

Est-ce que la pauvreté provoque la dégradation de l'environnement?**Etude empirique de l'Algérie****Does Poverty provoke Environmental Degradation? Empirical study****From Algeria****Manel Attouchi¹, Mohammed Abdelmalek²**¹ Ecole Nationale Supérieure de Tourisme, attouchimanel@gmail.com,² Ecole Supérieure de Management de Tlemcen, abdelmalekmhd@yahoo.fr,**Received on: 20/04/2025****Accepted on: 04/06/2025****published on: 06/06/2025****Abstract:**

The degradation of environmental quality is a phenomenon observed in most countries. In developing economies, where poverty remains a major issue, this study aims to analyze the impact of poverty on the environment in Algeria. To this end, two econometric approaches have been implemented: a linear model (ARDL) and a non-linear model (NARDL). The results indicate that an increase in the poverty level is correlated with a rise in CO₂ emissions, and that GDP per capita has a positive and significant effect on environmental degradation. In conclusion, despite efforts to stimulate economic development, poverty contributes to environmental pollution. Thus, Algeria must combine economic growth with policies aimed at ensuring high-quality standards.

Keys words: Poverty, Environmental degradation, CO₂ emissions, ARDL and NARDL.

JEL classification codes: Q53; Q56; I32; C51.

Résumé :

La dégradation de la qualité environnementale est un phénomène observé dans la majorité des pays. Dans les économies en développement, où la pauvreté demeure un problème majeur, cette étude se propose d'analyser l'impact de la pauvreté sur l'environnement en Algérie. Pour ce faire, deux approches économétriques ont été mises en œuvre : un modèle linéaire (ARDL) et un modèle non linéaire (NARDL). Les résultats indiquent qu'une augmentation du niveau de pauvreté est corrélée avec une hausse des émissions de CO₂, et que le PIB par habitant exerce un effet positif et significatif sur la dégradation de l'environnement. En conclusion, malgré les efforts entrepris pour stimuler le développement économique, la pauvreté contribue à la pollution environnementale. Ainsi, l'Algérie doit conjuguer la croissance économique avec des politiques visant à garantir une haute qualité.

Mots clés : Pauvreté, Dégradation de l'environnement, Emissions de CO₂, ARDL et NARDL.

Codes de classification JEL : Q53; Q56; I32; C51.

Auteur correspondant: AttouchiManel, **Email:** attouchimanel@gmail.com

1-Introduction

Les enjeux liés au développement durable se sont intensifiés au fil du temps, en particulier depuis que l'impact des activités économiques sur la qualité environnementale est devenu évident. Malgré les efforts pour réduire la pauvreté et atténuer la pollution, de nombreux pays demeurent confrontés à ces défis. La lutte contre la pauvreté ainsi que le renforcement de la résilience face aux aléas climatiques figurent parmi les priorités des Objectifs de Développement Durable (ODD) (Baloch, M. A., Khan, S. U. D., Ulucak, Z. Ş., & Ahmad, A. 2020). Dans ce contexte, la durabilité environnementale apparaît comme un levier essentiel pour soutenir une activité économique pérenne et le bien-être humain à long terme. Toutefois, plusieurs nations en développement, encore en phase initiale ou intermédiaire de leur croissance, tendent à sacrifier leur environnement pour assurer leur développement ou leur survie. Les défis environnementaux – tels que les risques liés au changement climatique et la menace sur les ressources naturelles et la biodiversité – sont particulièrement importants dans ces pays (Masron, T. A., & Subramaniam, Y. 2019).

Le débat théorique sur les relations entre pauvreté et environnement se divise en deux grandes perspectives. D'un côté, certains chercheurs avancent que les populations pauvres, en raison de leurs moyens limités et de la nécessité de répondre à des besoins immédiats, contribuent activement à la dégradation environnementale (Jalal 1993 ; Reardon et Vosti 1992 ; Banque mondiale 1992). Ils soulignent que les problèmes environnementaux peuvent être dissimulés derrière l'état de pauvreté, notamment dans les pays à revenu faible ou moyen. En outre, la qualité de vie des pauvres est étroitement liée à la qualité de leur environnement, impactant leur santé, leurs moyens de subsistance et leur vulnérabilité (Masron, T. A., & Subramaniam, Y. 2019 ; Bryceson, 2002). D'autre part, une autre vision considère que ce sont les pauvres qui subissent les effets de la dégradation environnementale, tandis que la croissance économique mesurée par le revenu par habitant demeure le principal moteur de cette détérioration (Rostami et Sadati 2008). Ainsi, le lien exact entre pauvreté et dégradation environnementale reste controversé. Si tel est le cas, résoudre le problème de la pauvreté pourrait également passer par la préservation d'un environnement sain.

