

Consommation des énergies renouvelables et non renouvelables et émissions de CO2 : une approche par le modèle STRIRPAT au Maroc

Renewable and non-renewable energy consumption and CO2 emissions: A STRIRPAT model approach in Morocco

Elmehdi FAROUKI, (Doctorant)

*Laboratoire de Recherche en Information, Management et Gouvernance
Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Ain Sebaa
Université Hassan II de Casablanca, Maroc*

Safae AISSAOUI, (Enseignant-chercheur)

*Laboratoire de Recherche en Information, Management et Gouvernance
Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales Ain Sebaa
Université Hassan II de Casablanca, Maroc*

Adresse de correspondance :	BP : 2634 «Route des Chaux et Ciments Beausite, Casablanca 20254 05223-43482
Déclaration de divulgation :	Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude et ils sont responsables de tout plagiat dans cet article.
Conflit d'intérêts :	Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.
Citer cet article	FAROUKI, E., & AISSAOUI, S. (2024). Consommation des énergies renouvelables et non renouvelables et émissions de CO2 : une approche par le modèle STRIRPAT au Maroc. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 5(6), 372-387. https://doi.org/10.5281/zenodo.11882852
Licence	Cet article est publié en open Access sous licence CC BY-NC-ND

Received: April 06, 2024

Accepted: June 15, 2024

International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics - IJAFAME

ISSN: 2658-8455

Volume 5, Issue 6 (2024)

Consommation des énergies renouvelables et non renouvelables et émissions de CO2 : une approche par le modèle STIRPAT au Maroc

Résumé

Cet article tente d'évaluer l'impact de la consommation des énergies renouvelables sur les émissions de CO2 au Maroc pour la période de 1980-2021 tant à court terme qu'à long terme. Il vise également à vérifier la validité de la courbe environnementale de Kuznets (CEK). Pour ce faire, nous nous basons sur le modèle Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT) et utilisons l'approche du décalage distribué autorégressif linéaire (ARDL). Les résultats obtenus indiquent d'une part, la présence d'une corrélation négative, mais non significative entre les émissions de CO2 et la consommation des énergies renouvelables, et d'autre part la non-validation de l'hypothèse environnementale de Kuznets. Ce résultat s'explique par la structure énergétique du pays qui est caractérisée par une forte dépendance aux énergies fossiles, presque entièrement importées et qui induisent des retombées négatives aussi bien sur la croissance économique que sur l'environnement. En termes de politique publique, il devient nécessaire pour le Maroc d'accélérer sa transition énergétique afin de réduire la pollution environnementale.

Mots clés : Energies renouvelables, Emissions de CO2, CEK, ARDL, Modèle STIRPAT, Maroc.

JEL Classification : Q56

Type du papier : Recherche empirique

Abstract

This article aims to assess the impact of renewable energy consumption on CO2 emissions in Morocco for the period 1980-2021, both in the short and long term. It also aims to verify the validity of the Environmental Kuznets Curve (EKC). To achieve this, we rely on the Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT) model and employ the linear autoregressive distributed lag (ARDL) approach. The results obtained indicate, on the one hand, the presence of a negative but non-significant correlation between CO2 emissions and renewable energy consumption, and on the other hand, the non-validation of the environmental Kuznets hypothesis. This result can be explained by the country's energy structure, which is characterized by a heavy reliance on fossil fuels, almost entirely imported, leading to negative repercussions on both economic growth and the environment. In terms of public policy, it is necessary for Morocco to accelerate its energy transition in order to reduce environmental pollution.

Keywords: Renewable energies, CO2 emissions, EKC, ARDL, STIRPAT model, Morocco

Classification JEL : Q56.

Paper type : Empirical Research

1. Introduction

La question du changement climatique représente l'une des préoccupations majeures du 21^{ème} siècle. Le réchauffement du climat est dû à la dégradation de l'environnement qui est causée par la concentration des gaz à effet de serre dans l'atmosphère, le dioxyde de carbone étant le plus important. De 1990 à 2022, les émissions de dioxyde de carbone dans l'environnement ont augmenté de 57.7 % (WDI, 2022). Cette augmentation accrue du CO₂ pourrait avoir des conséquences désastreuses sur la planète. D'ailleurs, parmi les 17 objectifs de développement durable fixés par les Nations Unies à l'horizon 2030, trois sont directement liés au changement climatique. Ces derniers visent à faciliter l'accès à l'énergie propre et abordable, établir des modes de consommation et de production durables et enfin, lutter contre les changements climatiques et leurs répercussions. La réduction des émissions de CO₂ représente donc une priorité mondiale.

Dans le cadre de l'accord de Paris, le Maroc s'est engagé à baisser les émissions de gaz à effet de serre de 17% d'ici 2030, il a également décidé de suivre une stratégie de long terme Bas Carbon à l'horizon 2050 (IEA, 2019). En 2009, la politique énergétique prévoyait de porter la part des énergies renouvelables dans le mix énergétique à 42% en 2020. Ce pourcentage a été révisé à la hausse en 2015, lors de la conférence des parties (COP22) qui a eu lieu à Marrakech. En effet, le Maroc s'est fixé comme objectif d'élever la part des énergies renouvelables à 52 % du mix énergétique d'ici 2030 (ADB, 2019).

Cette transition énergétique en un temps record a permis de réduire la dépendance énergétique du Maroc d'environ 97.5 % en 2008 à près de 88% en 2020, pour atteindre 35% en 2040 et moins de 17% en 2050 (CESE, 2020), avec un accroissement de 2 % en 2009 à 16 % en 2019 de la part de l'énergie éolienne et solaire dans le mix énergétique national (IEA, 2019).

Notre travail a pour objectif de déterminer l'impact de la consommation des énergies renouvelables sur les émissions de CO₂. En outre, nous cherchons à vérifier l'hypothèse du Kuznets qui suggère que la poursuite de la croissance économique conduit initialement à une détérioration de l'environnement, mais à partir d'un certain niveau du revenu par habitant, la tendance s'inverse et la croissance économique conduit à une amélioration de l'environnement. L'originalité de ce travail est triple. D'abord, nous prenons en compte un modèle jamais encore utilisé au Maroc, à savoir le modèle STIRPAT. Ensuite nous utilisons une série longue qui couvre des données récentes portant sur la période 1980-2021. Enfin, pour expliquer les émissions de CO₂, nous séparons entre la consommation des énergies renouvelables et celles non renouvelables.

La suite de l'article est structurée comme suit. La revue de littérature est présentée dans la section 2. Les données ainsi que la méthodologie sont décrites dans la section 3. La section 4 donne les résultats empiriques et les discute. Enfin, la section 5 analyse en profondeur la validation du modèle utilisé.

