

Croissance sectorielle et émissions de CO_2 au Mali : une analyse empirique des interactions entre développement économique et environnement

Sectoral growth and CO_2 emissions in Mali : an empirical analysis of the interactions between economic development and the environment.

Auteur 1 : Mamadou Dit Koro SIDIBÉ,

Auteur 2 : Tahirou TANGARA,

Auteur 3 : Mohamed Lamine TRAORÉ,

Auteur 4 : Mariama SACKO,

Auteur 5 : Abdrahamane KONÉ,

Mamadou Dit Koro SIDIBÉ 1, (ORCID, titre académique PhD.)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako, Mali/ Faculté des Sciences Economiques et de Gestion-FSEG

Tahirou TANGARA 2, (titre académique PhD.)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako, Mali/ Faculté des Sciences Economiques et de Gestion-FSEG

Mohamed Lamine TRAORÉ 3, (Doctorant)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako, Mali/ Faculté des Sciences Economiques et de Gestion-FSEG

Mariama SACKO 4, (Doctorante)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako, Mali/ Faculté des Sciences Economiques et de Gestion-FSEG

Abdrahamane KONÉ 5, (ORCID, titre académique PhD.)

Université des Sciences Sociales et de Gestion de Bamako, Mali/ Faculté des Sciences Economiques et de Gestion-FSEG

Déclaration de divulgation : L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

Conflit d'intérêts : L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

Pour citer cet article : SIDIBÉ .M D K, TANGARA .T, TRAORÉ .M L, SACKO .M & KONÉ .A (2026) « Croissance sectorielle et émissions de CO_2 au Mali : une analyse empirique des interactions entre développement économique et environnement », African Scientific Journal « Volume 03, Num 37 » pp: 001 – 034.



DOI : 10.5281/zenodo.22715836

Copyright © 2026 – ASJ



Résumé

Cette étude analyse les relations entre la croissance sectorielle et les émissions de CO₂ au Mali, en mobilisant un modèle ARDL et le test de causalité de Toda–Yamamoto sur des données annuelles issues de la Banque mondiale. Les résultats montrent qu'à long terme, l'agriculture augmente significativement les émissions, tandis que l'industrie et les services exercent un effet modérateur. L'ouverture commerciale constitue, en revanche, un facteur aggravant. À court terme, la population, la consommation d'énergie et l'ensemble des secteurs influencent de manière significative les émissions, soulignant leur forte sensibilité aux fluctuations économiques. La validité du terme de correction d'erreur confirme l'existence d'une relation de cointégration.

Le test de Toda–Yamamoto révèle une causalité allant des services et de la consommation d'énergie fossile vers les émissions, ainsi qu'un effet de rétroaction des émissions sur l'industrie. Ces résultats suggèrent que l'impact de l'agriculture et de l'industrie relève principalement de dynamiques structurelles à long terme, tandis que les variations à court terme sont davantage déterminées par des facteurs conjoncturels tels que la consommation énergétique et la démographie.

Ces résultats appellent à des politiques intégrées de transition énergétique, de modernisation agricole durable, d'efficacité énergétique industrielle et de régulation environnementale du commerce. Les principales limites concernent la disponibilité des données et l'absence d'analyse des effets non linéaires, ouvrant la voie à des recherches futures pour approfondir ces relations.

Mots-clés : Croissance sectorielle, Émissions de CO₂, ARDL, Toda–Yamamoto, Mali, Transition énergétique.

Abstract

This study examines the relationship between sectoral growth and CO₂ emissions in Mali, using an ARDL model and the Toda–Yamamoto causality test on annual data from the World Bank. Long-term results indicate that agriculture significantly increases emissions, while industry and services exert a moderating effect. Trade openness, however, emerges as a contributing factor. In the short term, population, energy consumption, and all sectors significantly influence emissions, reflecting their sensitivity to economic fluctuations. The error correction term confirms the existence of a cointegration relationship among the variables.

The Toda–Yamamoto test reveals causality from services and fossil energy consumption to emissions, as well as a feedback effect of emissions on industry. These findings suggest that the impact of agriculture and industry is primarily driven by long-term structural dynamics, whereas short-term variations are largely determined by cyclical factors such as energy use and demographics.

Policy implications point to the need for an integrated energy transition, sustainable agricultural modernization, improved industrial energy efficiency, and environmental regulation of trade. Key limitations include data availability and the absence of nonlinear effect analysis, highlighting opportunities for future research to deepen understanding of these relationships.

Keywords: Sectoral growth, CO₂ emissions, ARDL, Toda–Yamamoto, Mali, Energy transition.

Introduction

La relation entre la croissance sectorielle et les émissions de CO₂ constitue un enjeu crucial des débats économiques et environnementaux contemporains. Les émissions de dioxyde de carbone (CO₂), principal gaz à effet de serre, représentent un indicateur clé du changement climatique et de la pression anthropique sur l'environnement. Plusieurs études récentes montrent que la croissance économique, lorsqu'elle repose sur des modes de production fortement énergivores et dépendants des énergies fossiles, peut accentuer la pollution atmosphérique et compromettre la durabilité environnementale (Shahbaz et al., 2018; Ozturk et Al-Mulali, 2015).