L'Algérie a été choisie pour cette analyse, car elle présente des difficultés à stimuler sa croissance économique et à réduire la pauvreté. Les politiques économiques mises en place engendrent une consommation énergétique importante, principalement basée sur les combustibles fossiles, ce qui se traduit par une augmentation des émissions de CO₂. Selon le Commissariat aux énergies renouvelables et à l'Efficacité énergétique (CEREFE), la consommation d'énergie finale en Algérie a progressé en moyenne de 5 % par an, enregistrant une croissance de 59 % entre 2010 et 2019 passant de 31,6

millions à 50,4 millions de tonnes équivalent pétrole (TEP). Par ailleurs, l'Algérie se positionne au troisième rang en Afrique pour les émissions de CO₂ (Hochberg, 2020). En 2018, le secteur des transports représentait 32 % des émissions, suivi par la production d'électricité et de chaleur (28 %), le secteur résidentiel (19 %) et l'industrie (9 %). Depuis 2005, les émissions ont connu une augmentation de 77 % en raison de l'accélération démographique, du développement industriel et du changement climatique (Sibel Raquel Ersoy, Julia Terrapon-Pfaff 2021). Diverses données indiquent également une hausse significative du taux de pauvreté en Algérie – de 3,6 % en 1988 à 8,1 % en 1995, 12 % en 2000, 18 % en 2012 et près de 8 millions en 2020. Cette tendance inquiétante est exacerbée par la crise économique, sanitaire, le chômage croissant et l'absence de mesures efficaces pour contrer ce phénomène, avec des taux de pauvreté multidimensionnelle particulièrement élevés dans le Sud (27,6 %), les Hauts Plateaux-Centre (22,5 %) et les Hauts Plateaux-Ouest (20 %), les zones rurales étant plus affectées (24,4 %) que les zones urbaines (14,1 %) (Bladehane, R. et Comité interministériel chargé du suivi de la mise en œuvre des ODD 2019).

Au vu de ce contexte, le présent article se propose d'étudier empiriquement la relation entre pauvreté et dégradation de l'environnement en Algérie, en intégrant le rôle modérateur de la croissance économique par habitant. Dans cette analyse, les émissions de CO₂ servent d'indicateur de la dégradation environnementale. Deux modèles ont été appliqués : l'approche ARDL linéaire et le modèle non linéaire NARDL. Le document est organisé comme suit : une revue de la littérature, suivie par une description des données, des variables et des modèles utilisés. La section suivante présente les résultats empiriques, avant de conclure avec des recommandations politiques.

2-Revue de littératures

Tanchangya, P. et Ayoungman, F. Z. (2022) ont analysé l'impact de la pauvreté, de l'inégalité des revenus, de la population et du PIB par habitant sur les émissions de carbone au Bangladesh. En appliquant les modèles ARDL linéaire et NARDL non linéaire sur des données annuelles de 1983 à 2020, ils constatent que la pauvreté, la densité de population et le PIB par habitant augmentent les émissions de carbone à court terme, tandis que l'inégalité des revenus influence faiblement les émissions à long terme. Leurs résultats asymétriques montrent que l'inégalité peut en réalité contribuer à réduire les émissions, suggérant ainsi que la croissance économique influence positivement les émissions de carbone. Ils recommandent la mise en œuvre de mesures politiques inclusives pour réguler la croissance démographique et réduire la pauvreté sans compromettre l'environnement.

Dhrifi, A., Jaziri, R. et Alnahdi, S. (2020) ont examiné la causalité entre l'investissement direct étranger (IDE), les émissions de CO₂ et la pauvreté pour

Le titre : Est-ce que la pauvreté provoque la dégradation de l'environnement? Etude..

un panel de 98 pays en développement (1995-2017) en subdivisant les pays en Asie, Afrique et Amérique latine. Les résultats montrent une relation bidirectionnelle entre IDE et pauvreté ainsi qu'entre émissions de CO₂ et pauvreté. Dans certaines régions, notamment en Afrique et en Amérique latine, une augmentation de 1 % des émissions de CO₂ accroît la pauvreté d'environ 0,68 % à 0,46 %, ce qui confirme une corrélation positive entre les deux phénomènes. Cependant, dans le cas de l'Asie, l'impact des émissions sur la pauvreté est négatif, indiquant que le stade de développement économique influence cette relation.

L'étude de Baloch, M. A. et al. (2020) se penche sur le lien entre inégalité des revenus, pauvreté et émissions de CO₂ dans 40 pays d'Afrique subsaharienne (2010-2016) à l'aide de l'estimateur de Driscoll-Kraay. Elle suggère qu'une augmentation des inégalités entraîne une hausse des émissions de CO₂, et que la pauvreté affecte négativement la qualité de l'environnement, avec des implications politiques en termes de lutte contre la pauvreté et d'encouragement d'un développement économique inclusif.

Khan, S. A. R. (2019) étudie le rôle de la pauvreté et des opérations logistiques dans le contexte de la dégradation environnementale pour les pays de l'ASEAN (2007-2017), en utilisant la méthode des moments généralisés (GMM). Ses résultats indiquent que la pauvreté et les pratiques logistiques non durables aggravent la dégradation de l'environnement, notamment par une consommation excessive de combustibles fossiles.

Masron, T. A. et Subramaniam, Y. (2019) ont quant à eux utilisé des données de panel sur 50 pays en développement (2001-2014) pour démontrer que la pauvreté est l'un des principaux moteurs de la détérioration environnementale. Ils suggèrent que les politiques environnementales devraient intégrer la réduction de la pauvreté, et que les populations pauvres pourraient faire partie intégrante de la solution grâce à une meilleure inclusion financière et un accès accru aux ressources.