2. Revue de la littérature :

2.1. Relation entre les énergies renouvelables et les émissions de CO₂

Les recherches qui ont examiné l'impact de la transition énergétique sur la pollution environnementale sont très nombreuses. La plupart des études diffèrent selon la méthode économétrique, la période chronologique et des pays considérés. Le but de cette section est de présenter une revue de la littérature empirique non exhaustive des études antérieures qui traitent cette problématique.

Pour la majorité des études, la transition énergétique permet de freiner la dégradation de l'environnement. Ainsi, Dougan et Seker (2016), pour la période 1980-2012, trouvent qu'une augmentation de la consommation des ER entraîne une diminution des émissions de CO₂ dans

15 pays de l'Union européenne. Les résultats pour cette zone semblent être corroborés par deux autres études (Bekun et al. 2019 ; Leitão et Lorente, 2021). La première porte sur le cas de 16 pays européens pour la période de 1996-2014 alors que la seconde examine 28 pays de l'Union européenne pour la période 1995-2014. Bilgili et al (2016) ont étudié le cas de 17 pays de l'OCDE entre 1977 et 2010. Ils trouvent que la consommation des ER contribue fortement à la réduction de la pollution environnementale. Sharif et al (2020) ont examiné la relation entre la consommation des ER et les émissions de CO₂ dans le cas de 10 pays les plus pollueurs dans le monde (Chine, États-Unis, Japon, Canada, Brésil, Corée du Sud, Allemagne, Inde, Russie et Indonésie), en utilisant des données mensuelles couvrant la période de 1990 à 2017. Leurs résultats indiquent que les ER sont négativement liés à la dégradation de l'environnement dans tous les pays, à l'exception de l'Inde, de la Russie et de l'Indonésie. Une autre étude, qui s'appuie sur les données annuelles de 1990 à 2016 a également analysé un panel des 20 pays les plus émetteurs de CO₂ par habitant et appartenant à l'OCDE. Ces 20 pays ont été divisés en deux groupes : les pays faiblement mondialisés et ceux fortement mondialisés. Dans les premiers, la consommation des énergies renouvelables ne montre aucun effet d'atténuation sur les émissions de CO₂ tandis que la consommation des ER joue un rôle crucial dans l'atténuation des émissions de CO₂ dans les seconds (Leal et Marques, 2020). Un autre panel composé des 50 pays les plus mondialisés a été analysé par Mirziyoyeva et Salahodjaev (2023) sur la période allant de 2000 à 2019. Leurs résultats confirment qu'une augmentation de la consommation des ER entraîne une diminution des émissions de CO₂ par habitant. En outre, des études sur les pays en développement et ceux émergents montrent également que la consommation des ER contribue également à réduire les émissions de CO₂ (Ito, 2017 ; Zhao et al, 2023)

En cherchant à explorer la relation causale entre les émissions de CO₂ et la consommation d'énergie renouvelable aux Etats-Unis pour la période 1960-2007, Menyah et Wolde-Rufael (2010) trouvent que la consommation des ER ne contribue pas à réduire les émissions de CO₂. Ces résultats contrastent avec ceux de Dogan et Ozturk (2017) pour le même pays qui ont trouvé que l'augmentation de la consommation des ER atténue la dégradation de l'environnement pour la période 1980-2014. Les données sur la Thaïlande entre 1980 à 2018 indiquent que la consommation des ER a un impact négatif sur la dégradation de l'environnement à court terme, mais cet effet n'est pas significatif à long terme (Abbasi et al, 2021). Les résultats sont également non significatifs pour le cas de l'Algérie pendant la période 1980-2012. En effet, Belaid et Youssef (2017) trouvent que l'impact respectif de la consommation d'électricité renouvelable et non renouvelable sur les émissions de CO₂ est positif, mais statistiquement non significatif. Ben Jebli et Ben Youssef (2015) ont analysé les émissions de CO₂ pour le cas de la Tunisie pour la période 1980 et 2009 en introduisant le commerce international parmi les variables explicatives. Ils aboutissent un effet négatif de la consommation des énergies renouvelables sur les émissions de CO₂ pour le modèle incluant les exportations. En revanche, dans le modèle avec les importations, l'effet des ER est non significatif. En Chine, Chen et al (2019) ont trouvé des différences régionales quant à l'effet de la consommation des ER sur les émissions de CO₂ pour la période 1995-2012. Ainsi, l'impact de la consommation des ER sur les émissions de CO₂ est négatif dans la région du centre et de l'ouest et n'est pas significatif dans région centrale. Bouyghrissi et al (2022) ont montré pour le Maroc que la consommation des ER permet de juguler efficacement la pollution environnementale à court et à long terme. Cette revue de la littérature nous permet de formuler l'hypothèse suivante :

H1 : La consommation des énergies renouvelables contribue à réduire les émissions de CO₂

2.2. Courbe environnementale de Kuznets (CEK)

Les recherches qui ont examiné la relation entre la croissance économique et la pollution environnementale sont très nombreuses. L'hypothèse de la CEK introduite et testée pour la première fois par Grossman et Krueger, (1991) est couramment utilisée. Cette courbe suggère

une relation en U inversée entre la pollution par habitant et le revenu par habitant. Une telle relation stipule que dans les premiers stades du développement économique, la croissance serait nocive pour l'environnement, mais à mesure que le revenu s'améliore, un tournant sera atteint et la demande d'un meilleur environnement dans tous les cas se fera sentir et par voie de conséquence une amélioration de la qualité environnementale. Si une telle relation se maintient, la croissance économique résoudra le problème environnemental et les dommages pourraient n'être que transitoires. Autrement dit, le développement économique se déroule normalement par étapes : au début, les activités agricoles dominent, suivies de l'industrialisation de l'économie et, finalement, une transition vers les activités d'information et de services s'opère. Ce changement structurel, associé à une meilleure sensibilisation à l'environnement, aux changements technologiques et à de meilleures initiatives de gestion de l'environnement, améliore sensiblement la qualité environnementale.

Ainsi, plusieurs études ont pu valider l'hypothèse de CEK (Adebayo, 2000 ; Iwata et al. 2010 ; Shafiei et Salim, 2014 ; Dougan et Seker, 2016 ; Bilgili et al., 2016 ; Mourji et Bouazizi, 2019 ; Guzel et Okumus, 2020 ; Kirikkaleli et Kalmaz, 2020 ; Bouyghrissi et al., 2022 ; Mirziyoyeva et Salahodjaev, 2023 ; Zhao et al., 2023;). Au contraire, cette hypothèse n'a pas pu être vérifiée surtout dans les pays en développement (Ben Jebli et Ben Youssef, 2015 ; Akbostancı, 2009 ; Mrabet, 2017 ; Almulali et al. 2015 ; Farhani et Ozturk, 2015 ; Lachhab et al., 2015), mais également dans certains pays développés comme les Etats-Unis et la Norvège (Baek, 2015 ; Dogan et Ozturk 2017). Dans cette même lignée des études, nous pouvons formuler notre deuxième hypothèse :

H2 : Il existe une relation en U inversée entre le revenu par habitant et la pollution par habitant.

