergie d'un pays
Investissements Directs Etrangers	IDE	les flux des investissements des étrangers sur la période d'étude
Densité de la population	DENS	Nombre d'habitants au kilomètre carré

Source: Auteur d'après la littérature

(Grossman et Krueger, 1991; He, 2005 ; Sharma, 2010, Nkwenka & Ngassa , 2019)

Par ailleurs, les signes attendus des variables explicatives du modèle sont présentés dans le tableau ci-après:

Tableau 2: signes attendus des variables explicatives du modèle

Variables explicatives	PIB_t	PIB^2_t	ER_t	$GOUV_t$	IDE_t	$DENS_t$
Signes attendus	+	-	-	-	+ OU -	-

Source: auteur à partir de la littérature

(Grossman et Krueger, 1991 ; He, 2005 ; Sharma, 2010, Nkwenka & Ngassa , 2019)

2.3 Modèle économétrique

La présente étude retient les variables susceptibles d'expliquer au mieux la dynamique du changement climatique en RDC dans l'optique de la vérification de l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets. Concrètement, il est question de saisir les effets sur le changement climatique mesuré par le Dioxyde de Carbone (CO₂) émis par habitant qui est la variable endogène, du Produit Intérieur Brut par habitant (PIB) et du Produit Intérieur Brut par habitant au carré (PIB²) qui sont des variables d'intérêt, et d'autres variables de contrôle telles les énergies renouvelables (ER), la gouvernance (GOUV), les Investissement Directs Etrangers (IDE) et la densité de la population (DENS).

Le modèle est alors spécifié de la manière suivante:

$CO_2 = f(PIB, PIB^2, ER, GOUV, IDE, DENS)$, soit :

$$CO_{2t} = a_0 + a_1 PIB_t + a_2 PIB^2_t + a_3 ER_t + a_4 GOUV_t + a_5 IDE_t + a_6 DENS_t + \varepsilon_t$$

Avec : CO_{2t} : les émissions de CO₂ en tonnes métriques par habitant; PIB_t : le Produit Intérieur Brut par habitant, PIB^2_t : le le Produit Intérieur Brut par habitant au carré; ER_t les energies renouvelables; $GOUV_t$: la qualité de la gouvernance, IDE_t : les Investissements Directs Etrangers et $DENS_t$: la densité de la population. $a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, a_5$ et a_6 sont les paramètres du modèle à estimer.

2.4 Méthode d'estimation

L'analyse stochastique des variables a conduit à l'adoption du modèle autorégressif à retards échelonnés (ARDL) basé sur la nouvelle approche de cointégration proposée par Pesaran et al. (2001), également connue sous le nom de test de cointégration aux bornes. Ce modèle dynamique permet d'intégrer la dimension temporelle dans l'analyse des relations entre les variables, notamment en tenant compte des délais d'ajustement et des anticipations. Il offre ainsi une explication plus complète des variations d'une variable dépendante à travers le temps, en comparaison avec les modèles statiques qui n'en capturent que l'effet instantané (Pesaran et al., 2001). Le modèle ARDL améliore par conséquent les capacités de prévision et l'efficacité des politiques économiques. Par ailleurs, la littérature empirique sur les déterminants du changement climatique a mis en évidence un ensemble varié de facteurs explicatifs, bien qu'il ne soit pas possible de tous les intégrer dans un même modèle. Plusieurs études ont identifié une relation positive entre les émissions de dioxyde de carbone (CO₂) et des variables macroéconomiques. (Shi, 2003 ; Cole et Neumayer, 2004 ; Halicioglu, 2009 ; Shahbaz et al., 2010 ; Akpan et al., 2012 ; Adib Ismael et al., 2012).

De ce qui précède, le modèle ARDL au Coeur de ce travail se présente de la manière suivante:

$$CO_2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{3i} CO_{2t-i} + \sum_{i=0}^q a_{1i} PIB_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{2i} PIB^2 + \sum_{i=0}^q a_{3i} ER_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{3i} GOUV_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{4i} IDE_{t-i} + \sum_{i=0}^q a_{5i} DENS_{t-i} + e_t \quad (2)$$

Avec $a_0, a_{1i}, a_{2i}, a_{3i}, a_{4i}$ et a_{5i} les paramètres à estimer et $e_t \sim iid(0, \sigma)$ le terme d'erreur.

2.4.1 Demarches d'estimation du modèle ARDL

L'estimation du modèle ARDL se fera à trois étapes notamment: le test de racine unitaire, la détermination du lag optimal et le test de cointégration. La validité des résultats obtenus sera conditionnée par le test sur les résidus (Hétéroscédasticité et autocorrélation des erreurs) et les tests de stabilité du modèle (CUSUM et CUSUM CARRE).

❖ Test de stationnarité

Avant d'estimer un modèle d'auto-régression à retards distribués (ARDL), il est essentiel d'évaluer le degré d'intégration des variables utilisées. À cet effet, le test de Dickey-Fuller augmenté (Augmented Dickey-Fuller, ADF) est couramment appliqué pour détecter la présence d'une racine unitaire dans une série temporelle (Dickey & Fuller, 1979). Ce test vise à déterminer si une série est stationnaire ou non, en examinant la dynamique autorégressive du processus.