Le tableau 1 ci-dessous résume certaines études empiriques antérieures traitant du lien entre émissions de CO₂ et pauvreté, classées chronologiquement.

Table 1. Résumé des études empiriques précédentes portant sur le lien entre les émissions de CO₂ et la pauvreté.

Auteur	Région	Période	Méthodologie	Résultat
Reardon, T., & Vosti, S. A. (1995).	Les pays en développement	---	Théorique	Les liens entre la pauvreté et l'environnement dépendent de la composition des actifs détenus par les ruraux pauvres et des types de problèmes environnementaux auxquels ils sont confrontés.

Satterthwaite, D. (2003).	Afrique, Asie et Amérique latine	---	Théorique	Peu de preuves que la pauvreté urbaine contribue de manière significative à la dégradation de l'environnement.
Finco, M. V. A. (2009).	Brésil	---	Modèle probit non linéaire via un questionnaire	La pauvreté rurale et la dégradation de l'environnement sont statistiquement significatives et positivement corrélées.
Zaman, K., Ikram, W., Shah, I.A., (2010)	Pakistan	1980–2009	Moindres carrés ordinaires (MCO)	Les preuves empiriques appuient en partie la notion selon laquelle la causalité existe entre la pauvreté rurale et la pollution de l'environnement.
Islam, R., Abdul Ghani, A.B., (2018)	Les pays d' ASEAN	1995–2014	Régression linéaire	La pauvreté a une relation positive et significative avec la pollution de l'environnement.
Rizk, R., Slimane, M. Ben, (2018)	146 pays	1996-2014	Moindres carrés en trois étapes (3SLS) (équations simultanées potentielles).	Il existe une relation non linéaire entre la pauvreté et les émissions de CO ₂ . De plus, la qualité institutionnelle contribue à réduire la pauvreté et les émissions de CO ₂ .
Jin, G., Fu, R., Li, Z., Wu, F., Zhang, F., 2018	Chine	2007-2014	Méthode des moindres carrés en trois étapes (3SLS)	Le taux d'emploi social s'est augmenté avec la hausse des émissions de CO ₂ . L'augmentation du taux d'emploi renforce la résistance sociale à la pauvreté et réduit les risques de re-pauvreté.

3-Données et modèle :

L'analyse repose sur des données annuelles couvrant 1980 à 2022. L'objectif est d'examiner l'impact de la pauvreté sur la dégradation de l'environnement, en prenant pour indicateur principal les émissions de CO₂ (tonnes métriques par habitant), et les variables explicatives suivantes :

- Pauvreté : Approximée par les dépenses de consommation finale des ménages par habitant (en dollars constants, année de base 2015) en l'absence d'indicateurs directs tels que le Poverty Gap ou le Head Count.
- Croissance économique : Mesurée par le PIB par habitant (en dollars constants, année de base 2015).

L'annexe 2 ci-dessous présente la liste des variables, leurs descriptions et leurs sources.

Tableau 2. Listes des variables, descriptions et sources.

Variable	Proxy	Descriptions	Sources
LCO _{2t}	✓ Les émissions de Carbone ✓ La dégradation de l'environnement	Tonnes métriques par habitant	Indicateurs du développement mondial (WDI)
LCONS _t	✓ Dépenses de consommation finale des ménages par habitant ✓ Pauvreté	Dollar par habitant à prix constant, l'année de base 2015	Banque Mondiale
LPIB _t	✓ Le produit intérieur brut par habitant ✓ Croissance économique	Dollar par habitant à prix constant, l'année de base 2015	Banque Mondiale

Source : Elaboré par les auteurs

3.1-Statistiquesdescriptives :

Le Tableau 3 présente les statistiques descriptives des variables. Les résultats indiquent que les distributions sont normales (la probabilité du test de Jarque-Bera est supérieure à 5 %). Les moyennes et médianes se rapprochent, indiquant une faible dispersion, comme le confirment les écarts-types relativement faibles (0,1596 pour LCO₂, 0,1775 pour LCONS_t et 0,1280 pour LPIB_t). L'aplatissement (kurtosis) est inférieur à 3 pour deux variables, indiquant des distributions platykurtiques, alors que la variable présentant une distribution mesokurtique affiche une fréquence modérée de valeurs aberrantes. Par ailleurs, la distribution asymétrique (avec une légère asymétrie négative) démontre que la majorité des observations se concentrent sur le côté droit de la distribution.

Tableau 3. Statistiques descriptives des variables

	LCO ₂	LCONS _t	LPIB _t
Moyenne	1.17 56	7.2261	8.1586
Médiane	1.18 77	7.2505	8.1479
Maximum	1.43 58	7.4726	8.3537
Mminimum	0.67 22	6.9355	7.9411
Ecart-type	0.15 96	0.1775	0.1280

Asymétrie	- 0.6387	- 0.1529	- 0.0028
Aplatissement	3.88 38	1.5975	1.6660
Jarque-Bera	4.22 32	3.6057	3.1138
Probabilité	0.12 10	0.1648	0.2107
Somme	49.3 772	303.49 69	342.66 13
Somme carré Dév.	1.04 467	1.2929	0.6723
Observations	42	42	42

Source : Elaboré par l'auteur

3.2- Modèle :

La méthodologie adoptée repose sur le test des limites (Bounds test) dans le cadre de l'approche ARDL, largement utilisée en économie. Alors que les tests d'Engle-Granger et de Johansen nécessitent que toutes les séries soient intégrées d'ordre I(1), l'ARDL permet d'intégrer à la fois des variables I(0) et I(1), rendant ainsi cette méthode particulièrement adaptée à l'étude de la cointégration entre variables, sachant qu'aucune n'est intégrée d'ordre I(2).