La vérification de ces hypothèses nous amène à adopter les récents progrès de la recherche économétrique des séries non stationnaires. Pour ce faire nous allons opter pour l'approche de cointégration de Pesaran et al (2001). Cette méthode est préférable aux approches traditionnelles de cointégration, en l'occurrence celui de Engel et Granger (1987), de Johansen (1988, 1991) et la méthode de Johansen et Juselius (1990).

3. Méthodologie

3.1. Les Données

L'objectif principal de cet article est d'étudier les déterminants des émissions de CO₂ au Maroc. Pour ce faire, nous utilisons les données de séries temporelles de la période 1980-2021. Les données sur le PIB/habitant, la population et l'urbanisation sont issues de la Banque Mondiale. Les données de la variable dépendante, à savoir les émissions de CO₂ proviennent de l'US Energy Information Administration. Ces émissions sont exprimées en tonnes métriques par habitant. Les données sur les énergies renouvelables et non renouvelables, dont l'unité est le kilowattheure, sont parvenues également de l'US Energy Information Administration. Par commodité, nous renseignons dans le tableau ci-dessous l'ensemble des variables utilisées, l'unité de mesure et les sources.

À l'instar de tous les pays du globe, les émissions de CO₂ au Maroc ont connu une croissance relativement rapide au cours de la période 2010 à 2020 avec une légère baisse de 4 milliards de tonnes, dues aux mesures de confinement préventives prises contre la propagation de Covid19 (Graphique 1). De 1990 à 2021, les émissions de CO₂ ont augmenté rapidement, passant de 19.7 millions métrique tonnes CO₂ (MT) 1990 à 62.2 MT en 2020, soit une augmentation de 216.53 %. Cette énorme augmentation des émissions de CO₂ au Maroc est en partie due à la forte augmentation de la population du pays et à l'urbanisation.

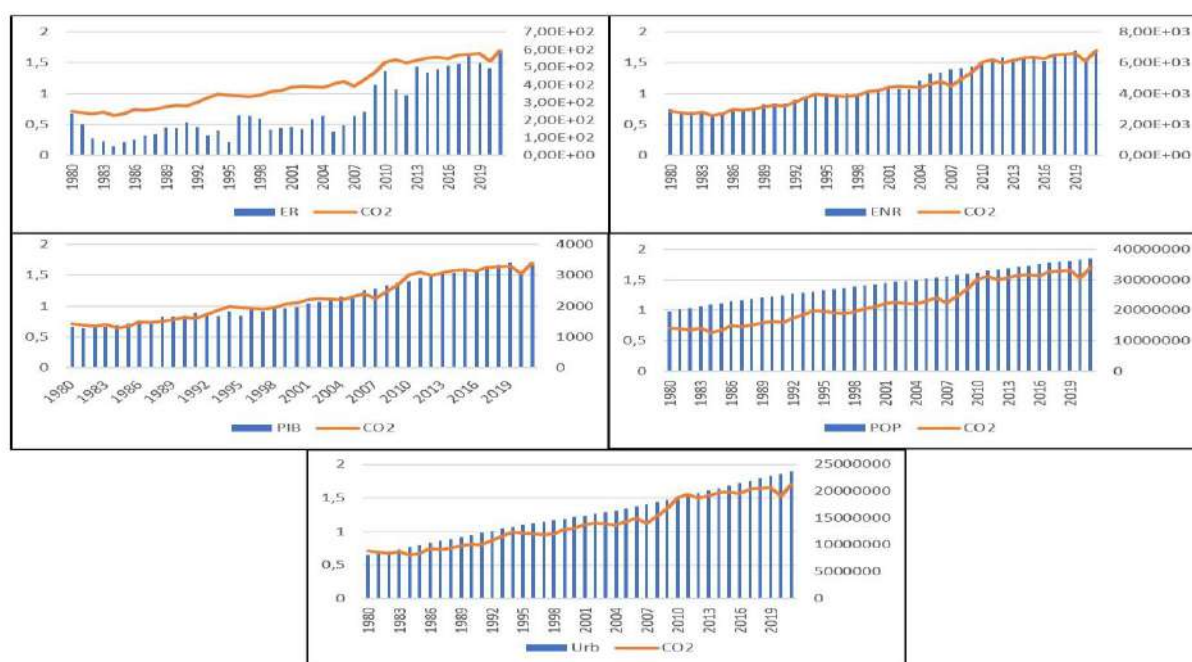
Tableau 1 : Variables utilisées, unités de mesure et source des données

Abréviation	Signification	Unité de mesure	Source de données
CO₂	Les émissions de CO ₂ par habitant	Tonnes métriques par habitant	US Energy Information Administration
PIB	Le produit intérieur brut par habitant	Constant en dollars US 2015	Base de données de la Banque Mondiale
PIB²	Le produit intérieur brut par habitant au carré	Constant en dollars US 2015	Base de données de la Banque Mondiale
ENR	La consommation des énergies non renouvelables par habitant	Kilowattheure	US Energy Information Administration
ER	La consommation des énergies renouvelable par habitant	Kilowattheure	US Energy Information Administration
POP	La population	Millions	Base de données de la Banque Mondiale
URB	L'urbanisation	Millions	Base de données de la Banque Mondiale

Source : Auteurs

En effet la population marocaine a augmenté de 86,39% de 1980 à 2020. Le niveau d'urbanisation a également augmenté considérablement, passant respectivement de 41% à 64 % de 1980 à 2020. En outre, deux autres facteurs ont contribué fortement à l'augmentation des émissions de CO₂ dans l'atmosphère marocaine. D'abord la consommation d'énergie non renouvelable qui a augmenté de 334.82% de 1980 à 2021 et le PIB qui est passé de 26.24 Milliards de dollars à 123.87 Milliards de dollars, soit une augmentation de 372% S'agissant de la consommation des ER qui est une alternative crédible pour juguler la pollution environnementale, la figure ci-dessous présente une évolution instable dans le temps avec des pics et des creux, mais qui n'a jamais dépassé les 20% de la consommation totale d'énergie au Maroc.