Au Mali, la croissance économique est largement dépendante de l'agriculture, moteur historique de l'économie, qui contribue à environ 38 % du PIB et emploie plus de 70 % de la population active (Banque mondiale, 2020). L'industrie, encore émergente, représente environ 19 % du PIB, tandis que les services contribuent pour près de 40 %. Cette structure sectorielle comporte des implications directes sur les émissions de CO₂. Entre 2021 et 2022, les émissions liées aux combustibles fossiles ont augmenté de 4,45 %, atteignant environ 6,7 millions de tonnes (0,29 tonne par habitant), et ont été estimées à 7 millions de tonnes en 2023 (Banque mondiale, 2024). Les émissions totales de gaz à effet de serre au Mali étaient estimées à 48,5 millions de tonnes équivalent CO₂ en 2021, avec une hausse de 2,7 % par rapport à 2020, dont 79 % provenaient du secteur agricole, 15 % du secteur énergétique et 4 % de l'industrie (UNFCCC, 2023).

Cette situation soulève une question centrale : la croissance économique sectorielle au Mali est-elle compatible avec la protection de l'environnement, notamment en termes d'émissions de dioxyde de carbone (CO₂) ? Cette interrogation s'inscrit dans le cadre d'une analyse empirique visant à comprendre comment les différents secteurs économiques contribuent aux pressions environnementales et comment leurs interactions peuvent être générées pour un développement durable.

L'objectif principal de cette étude est d'examiner la relation entre croissance économique sectorielle et les émissions de CO₂ au Mali, en tenant compte de variables de contrôle telles que la consommation d'énergie fossile, la population et l'ouverture commerciale. Contrairement aux études centrées uniquement sur la croissance globale, ce travail met l'accent sur l'hétérogénéité sectorielle afin de mieux comprendre les contributions différenciées de l'agriculture, de l'industrie et des services à la dynamique environnementale.

Pour atteindre cet objectif, nous mobilisons une approche méthodologique permettant de capter les différentes dimensions de la relation entre structure sectorielle et émissions de CO₂. Le recours au modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) se justifie par la nécessité d'identifier à la fois les effets de court terme et les relations d'équilibre de long terme entre les émissions de CO₂ et les variables sectorielles et contrôle retenues. Cette approche apparaît comme particulièrement pertinente dans cette étude, compte tenu de la possibilité que les variables présentent des propriétés dynamiques et des ordres d'intégration différents. Toutefois, l'existence d'une relation de long terme ne permet pas, à elle seule, d'établir le sens des interactions entre les variables. Afin de compléter l'analyse, le test de causalité de Toda-Yamamoto est ainsi mobilisé pour déterminer la direction des relations causales entre les émissions de CO₂, la structure sectorielle de l'économie et les principales variables explicatives. La combinaison de ces deux approches permet ainsi d'appréhender simultanément les dynamiques de court et de long terme ainsi que la direction des relations causales. Les données utilisées couvrent la période 1990-2023 et proviennent de la Banque mondiale.

Cet article contribue à la littérature de trois manières principales : il enrichit les études sur la courbe environnementale de Kuznets proposant une approche sectorielle appliquée à un pays sahélien ; il intègre des variables de contrôle rarement considérées simultanément dans le cas du Mali, notamment l'énergie fossile, la démographie et l'ouverture commerciale ; il fournit aussi des résultats utiles pour la formulation de politiques conciliant croissance et durabilité environnementale.

En fin, la structure de l'article sera la suivante : après cette introduction, la première partie de ce travail présentera une revue de la littérature des principaux résultats théoriques et empiriques sur la relation croissance économique et environnement. La deuxième partie détaillera la méthodologie et les données utilisées. La troisième partie présentera les résultats empiriques et discussion, et la quatrième partie conclura avec des implications pour les politiques publiques et des pistes pour de recherches futures.

1. Revue de littérature

1.1. Revue théorique

La relation entre croissance économique et environnement repose sur plusieurs approches théoriques qui mettent en avant la manière dont les activités productives influencent les émissions polluantes. Selon la théorie de la croissance néoclassique, l'accumulation du capital et l'expansion de la production entraînent une utilisation accrue des ressources naturelles et des énergies fossiles, générant ainsi une hausse des émissions polluantes (Solow, 1956; Stern, 2004).

Les théories de l'économie écologique insistent, quant à elles, sur les limites biophysiques de la planète. Selon ces penseurs, une croissance économique reposant sur l'exploitation intensive des ressources naturelles finit inévitablement par provoquer une dégradation environnementale et un dépassement des capacités de régénération des écosystèmes (Daly, 1996; Costanza et al., 2015). Dans cette perspective, la relation croissance et pollution n'est pas transitoire mais structurelle, et nécessite des changements profonds dans les modes de production et de consommation.