Les hypothèses du test ADF se formulent comme suit :

- Hypothèse nulle (H_0) : $\rho = 0$, ce qui indique que la série est non stationnaire (présence d'une racine unitaire) ;
- Hypothèse alternative (H_1) : $\rho < 1$, ce qui suggère que la série est stationnaire.

La décision repose sur la comparaison entre la statistique de test et les valeurs critiques tabulées. Si la statistique ADF est inférieure (en valeur absolue) à la valeur critique au seuil de signification choisi, l'hypothèse nulle de non-stationnarité est rejetée au profit de l'hypothèse alternative de stationnarité. Dans le cas contraire, on ne rejette pas l'hypothèse nulle (Gujarati & Porter, 2009)

❖ Choix du lag optimal

Après avoir vérifié que l'ensemble des variables satisfait aux conditions d'application du modèle ARDL, il est nécessaire de déterminer le retard optimal à introduire dans l'équation. Pour ce faire, un retard maximum possible, noté P_{max} , doit d'abord être défini. Selon Lélé (2010), ce maximum est calculé à partir de la formule $P_{max} = [4(N/100)^{2/9}]$ où N représente la taille de l'échantillon. Une fois P_{max} déterminé, la sélection du retard optimal p^* s'effectue à l'aide des critères d'information d'Akaike (AIC) et de Schwarz (SIC), en retenant la valeur du retard qui minimise simultanément ces deux indicateurs (Bourbonnais R., 2007). Cette étape conduit ensuite à l'estimation de l'ensemble des modèles ARDL (q,p), avec des retards variant de 0 à P^* , parmi lesquels le modèle optimal est celui présentant les valeurs minimales des critères AIC et SIC. (Nkwenka & Ngassa, 2019)

❖ Test de cointégration aux bornes

La sélection du modèle ARDL optimal nécessite de tester l'existence d'une relation de long terme entre les variables de l'équation, conformément à la procédure proposée par Pesaran et al. (2001). Ce test de cointégration repose sur les hypothèses suivantes :

- $H_0 : \pi_{\text{sub>QQ</sub>}} = \pi_{\text{sub>QX</sub>}} = 0$ (absence de relation de long terme),
- $H_1 : \pi_{\text{sub>QQ</sub>}} \neq 0$ et/ou $\pi_{\text{sub>QX</sub>}} \neq 0$ (présence d'une relation de long terme).

La statistique utilisée dans ce cadre est la statistique F ou la statistique de Wald, qui, selon Lélé (2010), ne suit pas une loi de distribution standard comme la loi normale, la loi de student ou la loi de Fisher. Pour remédier à cette difficulté, Pesaran et al (2001) ont développé une approche fondée sur deux ensembles de valeurs critiques: une borne inférieure correspondant au cas où toutes les variables sont intégrées d'ordre zéro ($I(0)$) ;

une borne supérieure lorsque toutes les variables sont intégrées d'ordre un (I(1)).

L'interprétation du test suit les règles suivantes :

- si la statistique F est inférieure à la borne inférieure, l'hypothèse nulle de non-cointégration n'est pas rejetée ;
- si elle est comprise entre les deux bornes, le test est inconclusif ;
- si elle est supérieure à la borne supérieure, on conclut à l'existence d'une relation de cointégration entre les variables.

Dans le cas où la cointégration est confirmée, l'étape suivante consiste à estimer une équation de long terme, ainsi qu'un Modèle à Correction d'erreur (MCE), afin de prendre en compte les déséquilibres de court terme. Le coefficient du terme de correction d'erreur (ECT_{t-1}) doit être négatif et significatif, ce qui confirme statistiquement l'existence d'un ajustement vers l'équilibre de long terme (Pesaran et al., 2001 ; Lélé, 2010 ; Nkwenka & Ngassa, 2019).

❖ Tests de stabilité du modèle

Ici il sera question de procéder au test de CUSUM et de CUSUM Carré

• Test de CUSUM

Le test CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals), introduit par Brown, Durbin, & Evans, (1975), est une méthode graphique permettant de détecter l'instabilité structurelle dans un modèle de régression. Ce test repose sur les résidus récursifs, obtenus à partir d'une estimation séquentielle des paramètres du modèle. L'objectif est de vérifier si les coefficients du modèle restent stables tout au long de la période étudiée. Concrètement, le test trace la courbe de la somme cumulative normalisée des résidus récursifs et la compare à une bande de confiance (ou "corridor" ou "intervalle critique") construite autour de la ligne centrale (généralement la ligne zéro). Ces bandes sont généralement fixées à un niveau de signification de 5 %. Les hypothèses du test sont formulées de la manière suivante :

- H_0 (hypothèse nulle) : Le modèle est structurellement stable. Cela signifie que la courbe CUSUM reste entièrement à l'intérieur du corridor de confiance.
- H_1 (hypothèse alternative) : Le modèle présente une instabilité structurelle. Cela se manifeste lorsque la courbe sort en tout point du corridor.