Graphique 1 : Evolution des variables entre 1980 et 2021



CO₂ : Émissions de CO₂ par habitant en million de tonnes ; **POP** : Population en million d'habitants ; **URB** : Population urbaine en million d'habitants ; **PIB** : Produit intérieur brut par habitant en milliards de dollars (US constants de 2015) ; **REC** : La consommation des énergies renouvelables par habitant en million KWH ; **NREC** : La consommation des énergies non renouvelables par habitant en millions KWH

Source : Auteurs

L'analyse statistique des six variables est présentée dans le tableau 2. La variable consommation d'énergie renouvelable présente le coefficient de variation le plus élevé (0,130637). En revanche, la plus faible variabilité est enregistrée par la variable population avec un faible coefficient de variation de l'ordre de 0,010574. Ce coefficient est préférable à l'écart type, puisqu'il permet de comparer la dispersion autour de la moyenne de variables numériques possédant des unités de mesures différentes. Ainsi on note que les variables sous-étude sont normalement distribuées (Prob. Jarque-Bera > 5%).

Tableau 2 : Statistiques descriptives

Variables	CO2	PIB	PIB ²	ER	ENR	POP	URB
Mean	7.110122	7.654725	58.68679	5.061160	8.388972	17.15610	16.51990
Maximum	7.600902	8.118390	65.90825	6.306275	8.840510	17.42850	16.98322
Minimum	6.684612	7.145083	51.05221	3.912023	7.896030	16.79503	15.90855
Std. Dev.	0.300469	0.306971	4.701929	0.661174	0.309412	0.181407	0.305347
Jarque-Bera	3.448917	3.053050	3.129277	1.826421	3.569568	2.291769	2.195062
Probability	0.178270	0.217289	0.209164	0.401234	0.167833	0.317943	0.333694
Observations	42	42	42	42	42	42	42
Coefficient de variation	0.042259	0.040102	0.080119	0.130637	0.03688	0.010574	0.018484

Source : Auteurs

3.2. La stationnarité des séries

Pour tester la stationnarité de nos séries, nous avons effectué deux sortes de tests : le test Augmenté de Dickey Fuller test (ADF) et le test de Phillips Perron (PP). En effet, une série est dite stationnaire si la statistique du test ADF ou PP est supérieure en valeur absolue à la valeur critique à 5%. En outre, il est nécessaire de déterminer l'ordre d'intégration de chacune des variables utilisées afin d'éviter des estimations fallacieuses. Pour ce faire, nous appliquons les tests de racine unitaire. Toutes les variables sont testées en niveau et en première différence en utilisant un test de Fisher. Ce dernier suppose que l'hypothèse nulle est qu'il existe une racine unitaire tandis que l'hypothèse alternative signifie que les variables sont stationnaires. Le tableau 3 présente les résultats des tests ADF et PP. On constate que les variables émissions de CO2, consommation des ER, population et urbanisation sont stationnaires en niveau.

Tableau 3 : Test de stationnarité ADF et PP

Variables	Niveau		1ère Différence		Ordre d'intégration
	ADF	PP	ADF	PP	
C02	0.0104**	0.0136**	0.0000***	0.0000***	I (0)
PIB	0.9391	0.0362**	0.0000***	0.0000***	I (1)
PIB²	0.9214	0.0425**	0.0000***	0.0000***	I (1)
ER	0.0050***	0.0151***	0.0000***	0.0000***	I (0)
ENR	0.1535	0.1198	0.0000***	0.0000***	I (1)
POP	0.3133	0.0000***	0.0559*	0.4709	I (0)
URB	0.0978*	0.0017**	0.8531	0.8368	I (0)

(***), (**), (*) Correspond à un degré de significativité de 1%, 5%, et 10%

Source : Auteurs

En outre les variables consommation des énergies non renouvelables, PIB et le PIB² sont stationnaires en première différence. Les séries sont ainsi intégrées à des ordres différents et aucune des variables n'est intégrée à un ordre supérieur à 1. Il est donc idoine de réaliser un test de cointégration aux deux bornes (Pesaran, 2001).

Étant donné que nos séries sont stationnaires à des ordres différents I (0) et I (1), il est nécessaire de déterminer le nombre optimal de retards. Nous utilisons le critère d'information de Schwarz (SIC) qui nous permet de sélectionner le modèle ARDL (1 1 0 0 1 0) optimal, i.e. celui qui offre des résultats statistiquement significatifs avec le moins des paramètres.

3.3. Le modèle empirique

Propulsées par les différentes conférences en faveur de l'action climatique, de nombreuses études ont été réalisées pour évaluer les principales forces motrices des impacts environnementaux anthropiques (York et al, 2003), en employant de nombreuses méthodes différentes. Le modèle IPAT, et sa version sophistiquée le modèle STIRPAT, est largement reconnu pour analyser les effets de l'activité humaine sur l'environnement (*ibid*). Ce modèle a été formalisé par Ehrlich et Holdren, (1971) qui ont pu modéliser la relation théorique entre la population, le bien-être humain et la dégradation environnementale comme suit :

$$I = P \times A \times T$$

Où I représente l'impact environnemental, P la population, A la richesse et T la technologie. Ce modèle présente une limite majeure à savoir l'effet proportionnel des variables explicatives sur la variable dépendante, autrement dit cette identité mathématique stipule qu'un doublement de l'une des variables indépendantes provoque un doublement de l'impact environnemental. Pour surmonter ce problème, Dietz et Rosa, (1997) ont transformé le modèle IPAT en un modèle stochastique, appelé Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology (STIRPAT). Cette spécification du modèle STIRPAT a permis d'effectuer des tests statistiques et d'analyser l'impact non proportionné de la population et de la richesse et de la technologie sur l'environnement, autrement dit l'ensemble des variables exogènes examinées dans l'équation admettent chacune un exposant qui reflète le degré d'impact de chacune des variables explicatives sur l'environnement (Zuindeau, 2005).

L'équation STIRPAT se présente comme suit : $I_i = a P_i^b A_i^c T_i^d e_i$, Où I, P, A et T sont les mêmes variables représentées dans le modèle IPAT, 'a' est la constante, b, c et d sont les paramètres pouvant être estimés, e est le terme d'erreur.

York et al. (2003) ont proposé de convertir le modèle sous forme de logarithme népérien afin de fluidifier l'estimation et les tests d'hypothèses. Le nouveau modèle s'écrit comme suit :

$$\ln(I_{it}) = a + b \ln(P_{it}) + c \ln(A_{it}) + d \ln(T_{it}) + e_i$$

Dans le cadre de notre étude, nous cherchons à examiner la relation entre la croissance économique, la consommation des énergies renouvelables et les émissions de CO₂, en incorporant d'autre variables de contrôle à savoir la population et l'urbanisation, essentiels pour éviter un biais dans l'estimation des paramètres et fournir des résultats robustes (Sadorsky, 2014). Le modèle STIRPAT a également été adopté en incluant le PIB au carré pour tester l'hypothèse de la CEK (Grossman et Krueger, 1991). En s'appuyant sur les travaux de (Chekouri et al, 2020). (York et al, 2003). Le modèle STIRPAT étendu est estimé dans cette étude et devient :

$$\ln I = a + b_1 \ln P + b_2 \ln PIB + b_3 (\ln PIB)^2 + b_4 \ln RE + b_5 \ln U + e_i$$

Où I, P et PIB, RE désignent l'impact environnemental, la population, le produit intérieur brut et la consommation des énergies renouvelables. Comme dans la plupart des études STIRPAT, la dégradation environnementale est captée à travers les émissions de CO₂. Ce dernier est considéré comme le gaz à effet le plus dominant et est essentiellement produit par la consommation de combustibles fossiles, la production industrielle et le changement d'affectation des sols.