Par ailleurs les approches institutionnalistes mettent en avant le rôle des politiques publiques et de la gouvernance dans la régulation de cette relation. Des réglementations environnementales strictes, la transition énergétique et les incitations technologiques peuvent contribuer à réduire l'impact environnemental de la croissance économique (Poter et Linde, 1995; Acemoglu et al., 2012).

En fin, les analyses sectorielles soulignent que la contribution des différents secteurs économiques à la pollution est très hétérogène. L'agriculture contribue aux émissions par la déforestation, la riziculture et surtout l'élevage qui produit du méthane (CH_4) et du protoxyde d'azote (N_2O). De ce fait, l'agriculture et l'élevage contribuent à hauteur de près de 18 % des émissions mondiales de gaz à effet de serre (FAO, 2022). En plus de cela, la théorie environnementale met en avant le rôle crucial des pratiques agricoles traditionnelles et de l'expansion des terres cultivées comme sources majeures de dégradation écologique dans les pays en développement (Angelsen et Kaimowitz, 2001). L'industrialisation est considérée comme un moteur central des émissions de dioxyde de carbone (CO_2) via la combustion d'énergies fossiles dans la production manufacturière (Stern, 2004; Apergis et Payne, 2009). Les services quant à eux, sont longtemps considérés comme faiblement polluants, mais ils contribuent indirectement aux émissions à travers la consommation énergétique, la mobilité urbaine et la numérisation (Ozturk et Al Mulali, 2015). Le secteur

énergétique est considéré comme le principal secteur responsable des émissions de CO_2 par la combustion de charbon, pétrole et le gaz. Il contribue à plus de 70 % des émissions de dioxyde de carbone à l'échelle mondiale (AIE, 2023). Cependant, la théorie du découplage (OCDE, 2002) indique que la transition vers les énergies renouvelables permettrait de réduire progressivement l'intensité carbone de la croissance économique.

1.2. Revue empirique

En plus de revues théoriques, plusieurs études ont analysé empiriquement la relation entre croissance et les émissions de gaz à effet de serre plus précisément celle de dioxyde de carbone (CO_2), avec des résultats parfois convergents, parfois divergents. Grossman et Krueger (1995) examinent pour 42 pays sur la période allant de 1979 à 1990 à l'aide d'un modèle MCO et trouvent que la croissance économique entraîne initialement une augmentation des émissions de CO_2 , suivie d'une baisse au-delà d'un certain seuil, confirmant ainsi la courbe environnementale de Kuznets. Dans le même sillage, Holtz-Eakin et Selden (1995), sur cent trente pays, en utilisant le modèle MCO sur des données annuelles 1951-1986, confirment une relation positive entre le PIB par habitant et les émissions de CO_2 à court terme. Par contre, ils trouvent un effet négatif à long terme entre les deux variables.

Nkengfack et al. (2021) montrent, à l'aide d'un modèle ARDL appliqué aux pays du Bassin du Congo allant de 1978 -2012, que la croissance économique, la densité de population et les activités industrielles augmentent les émissions de dioxyde de carbone (CO_2). De même, Jebli et Youssef (2015) en utilisant le modèle VECM pour la Tunisie sur la période 1980-2009, confirment que les énergies renouvelables ont un impact faible et négatif sur les émissions de dioxyde de carbone. Bouznit (2017) analysant les 10 pays du MENA sur la période allant de 1980 à 2014 via une fonction translog, confirme que le PIB par habitant et la consommation d'énergie influence positivement les émissions de CO_2 . Geoffroy et al. (2019) avec le modèle ARDL sur la période allant de 1971-2011, confirment un impact positif et significatif de l'ouverture commerciale, de la consommation d'énergie fossile et de l'industrie sur les émissions de CO_2 au Cameroun. En revanche, la population urbaine influence négativement les émissions de dioxyde de carbone.

Khanniba et al. (2020) ont analysé la relation la relation entre la production d'énergies renouvelables, les émissions de CO_2 et la croissance économique au Maroc entre 1990-2015 en utilisant le modèle ARDL et la causalité de Toda-Yamamoto. Les résultats révèlent que, à court

terme, les émissions de CO_2 , la production d'énergies renouvelables réduisent le PIB. Par contre, à long terme, le PIB est principalement déterminé par les émissions de CO_2 . Ridhosari et Rahman, (2020) en utilisant une approche par facteurs d'émissions, confirment que la consommation d'énergie électrique et transport constituent les principaux contributeurs à l'accroissement des émissions de CO_2 . Dans la même perspective, Ndour et Faye (2021) en utilisant le modèle ARDL pour le Sénégal sur la période 1971-2016, confirment l'existence d'une relation négative entre le PIB et les émissions de dioxyde de carbone à court terme et une relation positive à long terme. De même, Sotamenou et Nguemdjio (2019) ont analysé les liens entre consommation d'énergie, croissance économique et émissions de CO_2 au Cameroun sur la période 1975-2013 en utilisant le modèle ARDL. Les résultats indiquent qu'il n'existe pas de relation de long terme entre la consommation d'énergie et les émissions de CO_2 . Par contre à court terme, la consommation d'énergie fossile et électrique contribue positivement aux émissions de CO_2 . Quant au secteur des services, il contribue à la diminution des émissions de CO_2 .