Le test ne fournit pas une statistique numérique classique (comme une p-value), mais s'interprète visuellement : Si la courbe CUSUM ne coupe pas les bornes du corridor : on ne rejette pas H_0 : le modèle est stable. Mais si la courbe CUSUM sort du corridor : on rejette H_0 : il y a instabilité structurelle, et le modèle est donc potentiellement mal spécifié pour toute la période. Le test CUSUM est souvent complété par le test CUSUMSQ (somme cumulée des carrés des résidus) qui est plus sensible aux changements soudains dans la variance des erreurs.

• Test de CUSUM Carré

Le test CUSUM des carrés (*CUSUM of Squares Test* ou CUSUMSQ) est une extension du test CUSUM classique, proposée également par Brown, Durbin et Evans (1975), visant à détecter les instabilités structurelles dans la variance des erreurs d'un modèle de régression, c'est-à-dire des changements dans la dispersion des résidus au fil du temps. Contrairement au test CUSUM qui capte surtout des changements dans les coefficients du modèle, le test CUSUMSQ est particulièrement sensible aux changements soudains ou progressifs dans la variance des perturbations (autrement dit, dans l'hétéroscédasticité non constante dans le temps). Ce test repose sur les résidus récursifs au carré (résidus²), calculés à partir d'estimations successives des paramètres du modèle sur des sous-échantillons croissants. On calcule la somme cumulée normalisée des carrés des résidus récursifs, que l'on trace ensuite graphiquement.

Hypothèses du test:

- H_0 (hypothèse nulle) : Il n'y a pas d'instabilité dans la variance (variance stable des erreurs) → le modèle est structurellement stable.
- H_1 (hypothèse alternative) : Il existe une instabilité dans la variance des erreurs (changement structurel), indiquant une possible hétéroscédasticité dynamique ou une modification du processus sous-jacent.

Le test CUSUMSQ se lit visuellement sur un graphique : si la courbe de la somme cumulée des carrés des résidus récurrents reste à l'intérieur du corridor en pointillés (bande de confiance à 5 %), alors on n'a pas de preuve statistique d'instabilité de variance : H_0 est acceptée. Par contre, si la courbe sort du corridor, cela suggère une rupture structurelle dans la variance : H_0 est rejetée, indiquant une instabilité potentielle du modèle. Ce test est particulièrement utile pour détecter les changements progressifs, les chocs exogènes ou les événements ayant un impact sur la volatilité du phénomène étudié.

3 Résultats saillants

3.1 Analyse stochastique des variables

Avant le traitement d'une série chronologique, il convient d'en étudier les caractéristiques stochastiques. Si ces caractéristiques c'est-à-dire son espérance et sa variance se trouvent modifiées dans le temps, la série chronologique est considérée comme non stationnaire. Mais dans le cas d'un processus stochastique invariant, la série temporelle est alors stationnaire (Bourbonnais, 2018). Dans la mesure où les chroniques économiques sont rarement des réalisations de processus aléatoires stationnaires, il s'avère nécessaire de procéder au test de stationnarité. Pour ce faire, le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) a été d'usage dans cette démarche. Le tableau ci-dessous résume les résultats dudit test.

Tableau 2 : Test de racine unitaire (Test de stationnarité des variables)

Variables	Forme du test	Statistique ADF	Conclusion
CO2	1 ^{ère} différence sans tendance ni constante	-6.491318***	NS du type DS
LPIB	Niveau avec constante	-3.062911**	Stationnaire
GOUV	1 ^{ère} différence sans tendance ni constante	-5.843894***	NS du type DS
IDE	Niveau avec constante	-3.936360***	Stationnaire
ER	1 ^{ère} différence sans tendance ni constante	-4.704529***	NS du type DS
DENS	1 ^{ère} différence avec constante	-5.050587***	NS du type DS

Source : analyses sur Eviews12.

(***) et (**) indiquent que les variables sont stationnaires respectivement au seuil de 1% et 5%. La lettre L devant l'acronyme de la variable montre que la variable est mesurée en logarithme. De ce tableau, il ressort que les variables LPIB et IDE sont stationnaires à niveau, alors que les variables CO2, GOUV, ER et DENS sont intégrées d'ordre 1. Le modèle ARDL peut alors être mis en contribution.

3.2 Détermination du lag optimal

Avant de passer à la présentation des résultats, il est important de déterminer le nombre de décalage optimal. En effet, le modèle ARDL(1,1,0,0,2,2,2) a minimisé la valeur de l'Akaike Information Criterion (AIC) ici : AIC = -3.461394, ce qui est très bon (plus la valeur est faible, mieux c'est). Cela implique que cette combinaison de retards offre : le meilleur compromis entre qualité d'ajustement et parcimonie du modèle, tout en limitant le surajustement.