La croissance économique est considérée comme le moteur le plus important de la montée en flèche des émissions de CO₂ dues à l'utilisation intensive de combustibles fossiles. Par ailleurs, plusieurs auteurs ont identifié la démographie comme catalyseur de l'augmentation des émissions de carbone dans le monde au cours des deux dernières décennies (Dong et al, 2018),

(Rahman M. et Alam K, 2021). Outre la taille totale de la population, l'urbanisation rapide est également prise en compte dans notre modèle. Celle-ci est justifiée par le fait qu'une plus grande densité de la population rend l'utilisation des ressources plus intenses, ce qui augmente les émissions de CO₂ (Ali et al. 2022). En plus de ces trois forces motrices, la consommation des énergies renouvelables est supposée contribuer aux efforts pour juguler la pollution environnementale (Dong et al. 2018). Le déploiement à grande échelle de ces énergies propres constitue un élément important et essentiel dans l'atténuation du changement climatique d'origine anthropique.

3.4. La cointégration : La méthode ARDL et sa validation

Le lien entre pollution environnementale et consommation d'énergie renouvelable est examiné suivant l'approche de cointégration aux bornes qui est plus adaptée pour les séries intégrées à des ordres différents I (0) et I (1) et qui a été introduite par (Pesaran et al, 2001). Le choix de cette méthodologie est fondé sur des tests de racine unitaire. Ce test renvoie à la persistance d'une série suite à des chocs. Dans notre étude, nous avons effectué le test de racine unitaire de Dickey-Fuller qui prend en compte la présence d'autocorrélation dans les séries.

Pour examiner le lien entre les variables étudiées, nous utilisons l'approche du décalage distribué autorégressif linéaire (ARDL) (Pesaran et al, 2001). Le recours à cette approche comporte plusieurs avantages. Premièrement, nous pouvons estimer conjointement les effets de la variable dépendante sur les variables explicatives à court et à long terme. Deuxièmement, nous pouvons résoudre le problème de l'endogénéité des variables. Troisièmement, nous pouvons tester la cointégration de données pour des séries qui ne sont pas intégrées dans le même ordre.

La représentation ARDL prendra la forme suivante :

$$\begin{aligned} CO2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_{1i} \Delta CO2_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{2i} \Delta PIB_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{3i} \Delta PIB^2_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{4i} \Delta RE_{t-i} \\ + \sum_{i=1}^p a_{5i} \Delta POP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{5i} \Delta URB_{t-i} + \beta_1 CO2_{t-i} \\ + \beta_2 PIB_{t-i} + \beta_3 PIB^2_{t-i} + \beta_4 RE_{t-i} + \beta_5 POP_{t-i} + \beta_6 POP_{t-i} + \dots + e_t \end{aligned}$$

Avec Δ : opérateur de la première différence ; a_0 : constante ; $a_1 \dots a_4$: effets à court terme $\beta_1 \dots \beta_4$: dynamique de long terme du modèle ; e_t : terme d'erreur.

La stabilité du modèle ARDL est testée en utilisant des résidus des tests statistiques de somme cumulée (CUSUM) et de somme cumulée de carrés (CUSUM of Squares) développés par Brown et al. (1975) et la validité du modèle, elle est testée à l'aide de tests (normalité, ARCH et test de Breusch-Godfrey Serial Correlation LM « Lagrange Multiplier).

4. Résultats empiriques

Le tableau 4 donne le résultat du test de cointégration ARDL La statistique F calculée (10.49907) est supérieure à la valeur limite critique supérieure (3.99) à un degré de significativité de 1%, ce qui confirme l'existence d'un lien de cointégration entre les émissions de CO₂ par habitant, la consommation des ER par habitant, la consommation des ENR par habitant, la population, l'urbanisation, le PIB par habitant et le PIB² par habitant.

Tableau 4 : Résultats du test de cointégration de Pesaran

Modèle	C02=GDP+SQUARE+RENERGY+POP+URB	
F-static	10.49907***	
Seuil critique :	Borne <	Borne >
1%	2.88	3.99
5%	2.27	3.28
10%	1.99	2.94

(***), (**), (*) Correspond à un degré de significativité de 1%, 5%, et 10%

Source : Auteurs

Le tableau 5 montre les élasticités de court terme et de long terme des émissions de CO₂ relatives au PIB, à la consommation des énergies renouvelables et non renouvelables à la population et l'urbanisation. Le coefficient d'élasticité de la consommation des ER suggère qu'il existe une corrélation négative, mais non significative entre les émissions de carbone et la consommation d'ER. Nous ne pouvons donc confirmer l'hypothèse H1. Ce résultat est similaire à celui de Rahman et Benjamin (2020) pour le cas de l'Australie et le Canada et à celui d'Almulali et *al.* (2015) au Vietnam. Ceci peut s'expliquer par le fait que le Maroc n'a pas encore atteint un seuil des ER qui lui permet d'endiguer la pollution environnementale. En effet, pour l'année 2020, selon les données de la Banque Mondiale la part des énergies renouvelables dans la consommation totale d'énergies ne représentait que 10,92%. Concernant le court terme, le coefficient associé aux consommations d'ER est négatif et non significatif. En outre, le coefficient d'élasticité de la consommation des énergies non renouvelables est positif et significatif aussi bien dans le long terme que dans le court terme. En effet la consommation des énergies non renouvelables est un contributeur important aux émissions de dioxyde de carbone aussi bien pour le Maroc que dans le monde. Plusieurs autres études obtiennent les mêmes résultats (Shafiei et Salim, 2014 ; Dogan et Seker 2016 ; Ben Jebli et Ben Youssef, 2015 ; Dogan et Ozturk, 2017 ; Ito, 2017 ; Bekun et *al.*, 2019 ; Zhao et *al.*, 2023 ; Raihan et *al.* 2023 ; Chen et *al.*, 2019 ; Kirikkaleli et Kalmaz, 2020 ; Leitão, 2021). Dans le court et le long terme, la variable PIB par habitant est négativement liée aux émissions de CO₂. Une amélioration de 1 % de la croissance économique contribue à réduire les émissions de CO₂ de 19.62 % et de 26.87 % à court et à long terme respectivement. Il en est de même pour le coefficient du PIB² dans le court et long terme. En effet une augmentation de 1% du PIB² augmente les émissions de CO₂ de 1.29 % et de 1.73% dans le court et le long terme respectivement. Par conséquent, l'hypothèse CEK n'est pas validée pour le Maroc car il existe une relation en forme de U entre le niveau de revenu et les émissions dioxyde de carbone. Ceci nous conduit à rejeter l'hypothèse H2. Il apparait ainsi que l'amélioration du revenu par habitant a pour corolaire une amélioration environnementale jusqu'à atteindre un certain seuil où il commence à être néfaste pour l'environnement.