Le modèle ARDL peut être exprimé sous forme de modèle à correction d'erreur (Pesaran et al., 2001) comme suit :

$$\Delta LCO_{2t} = \theta + \alpha_1 LCO_{2t-1} + \alpha_2 LCONS_{t-1} + \alpha_3 LPIB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_{1,i} \Delta LCO_{2t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{2,i} \Delta LCONS_{t-i} + \sum_{i=0}^q \delta_{3,i} \Delta LPIB_{t-i} + \varepsilon_t.$$

Où θ est la constante du modèle; α_j indiquent les estimateurs à long terme et δ_{ji} les coefficients de court terme, Δ représente l'opérateur de différence première et ε_t est le bruit blanc du modèle.

La lettre L , indique que la série temporelle a été présentée en logarithme à cause de la différence des unités de mesures de l'ensemble des variables (Tonnes métriques, dollars).

Le modèle ARDL est néanmoins critiqué pour son hypothèse de linéarité, ne tenant pas compte des relations asymétriques entre variables. Pour pallier ce manque, nous adoptons également le modèle NARDL (Shin et al., 2014) qui décompose la variable explicative en ses composantes positives et négatives pour capturer les effets asymétriques :

$$\begin{aligned}\Delta LCO_{2t} = & \varphi + \beta_1 LCO_{2t-1} + \beta_2 LCONS_{t-1}^+ + \beta_3 LCONS_{t-1}^- + \beta_4 LPIB_{t-1} \\ & + \sum_{i=1}^p \gamma_{1,i} \Delta LCO_{2t-i} + \sum_{i=0}^q \gamma_{2,i} LCONS_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \gamma_{3,i} LCONS_{t-i}^- \\ & + \sum_{i=0}^q \gamma_{4,i} \Delta LPIB_{t-i} + \mu_t.\end{aligned}$$

Avec φ est la constante, β_j indiquent les estimateurs à long terme, γ_{ji} les coefficients de court terme, Δ représente l'opérateur de différence première et μ_t le bruit blanc du modèle.

Pour considérer toute asymétrie potentielle à la fois à court et à long terme, Shin, Yu et Greenwood-Nimmo (2014) ont proposé un modèle dans lequel $LCONS_t$ qui est la variable indépendante est décomposé en somme partielle positive $LCONS_t^+$ et négative $LCONS_t^-$:

$$\begin{aligned}LCONS_t &= LCONS_0 + LCONS_t^+ + LCONS_t^- \\ LCONS_t^+ &= \sum_{i=1}^t \Delta LCONS_{i,t}^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta LCONS_{i,t}, 0) \\ LCONS_t^- &= \sum_{i=1}^t \Delta LCONS_{i,t}^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta LCONS_{i,t}, 0)\end{aligned}$$

On effectue le test de Wald pour confirmer ou infirmer l'effet asymétrique où les hypothèses nulles à long et court terme sont respectivement : (voir le tableau 10).

$$H_0 : (-\beta_2/\beta_1) = (-\beta_3/\beta_1),$$

Et :

$$H_0 : \sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2i} = \sum_{i=0}^{p-1} \gamma_{3i}.$$

4- Résultats Empiriques

4.1- Tests de racine unitaire

Avant d'appliquer les modèles ARDL et NARDL, il est indispensable de vérifier la présence d'une racine unitaire dans les séries temporelles. Pour ce faire, nous avons appliqué les tests ADF et PP, ainsi que le test de Zivot-Andrews (1992) afin de tenir compte d'éventuelles ruptures structurelles. Les résultats (voir Tableaux 4, 5 et 6) indiquent que les séries, après différenciation première, deviennent stationnaires, confirmant ainsi leur intégration d'ordre I(1).

Tableau 4. Les résultats du test Dickey–Fuller Augmenté (ADF).

Série	Niveau			Première différenciation			I(..)
	I	II	III	I	II	III	
$LCO_{2,t}$	0.03	-2.09	-1.66	-7.97***	-8.33***	-8.58***	I(1)
$LCONS$	1.46	-1.01	-2.52	-6.02***	-6.21***	-6.04***	I(1)
$LPIB_t$	1.11	-2.24	-3.51**	-2.71***	-2.93**	-9.250***	I(1) ou I(0)

Source : Elaboré par les auteurs

*, ** et *** indiquent le niveau de signification de 10%, 5%et 1%, respectivement.

I, II, III signifient l'équation sans constante, avec constante, avec constante et tendance respectivement.

Tableau 5. Les résultats du test Phillips-Perron (PP)

Série	Niveau			Première différenciation			I(..)
	I	II	III	I	II	III	
$LCO_{2,t}$	0.02	-2.12	-1.61	-7.97***	-8.33***	-8.59***	I(1)
$LCONS$	1.09	-1.42	-2.00	-7.95***	-8.17***	-8.25***	I(1)
$LPIB_t$	1.27	-1.29	-1.91	-8.89***	-9.39***	-9.59***	I(1)

Source : Elaboré par les auteurs

*, ** et *** indiquent le niveau de signification de 10%, 5%et 1%, respectivement.