Zhang et al. (2019), avec la courbe environnementale de Kuznets (CEK), ont confirmé que les industries manufacturières et de la construction contribuent fortement à l'augmentation des émissions de CO_2 dans 121 pays sur la période allant de 1960-2014. La CEK confirment que, dans les pays développés, les émissions ont atteint un pic et commencent à diminuer, tandis que dans les pays en développement, elles continuent d'augmenter. De même Xia et al. (2020), en se concentrant sur le secteur industriel de la province du Xinjiang en Chine en 2016, ils confirment que 90,7 % des émissions industrielles de CO_2 proviennent de la consommation énergétique, avec 8 industries lourdes représentant 87,2 % total. Ouyang et al. (2020) ont analysé l'impact des industries lourdes Chinoises sur les émissions de CO_2 entre 2011-2020 en utilisant un modèle SYS-GMM et l'effet de la politique ETS (Emission Trading Scheme). Les résultats montrent que la structure industrielle, les investissements et les émissions passées augmentent les émissions de CO_2 , tandis que l'efficacité énergétique et les réglementations contribuent à les réduire.

Dossa (2022) utilise le modèle de régression Tobit pour analyser la relation entre croissance économique et les émissions de CO_2 en Afrique. Les résultats montrent que le PIB, la consommation d'énergies renouvelables et l'ouverture commerciale ont un effet positif et significatif sur les émissions de dioxyde de carbone, tandis que la densité de la population n'a pas d'effet significatif. De manière similaire, Noumagnon (2022) en utilisant le modèle ARDL, analyse

les effets de la croissance sur les émissions de CO_2 pour le Benin sur la période allant de 1961 à 2014, confirme que la croissance économique n'a pas d'effet sur les émissions de dioxyde de carbone à court terme. Par contre, à long terme toute augmentation de 1 % de la croissance économique, entraîne une augmentation de plus que proportionnelle de 3,97 % des émissions de CO_2 . En outre, Senzele (2022) avec le modèle STIRPAT pour la Cote d'Ivoire sur la période allant de 1990-2020, confirme l'existence de la courbe environnementale de Kuznets entre PIB et émissions de CO_2 . En plus de cela, il confirme également que, la consommation d'énergie, l'urbanisation et l'industrie ont des effets positifs et significatifs sur les émissions de dioxyde de carbone, et l'approche de Toda-Yamamoto montre l'existence d'une relation de causalité unidirectionnelle allant du PIB vers les émissions de CO_2 .

Pour le cas du Mali sur la période allant de 1975 à 2014, Maïga et al., (2023), via le modèle à correction d'erreur, confirment l'existence de la courbe environnementale de Kuznets entre PIB et émissions de CO_2 , un impact positif et significatif de l'ouverture commerciale et de l'industrie sur les émissions de dioxyde de carbone. Par contre, ils trouvent une relation négative entre la densité de la population et CO_2 . Henri. (2023), à l'aide du modèle PSTR, montre que l'industrialisation accroît les émissions de CO_2 en CEMAC et en UEMOA, mais qu'une gouvernance efficace permet de les réduire, notamment dans l'UEMOA. L'étude conclut aussi qu'en dessous de 4,4014 tonnes de CO_2 par habitant, l'accélération de l'industrialisation ne nuit pas à l'environnement et plaide pour un recours accru aux énergies renouvelables et au reboisement. Dupont, (2023) analyse les effets dynamiques de la croissance économique, de la consommation d'énergie fossile, de la productivité agricole et du tourisme sur les émissions de CO_2 à la Dominique sur la période 1995-2019. En utilisant le modèle ARDL, les résultats confirment que la croissance économique, la consommation d'énergie ont des impacts positifs et significatifs sur les émissions de CO_2 à court et à long terme. En revanche, l'accroissement de la productivité agricole provoque la diminution des émissions de CO_2 .

Par ailleurs, Doğan, (2019) a examiné la Chine sur la période 1971-2010 en utilisant des modèles ARDL, FMOS, DOLS et CCR. Les résultats montrent la production agricole contribue aux émissions de CO_2 à long terme. Paustian et al. (1998) ont étudié le rôle de l'agriculture dans les émissions de CO_2 et le potentiel de mitigation. Les résultats montrent que l'agriculture contribue significativement aux émissions de dioxyde de carbone CO_2 . De la même manière, Eyuboglu et

Uzar (2020) à l'aide de modèles de cointégration de panel et de VECM sur la période 1995-2014 ont confirmé que l'agriculture, la croissance économique et la consommation d'énergie fossile entraînent une augmentation des émissions de CO_2 , tandis que les énergies renouvelables et l'ouverture commerciale contribuent à sa diminution. L'analyse de causalité a montré que la croissance économique cause les émissions de CO_2 à court terme et que toutes les variables influencent les émissions à long terme.