Le coefficient d'élasticité de la population aux émissions de C02 s'avère préjudiciable à l'environnement, en effet une augmentation de la population de 1% augmente les émissions de C02 de 8.06% dans le long terme. Plusieurs études aboutissent au même résultat (Rahman et Alam, 2021 ; Kashem et Rahman, 2019 ; Ohlan 2015 ; Shahbaz 2015 ; Lacheheb, 2015). En ce qui concerne le court terme, une augmentation de 1% de la population entraine une réduction encore plus importante de la pollution environnementale, celle-ci est estimée de 29%.

Enfin, en ce qui concerne l'urbanisation, les résultats montrent qu'une augmentation de 1% de l'urbanisation diminue de 4.85% les émissions de CO₂ à long terme. Ce résultat est similaire à celui d'Ali et *al.* (2022) pour la Chine qui trouvent qu'une augmentation de 1% de la population urbaine réduit les émissions de CO₂ de 6,54%.

Le coefficient d'élasticité du terme correction d'erreur (ECT) égal à 1.846217et statistiquement significatif. Ce coefficient est utilisé pour mesurer la vitesse d'ajustement des fluctuations à court terme à l'équilibre à long terme. Un coefficient de 1.846217 implique qu'au lieu de converger de manière monotone vers la trajectoire d'équilibre directement, le processus de correction d'erreur fluctue autour

de la valeur à long terme de manière atténuante. Cependant, une fois ce processus terminé, la convergence vers la voie de l'équilibre est rapide.

Tableau 5 : Résultats des estimations à court terme et à long terme

Variable indépendante	Coefficient	T-statistique
Long terme :		
PIB	-26,87**	4,56
PIB ²	1,73**	4,59
ER	-0,02	-0,62
ENR	0,96**	4,47
POP	8,06**	3,07
URB	-4,85**	-3,03
Court terme :		
PIB	19,62***	5,86
PIB ²	1,29***	5,94
ER	-0,01	-0,63
ENR	0,72	5,4
POP	-29,10***	-2,91
URB	-3,62**	-3,25
CointEq (-1) *	0,74737	
R-squared Adjusted	0,749916	
R-squared	0,736754	
S.E. of regression	0,032499	
Durbin-Watson stat	2,02653	

Notes : (***), (**), (*) correspond à un degré de significativité de 1%, 5%, et 10%

Source : Auteurs

5. Validation du modèle

Le tableau 6 montre les différents résultats des tests de robustesse de notre modèle. En effet, le test de Jarque-Berra montre que les résidus sont distribués selon la loi de Gauss. Le test d'hétéroscédasticité d'ARCH et de Godfrey montrent que les erreurs sont homoscédastiques. Et enfin, le test de Ramsey accepte l'hypothèse de bonne spécification du modèle.

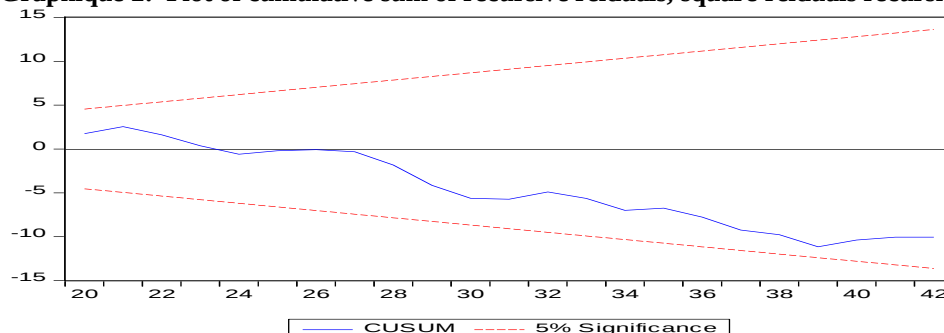
Tableau 6 : Test de robustesse du modèle ARDL estimé

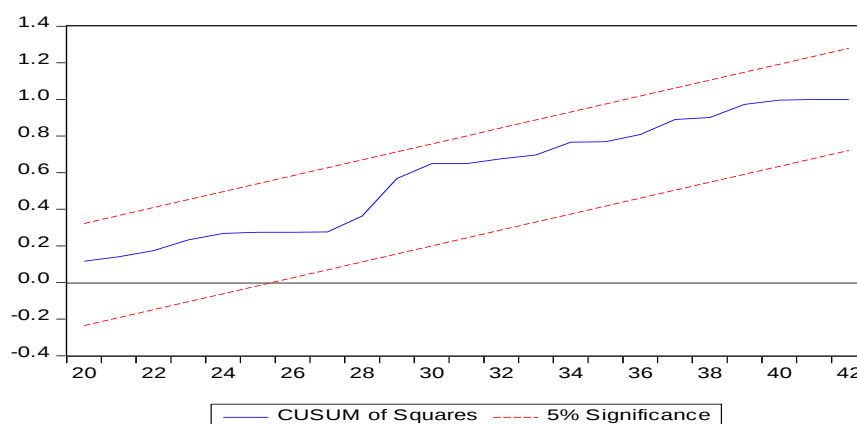
Hypothèse de test	Tests	Fisher	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	1.082877	0.3519
Hétéroscédasticité	Breusch-Pagan-Godfrey	1.695552	0.1324
	ARCH	0.0000513	0.9943
Normalité	Jarque-Bera	0.373048	0.829839
Spécification	Ramsey (Fisher)	0.004233	0.9485

Source : Auteurs

Le graphique 2 ci-dessous montre que le CUSUM et le CUSUM des carrés des coefficients estimés se situent bien dans les limites critiques de 5%. Cela confirme que les coefficients calculés sont stables.