3.3 Test de cointégration

Le test de cointégration est effectué sur le modèle ARDL optimal et les résultats du test sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 3: Test de Co intégration aux bornes de Pesaran et al. (2001)

F-statistic	Valeurs critiques	Borne inférieure I(0)	Borne supérieure I(1)	Décision
6.153929	10%	2.08	3	Au seuil de 5%, il y a la relation de long terme entre les variables
	5%	2.39	3.38	
	2,50%	2.7	3.73	
	1%	3.06	4.15	

Source : Auteur, calculé à partir du logiciel Eviews13

La statistique du test F-stat = 6.153929 étant supérieure à la borne supérieure lue dans la table au seuil de 5%, il existe une relation de long terme entre les variables. Par conséquent, modèle à correction d'erreur peut être utilisé pour capter la dynamique de court et celle de long terme.

3.4 Tests économétriques de validité du modèle

Etant donné l'existence d'une relation de long terme entre les variables, la prochaine étape consiste à estimer les dynamiques de long terme. Mais avant, la validité du modèle retenu doit être testée. Il s'agit donc de procéder aux tests: d'autocorrélation, d'hétéroscédasticité, de normalité et de stabilité des coefficients.

3.4.1 Test d'autocorrélation

L'interprétation des résultats obtenus à l'issue de l'estimation d'un modèle ARDL doit vérifier deux propriétés économétriques. Il s'agit de procéder au test sur les résidus (test d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation et de normalité), ainsi que le test de stabilité du modèle (test de CUSUM ou de CUSUM CARRE).

Tableau 4: Résultat du test d'autocorrélation

Test d'autocorrélation (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test)	
F-statistic : 0.861062	Prob. F (16,14): 0.6165
Obs*R-squared : 15.37556	Prob. Chi-Square (16) : 0.4973

Source: Auteur, calculé à partir du logiciel Eviews13

Les résultats du test présentés dans le tableau ci-haut montrent que le modèle retenu ne souffre pas de problème d'autocorrélation des erreurs car la *p-value* (0.4973) liée au test est supérieure au seuil de 5%. Par conséquent, l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation est acceptée.

3.4.2 Test d'hétéroscédasticité

Le tableau ci-après présente les résultats du test d'hétéroscédasticité.

Tableau 5: test d'hétéroscédasticité

Test d'hétéroscédasticité (ARCH test)	
F-statistic : 0.122386	Prob. F (1,28) : 0.7291
Obs*R-squared : 0.130557	Prob. Chi-Square (1) : 0.7179

Source : Auteur, calculé à partir du logiciel Eviews13

D'après ce tableau, les résidus sont homoscedastiques, car la *p-value liée au test* (0.7179) qui est supérieure au seuil de 5%.

3.4.3 Test de normalité des résidus

Tableau 6: résultats du test de normalité des résidus

Test de Normalité des résidus de JarqueBera (JB)	
JB : 1,224720	Prob : 0.542070

Source : Auteur, calculé à partir du logiciel Eviews12

Les résultats du test de JARQUE BERA présentés dans le présent tableau montrent que l'hypothèse nulle est acceptée. Ce qui veut dire que les résidus sont normalement distribués.

3.4.4 Test de stabilité structurelle du modèle

La vérification de la stabilité structurelle du modèle a été faite grâce au test de CUSUM CARRE. Ce dernier présente une courbe qui ne coupe pas le corridor. C'est-à-dire que le modèle est stable.