Aydoğan, et Vardar, (2020), sur un panel de 7 pays sur la période 1990-2014, confirment que l'agriculture et la consommation d'énergie fossile augmentent les émissions de CO_2 à court et long terme. Une causalité bidirectionnelle est aussi observée entre énergie fossile et émissions de CO_2 . De même Lin et Xu (2018), à partir des régressions quantiles sur 30 provinces Chinoises, montrent que la croissance et l'urbanisation accroissent les émissions de dioxyde de carbone, tandis que l'efficacité énergétique réduit d'avantage les émissions. Majewski et al. (2022), sur 94 pays à revenu intermédiaire via un modèle GMM en deux étapes, montrent que la production d'énergie renouvelable et la valeur ajoutée agricole réduisent les émissions de CO_2 dans l'ensemble des pays sur la période 2000-2015.

Bologoun et Dramani, (2023) avec le modèle ARDL, confirment que le PIB et la taille de la population contribuent à l'augmentation d'émissions de dioxyde de carbone au Bénin sur la période 1990-2018. De même, ELIdrissi et al. (2024), à travers le modèle ARDL appliqué sur la période 1990-2020, mettent en évidence que la consommation d'énergies fossiles, la croissance démographique et l'ouverture commerciale augmentent les émissions de CO_2 au Maroc. L'étude confirme également la validité de la courbe environnementale de Kuznets avec une relation en « U inversé » entre croissance économique et pollution.

Malgré la richesse des travaux existants, plusieurs limites caractérisent les recherches précédentes portant sur le lien entre croissance économique et émissions de dioxyde de carbone (CO_2). Elles emploient diverses approches méthodologiques (MCO, ARDL, VECM, GMM, STIRPAT), généralement utilisées sur des données globales, sans considérer les dynamiques à court et long terme ni les variables de contrôle telles que la consommation d'énergie, la population ou l'ouverture commerciale.

Dans ce contexte, la majorité des études portent sur des groupes régionaux ou mondiaux, négligeant ainsi les particularités propres à chaque pays. L'étude du Mali est encore peu développée, et les

quelques recherches disponibles se concentrent sur une analyse générale entre le PIB et les émissions, sans prendre en compte la distinction par secteur. Cependant, la structure économique du Mali, qui est principalement axée sur l'agriculture et peu industrialisée, requiert une analyse distincte.

Plusieurs recherches reconnaissent conceptuellement la validité de la courbe environnementale de Kuznets (CEK) sans procéder à des tests rigoureux, bien qu'elle puisse ne pas être pertinente pour les économies en développement. Par ailleurs, la direction de la causalité entre l'expansion économique et les émissions est fréquemment négligée.

Face à ces limites, notre étude emploie une méthodologie globale qui combine le modèle ARDL et le test de causalité de Toda–Yamamoto. Elle distingue les impacts sectoriels (agriculture, industrie, services) et intègre des variables de contrôle pertinentes. Ce positionnement permet de combler le vide empirique pour le Mali et d'apporter des éléments utiles à la formulation de politiques économiques et environnementales durables

2.Méthodologie

2.1. Sources et description des variables

Cette étude analyse les impacts de la production agricole (AGR), de la production industrielle (IND), de la production des services (SEV), de l'ouverture commerciale (OUV), ainsi que de la consommation d'énergie (ENER) et de l'accroissement de la population sur les émissions de dioxyde de carbone (CO_2) au Mali, en utilisant des séries temporelles couvrant la période 1990-2023 extraites de la base des données de la Banque mondiale.

La variable dépendante est les émissions de dioxyde de carbone par habitant. Les variables explicatives principales correspondent aux composantes sectorielles du PIB: agriculture, industrie et services. Des variables de contrôle sont également incluses: la consommation d'énergie fossile, le taux d'accroissement de la population et l'ouverture commerciale.

Le choix de ces variables s'appuie sur des travaux antérieurs. Ainsi, les émissions de dioxyde de carbone (CO_2) ont été utilisées par Nkengfack et al. (2021), Dossa (2022) comme proxy de la dégradation de l'environnement. Les productions agricole (AGR), industrielle (IND) et service (SERV) ont été respectivement utilisées par (Dupont, (2023); Senzele (2022)) comme des indicateurs de dégradation de l'environnement via les émissions de CO_2 . De plus la consommation

d'énergie (ENER) est retenue comme principale indicateur de dégradation climatique et environnementale (Ridhosari et Rahman, (2020); Wang et al., 2020 ; EL Idrissi et al. (2024)). Et enfin les effets de l'ouverture commerciale et la taille de la population ont été largement étudiées dans la littérature sur la relation entre les activités anthropiques et environnement (Noumagnon, 2022; Senzele, 2022; Balogoun et Dramani, (2023)).