I, II, III signifient l'équation sans constante, avec constante, avec constante et tendance respectivement.

Tableau 6. Test de racine unitaire de Zivot et Andrews

Série	Niveau			Première différentiation			I(..)
	A	B	C	A	B	C	
$LCO_{2,t}$	-4.75(0)	-3.11(0)	-5.43(0)	-9.28*** (0)	---	-11.19*** (0)	I(1)
TR	1990	1974	1972	1979	---	1974	
$LCONS_t$	-3.00 (4)	-3.26 (0)	-3.23 (4)	-4.67* (3)	-6.21*** (2)	-10.05*** (1)	I(1)
TR	1990	1975	1987	1986	1992	1999	
$LPIB_t$	-3.21 (1)	-4.40 (1)	-3.78 (1)	-9.60*** (0)	-9.24*** (0)	-9.50*** (0)	I(1)
TR	1972	1973	1986	1996	1990	1996	

Source : Elaboré par les auteurs

Le titre : Est-ce que la pauvreté provoque la dégradation de l'environnement? Etude..

TR est le temps de la rupture, () signifie nombre de retard choisi. *, ** et *** indiquent que l'hypothèse de racine unitaire est rejetée aux niveaux de 10 %, 5 % et 1 %, respectivement. Modèle A : avec constante, modèle B : avec tendance et le modèle C indique l'existence à la fois de la constante et la tendance.

4.2-Test des bornes (Bounds test):

Les Tableaux 7 et 8 rapportent les résultats des tests des bornes pour les modèles ARDL et NARDL. Dans les deux cas, la statistique F calculée dépasse les limites supérieures au niveau de 1 %, permettant ainsi de rejeter l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. Cela implique que les variables LCO2, LCONSt et LPIBt sont cointégrées à long terme.

Tableau 7. Résultats de test des bornes (Bound test) pour le modèle ARDL

Niveau de significativité	F-tabulée		F-calculée	Décision
	Borne inférieure I(0)	Borne supérieure I(1)		
10%	3.17	4.14	7.103	La relation de long terme existe à un taux de 1%
5%	3.79	4.85		
2,5%	4.41	5.52		
1%	5.15	6.36		

Source : Elaboré par les auteurs

Tableau 8. Résultats de test des bornes (Bound test) pour le modèle NARDL

Niveau de significativité	F-tabulée		F-calculée	Décision
	Borne inférieure I(0)	Borne supérieure I(1)		
10%	2.37	3.2	10.512	La relation de long terme existe à un taux de 1%
5%	2.79	3.67		
2,5%	3.15	4.08		
1%	3.65	4.66		

Source : Elaboré par les auteurs

4.3. Les résultats de l'estimation de modèles ARDL et NARDL

Puisque on a confirmé qu'il existe une relation de cointégration à long terme entre les variables pour les deux modèles linéaire et non linéaire alors on peut procéder à l'estimation. Rappelons que la variable endogène est les émissions de CO₂ qui reflètent la dégradation de l'environnement et les variables exogènes sont et le PIB par habitant $LPIB_t$ et la consommation des ménages par habitant $LCONS_t$ qui indique la pauvreté, cette dernière est décomposée en sommes partielles $LCONS_t^+$, $LCONS_t^-$ dans le modèle NARDL pour détecter l'impact des changements positifs et négatifs de la pauvreté sur l'empreinte carbone. Panel 01 du tableau 9 montre les résultats à long terme. L'impact de la croissance économique sur les émissions de carbone est positif dans les deux modèles avec une significativité de 1% et 10% pour ARDL et NARDL respectivement, on peut dire qu'un changement de 1% dans la croissance économique peut augmenter les émissions de CO₂ avec 1,712% et 2,344% pour ARDL et NARDL respectivement. Cependant, dans le modèle (1) l'effet de la dépense de consommation des ménages est négatif et significatif à 5%, ce qui signifie que lorsque la pauvreté augmente (diminue) les émissions augmentent (diminuent) aussi. Tandis que, dans le modèle (2), les chocs positifs de la consommation des ménages sont non significatifs, ce qui implique que les faibles niveaux de pauvreté ne provoquent pas la dégradation de l'environnement, alors que, les chocs négatifs de $LCONS_t^-$ influent négativement sur les émissions de dioxyde de carbone. Un changement négatif de la dépense de consommation indique une diminution de ces dépenses et un ralentissement dans la consommation des ménages signifie qu'ils existent des niveaux élevés de pauvreté, par conséquent, on peut dire que si la pauvreté s'élève à 1% alors les émissions de CO₂ augmentent avec 1,01% à un taux de significativité de 5%.

Panel 02 affiche les résultats de court terme, d'abord, le coefficient de correction d'erreur des modèles (1) et (2) est très significatif (1%), il mesure la vitesse d'ajustement, 75% et 80% des erreurs ont été corrigé en fonction de l'équilibre à long terme de l'année en cours, pour les modèles ARDL et NARDL respectivement.