Graphique 2: Plot of cumulative sum of recursive reiduals, square reiduals recursive





Source : Auteurs

6. Discussion

Le Maroc, doté d'une géographie extrêmement favorable aux projets renouvelables, a entrepris une transition énergétique audacieuse. Face aux défis climatiques mondiaux et à une dépendance croissante aux énergies fossiles, le pays s'est fixé des objectifs ambitieux pour exploiter ses vastes ressources solaires, éoliennes et hydrauliques. Cette stratégie vise non seulement à renforcer la sécurité énergétique nationale, mais aussi à positionner le Maroc en tant que leader régional et mondial dans le domaine des énergies propres. À travers des mégaprojets comme le complexe solaire Noor à Ouarzazate et les parcs éoliens de Tarfaya, le Maroc a démontré un engagement envers un avenir énergétique durable et respectueux de l'environnement. Cependant, et malgré les efforts considérables manifestés par les investissements colossaux pour la promotion des énergies renouvelables, le Royaume n'a consommé en moyenne en énergie renouvelable que 9 %, ce qui soulève plusieurs questions concernant la distorsion qui existe entre les investissements, les aspirations et la réalité. Une situation pareille ne peut s'expliquer que par une carence de gouvernance quant aux choix des technologies. Il sied de rappeler que le Maroc a investi depuis 2009 près de 130 milliards de dirham. Pour ce qui est de la croissance économique nos résultats indiquent que la croissance économique au Maroc est respectueuse de l'environnement, et sa pollution est dans la plupart des temps importée. En effet le Maroc est le seul pays du Nord Afrique qui n'a pas des ressources fossiles, qui sont les premières sources de la population au niveau mondial.

7. Conclusion :

Cet article se penche sur l'analyse des facteurs influençant les émissions de CO₂ au Maroc, tout en évaluant la validité de la courbe environnementale de Kuznets (CEK) à l'aide du modèle STIRPAT. Les résultats, obtenus grâce au test de cointégration aux bornes de Pesaran et *al.* (2001), indiquent la non-validation de la CEK.

Concernant l'élasticité de la consommation des énergies renouvelables, les résultats suggèrent une corrélation négative non significative entre les émissions de carbone et la consommation d'énergie renouvelable. Cette observation peut être expliquée par le fait que le Maroc n'a pas encore atteint un niveau optimal d'utilisation des énergies renouvelables pour endiguer la pollution. Il sied de rappeler qu'en 2021 le Maroc n'a consommé que 9% de l'énergie qui provienne de sources renouvelables, (MTEDD, 2022).

Par ailleurs, la consommation d'énergies non renouvelables et la croissance démographique semblent avoir des impacts préjudiciables sur l'environnement. Il sied de souligner que le Maroc, étant le seul pays d'Afrique du Nord avec des réserves d'énergie fossile très limitées, subit une pression significative en raison de la hausse des prix des hydrocarbures. En 2022, la

facture énergétique du Maroc a connu une augmentation de 116,3% par rapport à l'année précédente, représentant 20,8% des importations totales et 12,2% du PIB (MEF, 2022).

À la lumière de ces constats, il est patent que l'accélération de la transition énergétique n'est pas simplement une option, mais plutôt une obligation impérative pour le Maroc.

Références

- (1). Abbasi K et al. (2021), The impact of energy depletion and renewable energy on CO2 emissions in Thailand: fresh evidence from the novel dynamic ARDL simulation. *Renewable Energy*, 180, 1439-1450.
- (2). ADBG, (2019), Country Results Brief 2019: Morocco.
- (3). Adebayo S. (2020), Revisiting the EKC hypothesis in an emerging market: an application of ARDL-based bounds and wavelet coherence approaches. *SN Applied Sciences*, 2(12), 1945.
- (4). Ahmad N et al. (2017), "Modelling the CO2 emissions and economic growth in Croatia: is there any environmental Kuznets curve? ". *Energy*, 123, 164-172.
- (5). Akbostancı et al. (2009), "The relationship between income and environment in Turkey: is there an environmental Kuznets curve? ". *Energy policy*, 37(3), 861-867.
- (6). Ali et al. (2022), The impact of renewable and non-renewable energy consumption on carbon emission intensity in China: Fresh evidence from novel dynamic ARDL simulations. *Journal of Environmental Management*, 320, 115782.
- (7). Al-Mulali U et al. (2015), "Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam ". *Energy policy*, 76, 123-131.
- (8). Al-mulali U et al. (2015), "Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Vietnam". *Energy policy*, 2015, vol. 76, p. 123-131.
- (9). Baek J. (2015), "Environmental Kuznets curve for CO2 emissions: the case of Arctic countries ". *Energy Economics*, 50, 13-17.
- (10). Bekun F et al. (2019), "Toward a sustainable environment: Nexus between CO2 emissions, resource rent, renewable and nonrenewable energy in 16-EU countries ". *Science of the Total Environment*, 657, 1023-1029.
- (11). Belaid F. et Youssef M. (2017), "Environmental degradation, renewable and non-renewable electricity consumption, and economic growth: Assessing the evidence from Algeria ". *Energy Policy*, vol. 102, p. 277-287.
- (12). Ben Jebli M. et Ben Youssef S. (2015), "The environmental Kuznets curve, economic growth, renewable and non-renewable energy, and trade in Tunisia ". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, vol. 47, p. 173-185.
- (13). Bilgili F et al. (2016), "The dynamic impact of renewable energy consumption on CO2 emissions: a revisited Environmental Kuznets Curve approach ". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, vol. 54, p. 838-845.
- (14). Chekouri M et al. (2020), "Examining the driving factors of CO2 emissions using the STIRPAT model: the case of Algeria ". *International Journal of Sustainable Energy*, 39(10), 927-940.
- (15). Chen Y et al. (2019), Exploring the effects of economic growth, and renewable and non-renewable energy consumption on China's CO2 emissions: Evidence from a regional panel analysis. *Renewable energy*, 140, 341-353.
- (16). CESE (2020), Accélérer la transition énergétique pour installer le Maroc dans la croissance verte.
- (17). Dietz T. et Rosa A. (1997), "Effects of population and affluence on CO2 emissions ". *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 94(1), 175-179.