Tableau 1. Définition des variables et signes attendus

Variable	Définition	Signe attendu
Émissions de dioxyde de carbone (CO₂)	Émissions de CO ₂ par habitant (en tonnes métriques)	—
Production du secteur agricole (AGR)	Part du secteur agricole dans le PIB (en % du PIB)	+
Production du secteur industriel (IND)	Part du secteur industriel dans le PIB (en % du PIB)	+
Production des services (SERV)	Part du secteur des services dans le PIB (en % du PIB)	±
Consommation d'énergie (ENER)	Part de la consommation d'énergie fossile dans le total (%)	+
Ouverture commerciale (OUV)	(Importations + Exportations) / PIB	+
Taille de la population (POP)	Taux de croissance de la population (%)	+

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

2.2. Méthodes économétriques

Afin d'évaluer les relations entre le PIB sectoriel, les variables de contrôle et les émissions de CO₂, nous mobilisons deux approches complémentaires : le modèle Autoregressive Distributed Lag (ARDL) suggéré par Pesaran et al. (2001) et la procédure de causalité de Toda-Yamamoto (1995).

L'utilisation combinée de ces deux méthodes assure une analyse robuste et complète des interactions entre la croissance sectorielle, les variables de contrôle et les émissions de dioxyde de carbone (CO_2).

2.2.1. Modèle ARDL

L'approche Autoregressive Distributed Lag (ARDL) présente l'avantage de pouvoir estimer simultanément les effets de court terme et de long terme, même lorsque les séries sont intégrées d'ordre mixtes $I(0)$ et $I(1)$, mais pas à $I(2)$. Les étapes principales consistent à vérifier la stationnarité des séries, sélectionner le nombre de retards optimal, tester la cointégration par les bornes, et estimer le modèle à correction d'erreur (ECM).

La spécification générale du modèle ARDL utilisé dans cette étude s'écrit comme suit:

$$CO_2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i CO_{2t-i} + \sum_{j=0}^{q1} \beta_{1j} AGR_{t-j} + \sum_{k=0}^{q2} \beta_{2k} IND_{t-k} + \sum_{l=0}^{q3} \beta_{3l} SERV_{t-l} + \sum_{m=0}^{q4} \gamma_m ENER_{t-m} + \sum_{n=0}^{q5} \delta_n POP_{t-n} + \sum_{r=0}^{q6} \theta_r OUV_{t-r} + \varepsilon_t$$

Une fois la cointégration vérifiée par le test de bornes, le modèle est reformulé sous la forme d'un modèle à correction d'erreurs (ECM) afin de distinguer les effets de court et long terme:

$$\Delta CO_{2t} = \alpha_0 + \sum \phi_i \Delta CO_{2t-i} + \sum \beta_{1j} \Delta AGR_{t-j} + \sum \beta_{2k} \Delta IND_{t-k} + \dots + \lambda ECM_{t-1} + \mu_t$$

Où λ mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme et ECM_{t-1} le terme de correction d'erreur.

2.2.2. Modèle VAR augmenté (Toda-Yamamoto)

Si le modèle ARDL permet d'évaluer à la fois les dynamiques de court et de long terme, il ne renseigne pas directement sur la direction des relations causales. Pour compléter l'analyse, nous avons fait recours à l'approche de causalité de Toda-Yamamoto (1995) qui complète cette analyse en déterminant la direction des relations causales des variables utilisées. Cette méthode consiste à estimer un modèle VAR en niveaux augmenté d'un nombre de retards égal à l'ordre maximal d'intégration des séries (d_{max}). Les tests de Wald appliqués sur les k premiers retards permettent de vérifier si une variable cause l'autre au sens de Granger, sans imposer de conditions strictes de stationnarité ou de cointégration.

La spécification matricielle du modèle est donnée par:

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} A_i Y_{t-i} + u_t$$

Où :

$$Y_t = \begin{pmatrix} CO2_t \\ AGR_t \\ IND_t \\ SERV_t \\ ENER_t \\ POP_t \\ OUV_t \end{pmatrix}, \quad U_t = \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{4t} \\ u_{5t} \\ u_{6t} \\ u_{7t} \end{pmatrix}$$

L'équation spécifique associée aux émissions de $CO2_t$ s'écrit ainsi :

$$CO2_t = c_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{11,i} CO2_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{12,i} AGR_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{13,i} IND_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{14,i} SERV_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{15,i} ENER_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{16,i} POP_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d_{\max}} \alpha_{17,i} OUV_{t-i} + u_{1t}$$

3. Résultats et discussion

3.1. Résultats descriptifs

Le Tableau 2 ci-dessous présente les statistiques descriptives des principales variables utilisées dans l'analyse, couvrant la période 1990-2023. Ces statistiques permettent de mieux comprendre la distribution, la tendance centrale et la dispersion des variables étudiées.