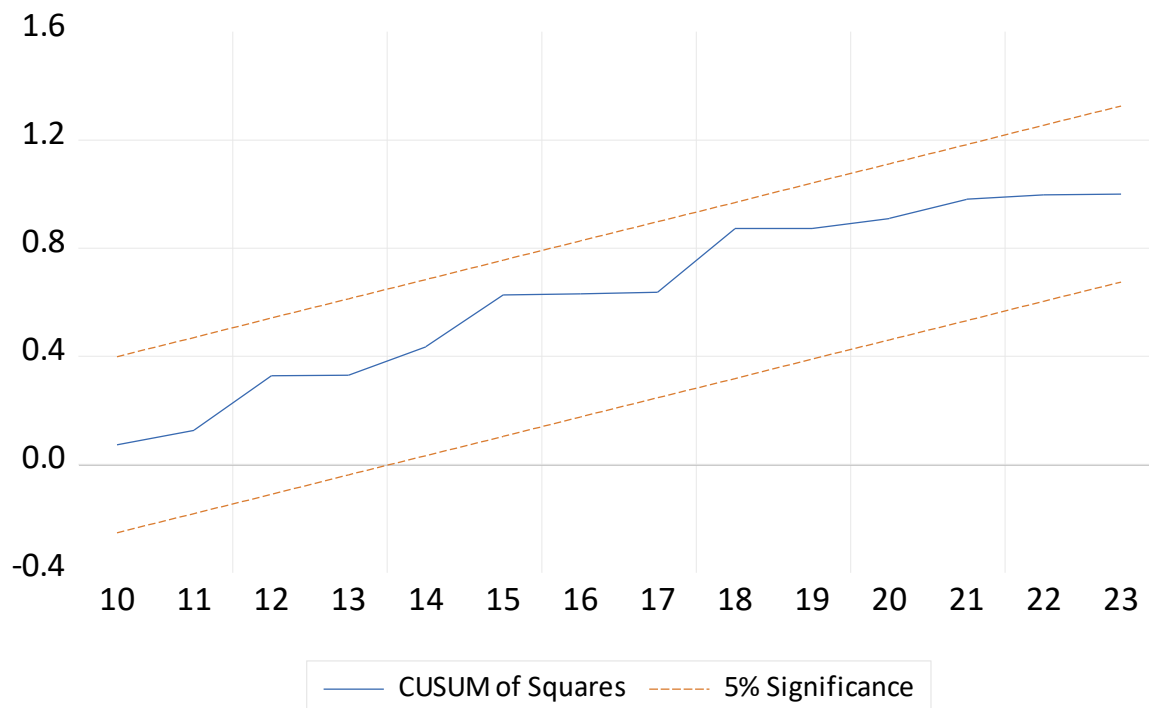


Figure 1: Test de stabilité structurelle des paramètres (CUSUM of Squares)

Source : Auteur, calculé à partir du logiciel Eviews13

3.5 Résultats de l'estimation et interprétations

Après validation de l'hypothèse de la cointégration, l'estimation des relations de long et court termes peut être effectuée.

3.5.1 Relation de court terme

Les résultats de la relation de court terme se présentent dans le tableau ci-après de la manière suivante :

Tableau 7: dynamique de court terme

VARIABLES	COEFFICIENTS	T DE STUDENT
ECM (-1)	-0.935287	-20.87327***
D(LPIBH)	30.68050	20.98630***
LPIBH(-1)	-0.935011	-3.401094***
LPIBH2	-2.462910	-7.788233***
D(IDE)	-0.005931	-2.759722**
D(IDE(-1))	0.010621	5.016426***
D(ER)	-0.163966	-13.54917***
D(ER(-1))	0.010621	-2.036204*
D(IDE)	-0.005931	-2.759722**
D(IDE(-1))	0.010621	5.016426***
D(GOUV)	0.308906	0.763507
DENS	-0.047170	-4.396688***
D(DENS(-1))	-0.056338	-5.331330***

Source : Auteur, calculé à partir du logiciel Eviews12

La force de rappel est statistiquement significative et négative (-0.9353), ce qui montre un mécanisme à correction d'erreur ou mécanisme d'ajustement à long terme. La valeur estimée du coefficient d'ajustement (-0,935287) montre qu'après un choc, la situation d'équilibre se rétablit de 93,53% au bout de chaque période.

Par ailleurs, les résultats indiquent qu'à court terme, les émissions de CO₂ par tête à un moment précis sont déterminées par les variations à niveau et retardées des variables explicatives et expliquées. En effet, le PIB par habitant a un effet positif et significatif sur le changement climatique à court terme en RDC au seuil de significativité de 10 %. C'est ce que reflète le signe positif de son coefficient estimé (30,68050). Autrement-dit, une augmentation du PIB par habitant de 1% aura pour effet, l'augmentation des émissions du CO₂ de 30,68%.

En ce qui concerne les variables de la gouvernance, les émissions du CO₂ en RDC sont influencées significativement et positivement par la Gouvernance décalée d'une période. Cependant, la qualité de la gouvernance actuelle et celle décalée de deux périodes ont un impact positif mais non significatif sur les émissions du CO₂ en République Démocratique du Congo.

Par ailleurs, les énergies renouvelables présentes ont un impact négatif et significatif sur les émissions du CO₂ en RDC. Les énergies renouvelables décalées ont un impact négatif mais non significatif sur les émissions du CO₂. Enfin, les IDE présent ont des effets négatifs mais non significatif à court terme sur les émissions du CO₂ en RDC. Par contre les IDE décalés d'une période influencent négativement et significativement les CO₂ émis en RDC

3.5.2 Relation de long terme

Tableau 8: dynamique de long terme

VARIABLES	COEFFICIENTS	T DE STUDENT
LPIBH (-1)	31.80361	5.486017***
LPIBH ²	-2.633321	-5.501025***
ER	-0.170932	-8.563411***
IDE (-1)	-0.023749	-2.848396***
GOUV (-1)	-1.495004	-1.557988
DENS	-0.020558	-8.525986***
C	-81.72079	-4.739051***

Source : estimations sur *Eviews12*

NB : (**) et (***) montrent respectivement la significativité au seuil de 5% et 1%.

❖ Analyse générale du modèle

Les résultats indiquent que 94,56 % des émissions du CO₂ en République Démocratique du Congo sont expliquées par les variables explicatives du modèle, soit PIB, GOUV, ER, IDE et DENS. C'est ce que reflète le coefficient de détermination ajusté (94,56). Aussi, la probabilité de la statistique de Fisher étant égale à zéro, c'est-à-dire Prob (F-statistique) = 0,0000 < 1%, implique que le modèle est globalement bien spécifié.