Dans le modèle (1), les coefficients de court terme de la consommation des ménages sont négatifs et significatifs à 1% et 5% donc la pauvreté et la dégradation de l'environnement ayant une relation directe, et la croissance économique ayant un signe positif non significatif pour $\Delta LPIB_t$ et $\Delta LPIB_{t-2}$ ce qui est contradictoire avec les résultats de long terme. Les coefficients de détermination R^2 et le R^2 ajusté sont respectivement égaux à 78,4% et 65,9%, ce qui signifie la forte explication des variables endogènes du modèle la variable exogène (les émissions de CO₂).

Les résultats du modèle (2) montrent que les chocs positifs de la consommation des ménages réduisent les émissions de CO₂ à un taux de 10% et 1% c'est-à-dire une diminution des niveaux de pauvreté peut ralentir les

Le titre : Est-ce que la pauvreté provoque la dégradation de l'environnement? Etude..

émissions de CO₂. Cependant, les chocs négatifs de la consommation des ménages augmentent les émissions de dioxyde de carbone, par conséquent si les dépenses de consommation diminuent avec 1% alors les émissions s'évaluent avec 0.66% et si les consommations augmentent avec 1% alors les émissions diminuent avec 2.61% l'effet ici est plus que proportionnel. D'après les coefficients de détermination (R^2 et R^2 ajusté) il apparaît que 93,5% des variables indépendantes expliquent la variable dépendante, ce qui confirme que les variables du modèle ont été bien choisis.

Tableau 9. Estimation des modèles ARDL et NARDL à court et à long terme

Variables	Modèle (1) : ARDL	Modèle (2) : NARDL
Panel 01 : Les effets à long terme		
LCONS _t	-0.775127**	---
LCONS _t ⁺	---	-1.181002
LCONS _t ⁻	---	-1.011791**
LPIB _t	1.712664***	2.344081*
Constante	---	-16.88694*
Panel 02 : Les effets à court terme		
ECT	-0.758779***	-0.799516***
ΔLCONS _t	-1.224530***	---
ΔLCONS _{t-1}	-0.279376	---
ΔLCONS _{t-2}	-0.945179**	---
ΔLCONS _{t-3}	1.080033***	---
ΔLCONS _{t-4}	1.240235***	---
ΔLCONS _{t-5}	0.575844	---
ΔLCONS _{t-6}	1.034544***	---
ΔLCONS _t ⁺	---	-2.614232*
ΔLCONS _{t-1} ⁺	---	-1.616279***
ΔLCONS _{t-2} ⁺	---	-2.826793***
ΔLCONS _{t-3} ⁺	---	0.975797
ΔLCONS _{t-4} ⁺	---	0.719706
ΔLCONS _{t-5} ⁺	---	1.407152**
ΔLCONS _{t-6} ⁺	---	1.818198***
ΔLCONS _t ⁻	---	-0.664237*
ΔLCONS _{t-1} ⁻	---	0.061997
ΔLCONS _{t-2} ⁻	---	0.203531
ΔLCONS _{t-3} ⁻	---	-0.538008
ΔLCONS _{t-4} ⁻	---	1.733928***
ΔLCONS _{t-5} ⁻	---	-0.692485
ΔLCONS _{t-6} ⁻	---	0.990891**
ΔLPIB _t	0.471936	0.869564*

$\Delta LPIB_{t-1}$	-1.662663**	-2.110428
$\Delta LPIB_{t-2}$	1.321416	0.612357***
$\Delta LPIB_{t-3}$	-2.359367***	-1.618574
$\Delta LPIB_{t-4}$	-1.792475**	-2.022704***
$\Delta LPIB_{t-5}$	-1.454942*	-0.727213***
$\Delta LPIB_{t-6}$	-0.906839	0.869564
Constante	-5.428288***	---
R^2	0.784	0.935
R^2 -Ajusté	0.659	0.873

Source : Elaboré par les auteurs

***, ** et * indiquent le niveau de significativité à 1 %, 5 % et 10 % respectivement.

4.3.1- Les tests d'asymétrie

Le test de Wald accepte l'impact symétrique de la pauvreté sur la dégradation de l'environnement, d'où la non significativité des probabilités, pendant le court et le long terme, la preuve ; à long terme on constate que les coefficients des chocs positifs et négatifs de la consommation ($LCONS_t^+$ et $LCONS_t^-$) sont presque égaux ($-1,18 \approx -1,01$), c'est-à-dire que les changements positifs et négatifs de la pauvreté affectent symétriquement la variable dépendante les émissions de CO_2 . Les résultats sont montrés dans le tableau 10 ci-dessous :

Tableau 10. Résultats du test d'asymétrie dans le modèle NARDL

	Long terme		Court terme	
	Valeurs	Probabilité	Valeurs	Probabilité
t-stat	-0.237205	0.814	-0.614272	0.543
F-sat	0.056266	0.814	0.377	0.543
H_0	$(-\beta_2/\beta_1) = (-\beta_3/\beta_1)$		$\sum_{i=1}^{p-1} \gamma_{2i} = \sum_{i=0}^{p-1} \gamma_{3i}$	
Décision	Accepter H_0		Accepter H_0	