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables

	CO2	AGR	IND	SERV	ENER	POP	OUV
Mean	0.1264	0.3503	0.199	0.36713	0.20983	0.02864	0.2853
Median	0.1227	0.3561	0.2008	0.36654	0.18665	0.03093	0.2875
Maximum	0.1967	0.3927	0.2584	0.41694	0.39041	0.03306	0.32408
Minimum	0.0483	0.2979	0.1557	0.33497	0.12400	0.01929	0.23122
Std. Dev.	0.0516	0.0260	0.0264	0.02040	0.07677	0.00476	0.02748
Skewness	-0.0229	-0.5365	0.1637	0.67513	1.05744	-0.9321	-0.3757
Kurtosis	1.6565	2.304	2.1104	3.0004	2.9663	2.2188	2.1777
Jarque-Bera	2.5600	2.3170	1.2728	2.58287	6.33803	5.78868	1.75769

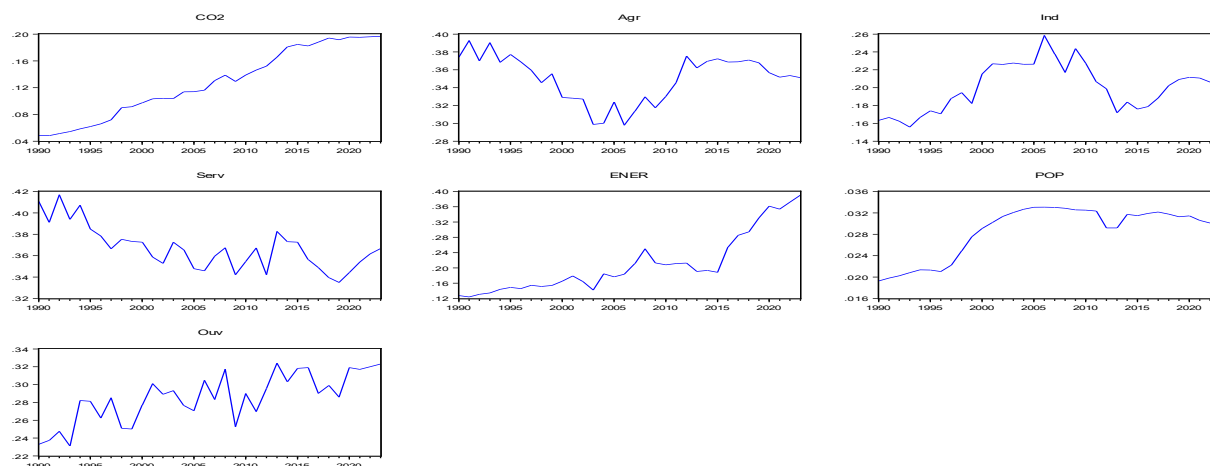
Probability	0.2780	0.3139	0.5291	0.27487	0.04204	0.05533	0.41526
Sum	4.2997	11.912	6.7993	12.4824	7.13433	0.97379	9.70042
Sum Sq. Dev.	0.0880	0.0223	0.0231	0.01373	0.19449	0.00074	0.02493
Observations	34	34	34	34	34	34	34

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

La moyenne des émissions de CO₂ est de 0,126, avec un minimum de 0,048 et un maximum de 0,196, traduisant une évolution modérée mais croissante des émissions de dioxyde de carbone au Mali. Les secteurs productifs présentent des contributions différenciées, l'industrie domine avec une moyenne de 0,367 suivie de l'agriculture (0,35 en moyenne) et de l'industrie (0,20 en moyenne), ce qui montre que l'économie Malienne reste dominée par le secteur tertiaire (services), mais l'agriculture occupe la deuxième place importante, bien devant l'industrie. La consommation d'énergie affiche une moyenne de 0,21, avec une dispersion relativement plus marquée (écart-type = 0,076), témoignant des fluctuations liées à la disponibilité énergétique. La population présente une moyenne de 0,029 avec une faible dispersion, confirmant une tendance de croissance régulière. L'ouverture commerciale avec une moyenne de 0,285, reste relativement stable, oscillant entre 0,231 et 0,324.

Concernant la distribution, les coefficients d'asymétrie (skewness) indiquent que certaines variables sont approximativement symétriques (CO₂, IND), tandis que d'autres présentent une asymétrie négative (AGR, POP, OUV) ou positive (SERV, ENER). La kurtosis révèle que la plupart des distributions sont proches de la normale, sauf pour les émissions de CO₂ (1,65) qui présentent une distribution plus aplatie. Le test de Jarque-Bera confirme globalement la normalité des séries, à l'exception de la consommation d'énergie (p=0,042) et de la population (0,055), qui s'écarte légèrement de la distribution normale.

Graphique 1. Evolution des variables



Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

L'analyse des séries révèle des tendances disparates entre les aspects économiques, énergétiques, démographiques et environnementaux au Mali pour la période 1990-2023.

On observe une augmentation constante des émissions de dioxyde de carbone (CO₂), particulièrement notable après 2010. Cette tendance est fortement liée à la consommation d'énergie (ENER), qui connaît une croissance importante durant cette période. Le parallèle observé entre les deux variables indique une dépendance continue aux énergies fossiles, principal contributeur des tensions environnementales constatées.

Sur le plan structurel, le secteur agricole (AGR) montre une tendance déclinante depuis 1990, bien qu'une reprise partielle ait été observée après 2005. Bien que l'industrie (IND) et les services (SERV) connaissent une progression, ils demeurent marqués par une instabilité considérable, traduisant une transition structurelle non achevée.