- (18). Dogan E et Ozturk I. (2017), "The influence of renewable and non-renewable energy consumption and real income on CO 2 emissions in the USA: evidence from structural break tests". *Environmental Science and Pollution Research*, vol. 24, no 11, p. 10846-.
- (19). Dogan E. et Turkekul B. (2016), "CO 2 emissions, real output, energy consumption, trade, urbanization and financial development: testing the EKC hypothesis for the USA ". *Environmental Science and Pollution Research*, 23, 1203-1213.
- (20). Dong K. et al. (2018), "CO2 emissions, economic and population growth, and renewable energy: empirical evidence across regions ". *Energy Economics*, 75, 180-192.
- (21). Dougan E. et Seker F. (2016), "Determinants of CO2 emissions in the European Union: The role of renewable and non-renewable energy". *Renewable Energy*, vol. 94, p. 429-439.
- (22). Ehrlich R. et Holdren P. (1971), "Impact of Population Growth: Complacency concerning this component of man's predicament is unjustified and counterproductive ". *Science*, 171(3977), 1212-1217.
- (23). Farhani S. et Ozturk I. (2015), "Causal relationship between CO 2 emissions, real GDP, energy consumption, financial development, trade openness, and urbanization in Tunisia ". *Environmental Science and Pollution Research*, 22, 15663-15676.
- (24). GIEC. 2014, : *Changements climatiques 2014 : Rapport de synthèse. Contribution des Groupes de travail I, II et III au cinquième Rapport d'évaluation du Groupe d'experts intergouvernemental sur l'évolution du climat* [Sous la direction de l'équipe de rédaction principale, R.K. Pachauri et L.A. Meyer]. GIEC, Genève, Suisse, 161 p.
- (25). Grossman M. et Krueger B. (1991), "Environmental impacts of a North American free trade agreement ".
- (26). Guzel, A. E. et Okumus İ. (2020), Revisiting the pollution haven hypothesis in ASEAN-5 countries: new insights from panel data analysis. *Environmental Science and Pollution Research*, 27, 18157-18167.
- (27). IEA, (2019), *Energy Policies Beyond IEA countries: Morocco 2019*.
- (28). Ito K. (2017), "CO2 emissions, renewable and non-renewable energy consumption, and economic growth: Evidence from panel data for developing countries". *International Economics*, vol. 151, p. 1-6.
- (29). Iwata H et al. (2010), "Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO2 in France: the role of nuclear energy ". *Energy policy*, 38(8), 4057-4063.
- (30). IWATA H. (2010), "Empirical study on the environmental Kuznets curve for CO2 in France: the role of nuclear energy ". *Energy Policy*, vol. 38, no 8, p. 4057-4063.
- (31). Kashem M. et Rahman M. (2019), "CO 2 emissions and development indicators: a causality analysis for Bangladesh". *Environmental Processes*, 6, 433-455.
- (32). Kirikkaleli D. et Kalmaz D. B. (2020), Testing the moderating role of urbanization on the environmental Kuznets curve: empirical evidence from an emerging market. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(30), 38169-38180.
- (33). Lacheheb M et al. (2015), "Economic growth and CO2 emissions: Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in Algeria ". *International Journal of Energy Economics and Policy*, 5(4), 1125-1132.
- (34). Leal P. H. et Marques A. C. (2020), Rediscovering the EKC hypothesis for the 20 highest CO2 emitters among OECD countries by level of globalization. *International Economics*, 164, 36-47.
- (35). Leitão N. C. (2021), Testing the role of trade on carbon dioxide emissions in Portugal. *Economies*, 9(1), 22.

- (36). Leitão N. C. et Lorente D. B. (2020), The linkage between economic growth, renewable energy, tourism, CO2 emissions, and international trade: The evidence for the European Union. *Energies*, 13(18), 4838.
- (37). Menyah K. et Wolde-Rufae Y. (2010), “CO2 emissions, nuclear energy, renewable energy and economic growth in the US “. *Energy policy*, 38(6), 2911-2915.
- (38). Mirziyoyeva Z. et Salahodjaev R. (2023), “Renewable energy and CO2 emissions intensity in the top carbon intense countries”. *Renewable Energy*, 192, 507-512.
- (39). Mourji, F. et Bouazizi Y. (2019), “Pollution, croissance économique et efficacité énergétique“ : cas du Maroc.
- (40). Mrabet Z et al. (2017), “The impact of economic development on environmental degradation in Qatar “. *Environmental and ecological statistics*, 24, 7-38.
- (41). Nondo C. et Kahsai M. S. (2020), The impact of energy intensity, urbanisation, industrialisation, and income on CO2 emissions in South Africa: an ARDL bounds testing approach. *African Journal of Economic and Sustainable Development*, 7(4), 307-330.
- (42). Rahman M. et Alam K. (2021), “Clean energy, population density, urbanization and environmental pollution nexus: Evidence from Bangladesh”. *Renewable Energy*, 172, 1063-1072).
- (43). Raihan, A. et Tuspekovan A. (2022.a), “Dynamic impacts of economic growth, renewable energy use, urbanization, industrialization, tourism, agriculture, and forests on carbon emissions in Turkey”, *Carbon Research*, vol.1, 20.
- (44). Raihan, A. et Tuspekova, A., (2022.b), “The nexus between economic growth, renewable energy use, agricultural land expansion, and carbon emissions: new insights from Peru”, *Energy Nexus*, vol.6, 100067.
- (45). Raihan, A. et al., (2023), “Dynamic impacts of economic growth, energy use, tourism, and agricultural productivity on carbon dioxide emissions in Egypt”, *World Development Sustainability*, vol. 2, 100059.
- (46). Sadorsky P. (2014), “The effect of urbanization on CO2 emissions in emerging economies “. *Energy economics*, 41, 147-153.
- (47). Saidi K. et Omri A. (2020), “The impact of renewable energy on carbon emissions and economic growth in 15 major renewable energy-consuming countries”. *Environmental research*, 186, 109567.
- (48). Shafiei S. et Salim A. (2014), “Non-renewable and renewable energy consumption and CO2 emissions in OECD countries: A comparative analyses”. *Energy Policy*, vol. 66, p. 547-556.
- (49). Shahbaz M et al. (2015), “Growth-globalisation-emissions nexus: the role of population in Australia. Discussion Paper 23/15, Monash Business School”, Monash University, Caulfield, Victoria 3145, Australia.
- (50). Sim N, et Zhou H. (2015), Oil prices, US stock return, and the dependence between their quantiles, *J. Bank. Financ.* 55.
- (51). SINHA A. (2017), “Estimation of environmental Kuznets curve for SO2 emission: A case of Indian cities”. *Ecological indicators*, vol. 72, p. 881-894.
- (52). Stock J.H et Watson M.W. (1993), A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica* 61. 783–820.
- (53). World Bank. (2022), World development indicators 2022. The World Bank.
- (54). Yii K. et Geetha C. (2017), “The nexus between technology innovation and CO2 emissions in Malaysia: evidence from granger causality test “. *Energy Procedia*, 105, 3118-3124.
- (55). York R et al. (2003), “STIRPAT, IPAT and ImPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts “. *Ecological economics*, 46(3), 351-365.

- (56). Zhao J et al. (2023), An empirical investigation of the impact of renewable and non-renewable energy consumption and economic growth on climate change, evidence from emerging Asian countries. *Frontiers in Environmental Science*, 10.
- (57). Zuindeau B. (2005), “Analyse économique des disparités écologiques spatiales: une étude à partir des départements français “. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, (3), 331-354.