2.1.1.1.1. Analyse spécifique des variables explicatives

• PIB par habitant (LPIB)

Le signe de cette variable est positif (31.80361). Ce coefficient positif est statistiquement significatif au seuil de 1 %. Il indique que l'augmentation du PIB par habitant est associée à une hausse des émissions de CO₂ à long terme. Cela traduit la phase croissante de la courbe environnementale de Kuznets.

• PIB par habitant au carré (LPIB2)

Le coefficient négatif et significatif du carré du PIB par habitant (-2.633321) suggère qu'au-delà d'un certain niveau de revenu, l'augmentation du revenu par habitant réduit les émissions de CO₂. Ce résultat confirme la forme en cloche (inversée) de la courbe de Kuznets, où la croissance économique contribue d'abord à la dégradation environnementale, puis à son amélioration.

• Qualité de la gouvernance (GOUV)

Le coefficient de la qualité de la gouvernance est négatif (-1.557988). Bien que le signe soit négatif (effet attendu), l'effet de la gouvernance sur les émissions de CO₂ n'est pas statistiquement significatif à long terme dans ce modèle. Cela peut s'expliquer par une faiblesse institutionnelle ou par des indicateurs mal intégrés ce coefficient révèle aussi qu'à long terme, toute amélioration de la qualité de la gouvernance en RDC aura pour conséquence la réduction des émissions du CO₂. Cependant, ce coefficient n'étant pas indicatif, cette relation ne peut être confirmée.

• Energies renouvelables (ER)

A long terme les énergies renouvelables ont un impact négatif et significatif sur les émissions du CO₂ en RDC (-0.1709). Cela indique que l'augmentation de la consommation d'énergies renouvelables réduit significativement les émissions de CO₂, ce qui est cohérent avec les théories de la transition énergétique.

• Investissements Directs Etrangers

Le coefficient négatif et significatif (-0.0237) suggère que les IDE en RDC ont un effet assainissant sur l'environnement, peut-être en raison d'investissements dans des secteurs à faible intensité carbone ou par transfert de technologies plus propres.

• Densité de la population

Le coefficient de la densité de la population est négatif et significatif (-0.0206). Ce résultat indique que l'augmentation de la densité de la population est associée à une réduction des émissions de CO₂. Cela peut s'expliquer par des effets d'agglomération ou une moindre dépendance aux transports dans les zones urbaines denses

3.6 Discussions

Les résultats de cette étude montrent que le PIB par habitant exerce un effet positif et significatif sur les émissions de CO₂ en République démocratique du Congo (RDC) à court terme. Cette observation corrobore les travaux de Nyanda et al. (2019), qui ont mis en évidence une relation similaire au Cameroun, où la croissance économique se traduit par une détérioration de l'environnement à court terme, mais tend à l'améliorer à long terme. Dans le cas de la RDC, à long terme, l'effet positif du PIB par habitant (LPIBH (-1)) et l'effet négatif de son carré (LPIBH²) confirment la présence d'une relation en U inversé entre croissance économique et pollution, conformément à l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets (Grossman & Krueger, 1995). Cette courbe suggère qu'à un faible niveau de revenu, la croissance économique accentue la pollution, mais qu'à partir d'un certain seuil, les investissements dans les technologies propres et les politiques environnementales deviennent plus probables, ce qui entraîne une réduction des émissions. La RDC se situe encore dans la phase ascendante de cette courbe, où la croissance économique s'accompagne d'une augmentation des émissions de CO₂. Cette situation s'explique par la structure économique du pays, qui repose principalement sur le secteur primaire, notamment l'exploitation minière, l'agriculture de subsistance et l'utilisation du charbon de bois comme source d'énergie domestique (World Bank, 2018). Ces activités sont associées à une forte déforestation, à l'érosion des sols et à une augmentation des gaz à effet de serre. Ce qui confirme l'idée que la croissance économique actuelle ne s'accompagne pas encore d'une transformation structurelle vers des secteurs moins intensifs en carbone (Trefon, 2016). Malgré cette réalité, la RDC dispose d'un potentiel considérable pour amorcer une transition vers un développement plus durable. En effet, ses vastes forêts du bassin du Congo jouent un rôle crucial dans l'absorption du CO₂ (Dargie et al., 2017). Son potentiel hydroélectrique demeure largement inexploité, et l'intérêt international croissant pour la finance climatique et la conservation offre des opportunités favorables à la transition énergétique (UN-REDD, 2020). Cela rappelle le travail de Stern (2004). Ce dernier remet en question l'universalité de la courbe environnementale de Kuznets (CEK), en soulignant que sa validité dépend fortement du contexte institutionnel et structurel de chaque pays. Cette critique est particulièrement pertinente dans le contexte africain, où plusieurs études empiriques contestent la validité généralisée de la CEK. C'est ainsi que Amegankpoe et Adams (2021) et Riti et al. (2017) soulignent que la majorité des pays africains se situent encore dans la phase ascendante de la courbe, marquée par une croissance économique qui génère davantage d'émissions. En Afrique subsaharienne, cette dynamique est renforcée par une dépendance persistante à des secteurs fortement émetteurs, tels que l'agriculture extensive, l'extraction minière et la production énergétique fondée sur les combustibles fossiles, en particulier le charbon et le diesel (UNECA, 2020). Pour le cas de la RDC, le secteur minier a enregistré une croissance de 18,2 %, représentant plus de 70 % de la croissance globale du PIB en 2023 (World Bank, 2024). Ce secteur demeure le facteur clé de la croissance économique en RDC, ce qui justifie la forte dépendance de l'économie congolaise à ce dernier (BAD, 2024). Dans ces conditions, les avantages environnementaux associés à une croissance économique accrue ne se réalisent pas automatiquement. Car, l'inversion de la CEK nécessite la mise en place de conditions préalables telles qu'une bonne gouvernance, un accès élargi aux technologies propres, une éducation environnementale de qualité et des investissements conséquents dans les infrastructures vertes, qui font encore défaut dans de nombreux pays africains (Babiker et al., 2022). Par conséquent, dans l'ensemble, la CEK semble incomplète dans de nombreuses économies africaines, où la croissance continue d'accroître la pression environnementale en l'absence de mesures correctives fortes (Eskeland & Harrison, 2003).