Source : Elaboré par les auteurs

4.3.2- Tests diagnostiques

Selon le tableau 11, le test LM de corrélation de Breusch – Godfrey, les statistiques calculées pour les modèles linéaires et non linéaires dépassent 1%. Les modèles ne présentent semble-t-il pas de problèmes de corrélation. De plus, le test ARCH révèle de manière évidente que F-stat dépasse 1% pour les deux modèles. Cela implique le rejet de l'hypothèse nulle, ce qui prouve l'absence d'hétéroscédasticité conditionnelle. En outre, on utilise le test de Jarque-Bera afin d'évaluer la distribution normale des résidus. Selon les résultats des tests, la probabilité associée est supérieure à 1 % pour les modèles ARDL et NARDL, ce qui implique que l'hypothèse nulle H_0 de distribution normale des résidus ne peut pas être refusée. En ce qui concerne les résultats du test Ramsey RESET, on observe une valeur P de F-stat bien supérieure à 10 % dans les deux modèles, ce qui confirme l'hypothèse H_0 selon laquelle le modèle est correctement spécifié. Les estimations récursives ont été effectuées en utilisant les tests de CUSUM et CUSUM au carré. Il semble que les modèles soient stables, à l'exception du test de CUSUM au carré dans le processus ARDL.

Tableau 11. Résultats des tests diagnostiques

	Modèle (1) ARDL		Modèle (2) NARDL	
	F-stat	Probabilité	F-stat	Probabilité
Test LM(2)	2.199	0.134	0.990	0.394
Test ARCH(2)	0.047	0.954	2.316	0.112
Test de Normalité	0.994	0.608	0.380	0.826
Test RESET(2)	2.488	0.106	7.293	0.056
CUSUM	Stable		Stable	
CUSUMC	Non-stable		Stable	

Source : Elaboré par les auteurs

5- Conclusion :

L'objectif de cette étude est d'analyser si la pauvreté en Algérie entraîne une détérioration de l'environnement. Nous avons utilisé un modèle autorégressif à retard distribué linéaire ARDL et son extension non linéaire NARDL. Les émissions de dioxyde CO₂ ont été prises comme variable dépendante pour évaluer la dégradation de l'environnement, tandis que les dépenses de consommation des ménages par habitant ont été utilisées comme indicateur de pauvreté. Une autre variable exogène a été ajoutée, à savoir le PIB par habitant. Les résultats indiquent qu'il y a une corrélation entre les variables, ce qui nous a permis d'utiliser les modèles (1) ARDL et (2) NARDL. L'estimation de ces derniers révèle que l'effet de la croissance économique sur les émissions de CO₂ est positif et significatif à court et à long terme pour l'approche NARDL, tandis que pour le modèle ARDL, l'effet est positif et

significatif tant à court qu'à long terme. Dans le modèle linéaire, il y a une corrélation directe entre la pauvreté et les émissions de dioxyde de carbone, ce qui implique que lorsque la pauvreté augmente (diminue), les émissions augmentent également. Alors que dans le modèle (2), les impacts positifs de la consommation des ménages ne sont pas significatifs, ce qui signifie que les faibles niveaux de pauvreté ne dégradent pas l'environnement. Cependant, les impacts négatifs ont un impact négatif sur les émissions de CO₂. Un changement négatif de 1% à long terme de la dépense de consommation indique qu'il existe des niveaux élevés de pauvreté, ce qui entraîne une augmentation des émissions de CO₂ de 1,01% à un taux de significativité de 5%. A court terme si les niveaux de pauvreté diminuent alors les émissions de CO₂ se ralentissent, cependant, les chocs négatifs de la consommation des ménages augmentent les émissions de CO₂, par conséquent si les dépenses de consommation diminuent avec 1% alors les émissions s'évaluent avec 0.66% et si les consommations augmentent avec 1% alors les émissions diminuent avec 2.61%. L'effet des chocs de la consommation est symétrique à court et à long terme. Ainsi, l'analyse des résultats obtenus suggère que la hausse des émissions de pollution est due à la diminution de la consommation des ménages par habitant, ce qui entraîne une augmentation des taux de pauvreté. De plus, la croissance économique accentue les problèmes environnementaux en raison d'une production et d'une consommation d'énergie étendue, jusqu'à un certain seuil des émissions de CO₂. Il est donc nécessaire de réduire ces émissions pour atténuer le changement climatique. De plus, la diminution de la pauvreté est liée à la préservation de l'environnement et inversement. L'effet positif de PIB par habitant sur les émissions de CO₂ signifie que l'expansion économique due à la disponibilité et la consommation intensive de l'énergie a généré d'un côté un certain nombre d'avantages économiques mais de l'autre côté une dégradation de la propreté de l'environnement. Dans ce contexte, l'Algérie ne doit donc pas se concentrer uniquement sur une croissance rapide, mais également sur la haute qualité. Dans cette optique, le gouvernement a la possibilité d'assurer l'utilisation d'énergie durable et renouvelable en remplaçant les sources d'énergie traditionnelles telles que le gaz et le pétrole, qui sont perçus comme une source de développement économique en Algérie. Il est nécessaire de mettre en place des réglementations environnementales, car elles favorisent grandement l'innovation, ce qui entraîne une augmentation de l'efficacité énergétique et une réduction des émissions de CO₂ (Baloch, M. A., Khan, S. U. D., Ulucak, Z. Ş., & Ahmad, A. 2020). D'un point de vue socioéconomique, il est essentiel de mettre en place des réformes globales qui diminuent les disparités de revenus et assurent une situation bénéfique qui réduit la pauvreté sans compromettre ni la croissance économique ni l'écosystème. Il est donc essentiel d'ajuster et d'améliorer constamment le système de protection sociale en Algérie en réponse aux évolutions sociales, économiques et environnementales, en mettant l'accent sur les groupes les plus vulnérables à la pauvreté.

Cette étude confirme les conclusions de Koçak et al. (2019) et Baloch, M. A et al. (2020) qui soutiennent que la pauvreté joue un rôle essentiel dans la détérioration de l'environnement, notamment dans les pays en développement. Étant donné que la pauvreté est liée à une augmentation démographique rapide et à des politiques environnementales faibles, cela entraîne une augmentation de la pression sur les ressources disponibles et une détérioration de la qualité de l'environnement. En outre, elle est en accord avec les recherches menées par Masron, T. A. et Subramaniam, Y. (2019), qui affirment que la pauvreté est responsable d'une quantité excessive d'émissions de CO₂ et de la détérioration des terres car les individus défavorisés abusent des ressources environnementales pour leur survie.

Références

1. Baloch, M. A., Khan, S. U. D., Ulucak, Z. Ş., & Ahmad, A., 2020 . Analyzing the relationship between poverty, income inequality, and CO₂ emission in Sub-Saharan African countries. *Science of the Total Environment*, 740, 139867.
2. Bladehane, R et Comité interministériel chargé du suivi de la mise en oeuvre des ODD 2019. "Responsabilité, culture de paix, mixité et pluralité au service de l'Agenda 2030". Rapport National Volontaire. Algérie https://sustainabledevelopment.un.org/content/documents/23441MAE_rapport_2019_complet.pdf
3. Breusch, T., & Pagan, A. 1980. The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253.
4. Dhriifi, A., Jaziri, R., & Alnahdi, S. 2020. Does foreign direct investment and environmental degradation matter for poverty? Evidence from developing countries. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 13-21.
5. Finco, M. V. A. 2009. Poverty-environment trap: A non linear probit model applied to rural areas in the North Of Brazil. American-Eurasian. *Journal of Agricultural and Environmental Science*, 5(4), 533–539.
6. Islam, R., Abdul Ghani, A.B., 2018. Link among energy consumption, carbon dioxide emission, economic growth, population, poverty, and forest area. *International Journal of Social Economics*, 45(2), 275-285.
7. Jin, G., Fu, R., Li, Z., Wu, F., Zhang, F., 2018. CO₂ emissions and poverty alleviation in China: an empirical study based on municipal panel data. *J. Clean. Prod.* 202, 883–891.
8. Khan, S. A. R. 2019. The nexus between carbon emissions, poverty, economic growth, and logistics operations-empirical evidence from southeast Asian countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(13), 13210-13220.

9. Koçak, E., Ulucak, R., Dedeoğlu, M., Ulucak, Z.Ş., 2019. Is there a trade-off between sustainable society targets in Sub-Saharan Africa? *Sustainable Cities and Society*, 51, 101705.
10. Masron, T.A., & Subramaniam, Y. 2019. Does poverty cause environmental degradation? Evidence from developing countries. *Journal of poverty*, 23(1), 44-64.
11. Pesaran MH, Shin Y, Smith RJ 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *J Appl Economet* 16(3):289–326.
12. Reardon, T., & Vosti, S. A. 1995. Links between rural poverty and the environment countries: Asset categories and investment poverty. *World Development*, 23(9), 1495–1506.
13. Rizk, R., Slimane, M. Ben, 2018. Modelling the relationship between poverty, environment, and institutions: a panel data study. *Environ. Sci. Pollut. Res.* 25, 31459–31473.
14. S. M. C. B. H. & S. M. Hashmi, 2020. Asymmetric effect of exchange rate volatility on India's cross-border trade: Evidence from global financial crisis and multiple threshold nonlinear autoregressive distributed lag model, *Australian Economic Papers*, vol. e12194,
15. Satterthwaite, D. 2003. The links between poverty and the environment in urban areas of Africa, Asia, and Latin America. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 590(1), 73–92.
16. Shin Y, Yu B, Greenwood-Nimmo M 2014. Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework. *Festschrift in honor of Peter Schmidt. Springer, New York*, pp 281–314.
17. Sibel Raquel Ersoy, Julia Terrapon-Pfaff 2021. LE SYSTÈME ÉNERGÉTIQUE DE L'ALGÉRIE Développement d'un modèle de phases pour une transformation durable. FRIEDRICH-EBERT-STIFTUNG Bureau Algérie.
18. Tanchangya, P., & Ayoungman, F. Z. 2022. Poverty, Income inequality and Carbon Emission (CO₂e) in Bangladesh: Evidence from ARDL and NARDL model. 16 March 2022, PREPRINT (Version 1) available at Research Square <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-1444999/v1>
19. Zaman, K., Ikram, W., Shah, I.A., 2010. Bivariate co-integration between poverty and environment: a case study of Pakistan (1980-2009). *J. Environ. Plan. Manag.* 53, 9.