Par ailleurs, l'Afrique représente environ 17 % de la population mondiale, mais n'est responsable que de moins de 4 % des émissions mondiales de CO₂ (IEA, 2022). Ce paradoxe souligne la faible responsabilité historique du continent dans le changement climatique, tout en mettant en lumière son important potentiel de développement durable (BAD, 2019). Cela confirme que la croissance économique ne garantit pas à elle seule une amélioration de la qualité de l'environnement ; elle doit être soutenue par des politiques institutionnelles, technologiques et environnementales ambitieuses (Perman et al., 2011). le coefficient négatif et significatif de la variable associée

aux énergies renouvelables (ER) indique que l'augmentation de leur part contribue significativement à la réduction des émissions de CO₂. Ce résultat est conforme à la littérature existante qui identifie la transition énergétique comme un levier essentiel de la décarbonation (Sadorsky, 2009). Toutefois, plusieurs études soulignent que les énergies renouvelables, bien qu'efficaces, ne suffisent pas toujours à compenser l'augmentation de la demande énergétique globale, en particulier dans les pays en développement. Leur efficacité dépend fortement de la qualité des infrastructures, de l'existence de politiques publiques cohérentes et d'incitations économiques adéquates (Bilgen, 2014).

4 Conclusion

Ce travail visait à analyser l'impact de la croissance économique sur le changement climatique en République Démocratique du Congo (RDC), en s'appuyant sur le cadre théorique de la Courbe Environnementale de Kuznets (CEK). À travers une modélisation fondée sur la technique de cointégration par les retards échelonnés (modèle ARDL), les résultats empiriques ont mis en évidence une dynamique différenciée selon l'horizon temporel. À court terme, l'élévation du PIB par habitant est corrélée à une hausse significative des émissions de CO₂. Toutefois, à long terme, cette relation s'inverse, suggérant une éventuelle réduction des émissions à mesure que le développement économique progresse, ce qui valide empiriquement la forme en U inversé de la courbe de Kuznets environnementale. Cependant, il est essentiel de souligner que la RDC se situe encore dans la phase ascendante de cette courbe. Autrement dit, la croissance actuelle reste fortement émettrice de carbone. Cette situation s'explique par la structure économique du pays, largement tributaire du secteur primaire : l'exploitation minière intensive, l'agriculture de subsistance peu mécanisée, ainsi que la dépendance aux sources d'énergie traditionnelles telles que le charbon de bois, constituent autant de facteurs aggravant les pressions environnementales. Pour espérer atteindre le point de retournement de la CEK, où la croissance économique s'accompagnerait d'une amélioration de la qualité environnementale, la RDC doit impérativement engager un ensemble de réformes structurelles. Cela implique : une transformation de son tissu productif vers des secteurs moins polluants et à plus forte valeur ajoutée ; une gouvernance environnementale rigoureuse et transparente ; une diffusion élargie des technologies propres dans les secteurs clés ; et enfin, un renforcement des capacités humaines à travers une éducation environnementale adaptée et inclusive. La réussite d'un tel virage écologique nécessitera une coordination étroite entre les acteurs étatiques, les communautés locales, la société civile et les partenaires techniques et financiers internationaux. Ce n'est qu'à travers cette synergie que la RDC pourra amorcer une transition vers un développement durable, conciliant croissance économique, justice sociale et préservation de l'environnement.

5 Références

- [1] Hilali, M., & Ben , N. Z. (2007). Commerce et Environnement : une Relecture de la Courbe Environnementale de Kuznets. Sfax — Tunisie.: Unité de Recherches sur la Dynamique Economique et l'Environnement .
- [2] Aghion, P., Baron, R., Bureau, D., Bompard, J.-P., Crifo, P., Criqui, P., . . . Tutenuit, C. (2017). Comment concilier la croissance économique et l'environnement? Paris: Conseil Economique pour le Développement Durable.
- [3] Apergis, N., & Payne, J. (2010). The emissions, energy consumption, and growth nexus: Evidence from the commonwealth of independent states. *Energy Policy*, 38(1), 650–655.
- [4] Bank, W. (2018). The Forests of the Congo Basin – State of the Forest 2018. . World Bank Group.
- [5] BCC. (2024). Rapport annuel 2024 : Situation économique, monétaire et financière de la République Démocratique du Congo. . Kinshasa : BCC.
- [6] Bourbonnais, R. (2007). Économétrie (6e éd.). . Dunod.
- [7] Bourbonnais, R. (2018). Économétrie : cours et exercices corrigés. Paris: 9ème ed Dunod.
- [8] Bourhaba, O., & Mhenna, S. (2023). Croissance économique et environnement : une conciliation possible ? *Revue d'Économie du Développement*, 31(1), 77–98.
- [9] Bourhaba, O., & Mhenna, R. (2023). Qualité des institutions et croissance économique dans la région MENA : une analyse par la méthode des moments généralisés. DOI: <https://doi.org/10.23882/rmd.23164>.

- [10] Brown , R., Durbin, J., & Evans, J. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149–192.
- [11] CAFI. (2023). Rapport sur le climat et les forêts en RDC. Initiative pour la forêt d'Afrique centrale.
- [12] Cleveland,, C., Costanza, R., Hall, C. A. S., & Kaufmann, R. . (1984). Energy and the U.S. Economy: A Biophysical Perspective. *Science*, 225(4665), 890–897.
- [13] D. de la Croix, & Baudin, T. (2015). La croissance économique. Louvain: Institut de Recherches Economiques et Sociales de l'Université de Louvain.
- [14] Dargie, G. C., Lewis, S. L., Lawson, I. T., Mitchard, E. T. A., Page, S. E., Bocko, Y. E., & Ifo, S. A. . (2017). Age, extent and carbon storage of the central Congo Basin peatland complex. . *Nature*, 542(7639), 86–90.
- [15] De Wasseige, C., Tadoum, M., Eba'a Atyi, R., & Doumenge, C. (2015). Les forêts du Bassin du Congo – État des forêts 2015. Weyrich.
- [16] Dickey, D., & Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- [17] Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics*, 49(4), 431–455.
- [18] Doukkali , Q., & Es-Sounboula , H. (2023). Relation entre croissance économique et environnement : application par un modèle ARDL. *International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME*, Volume 4, Issue 3-2 , pp. 534-551.
- [19] GIEC. (2013). Rapport du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat (5e rapport d'évaluation). . Genève: GIEC.
- [20] Greene, W. H. (2018). *Econometric Analysis* (8th ed.). Pearson Education.
- [21] Grossman, G., & Krueger, A. (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. . NBER Working Paper No. 3914.
- [22] Gujarati, D., & Porter, D. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed.). . McGraw-Hill Education.
- [23] Gujarati, D., & Porter, D. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill.
- [24] Hansen, M. C., Potapov, P. V., Moore, R., Hancher, M., Turubanova, S. A., Tyukavina, A., & Townshend, J.R. (2013). High-resolution global maps of 21st-century forest cover change. *Science*, 342(6160), 850–853.
- [25] Komen,, M., Gerking,, S., & Folmer, , H. (1997). Income and environmental R&D: empirical evidence from OECD countries. . *Environment and Development Economics*, 2(4)., 505–515.
- [26] Lélé, M. (2010). *Économétrie appliquée: Modèles dynamiques et séries temporelles*. . Éditions Universitaires Européennes.
- [27] Ljung, G., & Box , G. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. . *Biometrika*, 65(2), 297–303.
- [28] Meadows, D., Randers, J., & Behrens, W. W. . (1972). *he Limits to Growth*. . New York: Universe Books.
- [29] Nkwenka , N. P., & Ngassa , N. Y. (2019). Ouverture Commerciale, Croissance Economique et Environnement au Cameroun : Une Etude Empirique de la Courbe Environnementale de Kuznets. *European Scientific Journal* September edition Vol.15, No.25 ISSN: 1857 – 7881 .
- [30] Pesaran , M., Shin, , Y., & Smith, R. (2001). (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- [31] PNUD. (2021). The Environmental Impact of Mining in the DRC. . UNDP Reports.
- [32] Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-run Growth. *Journal of Political Economy* 94(5, 1002-1037.
- [33] Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics* 70(1), 65–94.
- [34] Stern, D. I. (2004). The rise and fall of the Environmental Kuznets Curve. . *World Development*, 32(8), 1419–1439.
- [35] Tyukavina, A., Hansen, M., Potapov, P. V, P., Stehman, , S., Smith-Rodriguez, K., Okpa, C., & Aguilar, R. (2028). Congo Basin forest loss dominated by increasing smallholder clearing. *Science Advances*, 4(11), eaat2993.
- [36] White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. . *Econometrica*, 48(4)., 817–838.
- [37] Wooldridge, J. (2016). *Introductory Econometrics: A Modern Approach* (6th ed.). . Cengage Learning.