L'accroissement de la population (POP) se poursuit rapidement jusqu'en 2010, avant de se diriger vers une stabilisation, tandis que l'ouverture commerciale (OUV) reste très fluctuante, même si une tendance à la hausse se profile récemment.

Globalement, les résultats soulignent une expansion économique énergivore et polluante, confirmant la théorie de la courbe environnementale de Kuznets (CEK) qui postule que les tensions environnementales s'intensifient aux premières phases du développement avant de diminuer grâce à l'application de technologies plus respectueuses de l'environnement et de mesures réglementaires.

Tableau 3. Coefficients de corrélation entre émissions de CO₂ et les autres variables au Mali entre 1990-2023

Variables	Corrélation observée	Interprétation
CO₂ – AGR	-0.038	Corrélation quasi nulle: l'agriculture semble peu liée aux émissions de CO ₂ sur cette période.
CO₂ – IND	0.299	Corrélation positive faible à modérée: l'industrie contribue modestement aux émissions.
CO₂ – SERV	-0.675	Corrélation négative assez forte: le secteur des services est associé à une baisse des émissions de CO ₂ .
CO₂ – POP	0.749	Corrélation positive élevée: l'augmentation de la population est fortement associée à l'augmentation des émissions.
CO₂ – OUV	0.769	Corrélation positive élevée: une plus grande ouverture commerciale coïncide avec des émissions plus élevées.
AGR – IND	-0.883	Corrélation négative forte: lorsque l'industrie croît, l'agriculture diminue (possible substitution sectorielle).
IND – SERV	-0.707	Corrélation négative forte: expansion des services liée à un ralentissement industriel.
POP – SERV	-0.786	Corrélation négative forte: une population plus élevée pourrait réduire la part des services, ou vice-versa.
OUV – SERV	-0.479	Corrélation négative modérée: ouverture commerciale et services évoluent dans des directions opposées.

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

L'analyse des corrélations indique que les émissions de CO₂ au Mali sont étroitement liées à la population (0,749) et à l'ouverture commerciale (0,769), mettant en évidence leur contribution significative à la hausse des émissions. Le secteur industriel a une contribution modérée aux émissions (0,299), alors que le secteur des services est lié à une diminution des émissions (-0,675). L'influence de l'agriculture est à peine significative (-0,038). Les relations négatives entre AGR-IND (-0,883), IND-SERV (-0,707) et POP-SERV (-0,786) mettent en lumière des effets de

substitution sectorielle ainsi que des interactions complexes liées à la démographie. Il existe aussi une corrélation négative modérée (-0,479) entre l'ouverture commerciale et les services, suggérant que l'économie se tourne vers des activités à forte teneur en carbone au détriment des services.

3.2. Résultats économétriques

❖ Test de stationnarité

Tableau 4. Résultats des tests de stationnarité

Variable	Dickey-Fuller Augmenté (ADF)		Phillips-Perron (PP)		Décision de stationnarité	Ordre d'intégration
	Niveau	1 ^{re} Différence	Niveau	1 ^{re} Différence		
CO ₂	-0,6563	-5,511***	-0,611	-5,524***	Stationnaire en 1 ^{re} différence	I(1)
AGR	-0,9277	-2,927***	0,373	-7,728***	Stationnaire en 1 ^{re} différence	I(1)
IND	-1,9021	-6,102***	-1,93	-6,087***	Stationnaire en 1 ^{re} différence	I(1)
SERV	-2,959**	-----	-2,8**	-----	Stationnaire au niveau	I(0)
ENER	0,771	-5,391***	0,77	-5,385***	Stationnaire en 1 ^{re} différence	I(1)
POP	-2,265	-3,394**	-2,063	-3,322**	Stationnaire en 1 ^{re} différence	I(1)
OUV	-3,127**	-----	-2,9**	-----	Stationnaire au niveau	I(0)
Note : *** ; ** ; * représentent respectivement le degré de significativité des variables de 1 %, 5 % et de 10 %						

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Le Tableau 4 résume les résultats des tests de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) appliqués aux différentes variables. Les résultats révèlent une hétérogénéité des ordres d'intégration. Les variables SERV (secteur des services) et OUV (ouverture commerciale) se révèlent stationnaires au niveau (I (0)), ce qui signifie que leurs valeurs fluctuent autour d'une moyenne constante sans tendance stochastique marquée. Par contre, les émissions de dioxyde carbone (CO₂), l'agriculture (AGR), l'industrie (IND), consommation d'énergie (ENER) et la population (POP) ne sont pas stationnaires à leur niveau mais le deviennent après différenciation première, ce qui indique qu'elles sont intégrées d'ordre un (I (1)).

❖ Choix du nombre de retards optimal

Dans le but de déterminer le nombre de retards optimal pour le modèle, plusieurs critères de section ont été mobilisés, à savoir le rapport de vraisemblance (LR), le critère de la probabilité finale (FPE), le critère d'Akaike (AIC), le critère de Schwarz et celui de Hannan-Quinn (HQ). Les résultats sont résumés dans le tableau (5):

Tableau 5. Résultats des critères de la sélection de retards optimaux

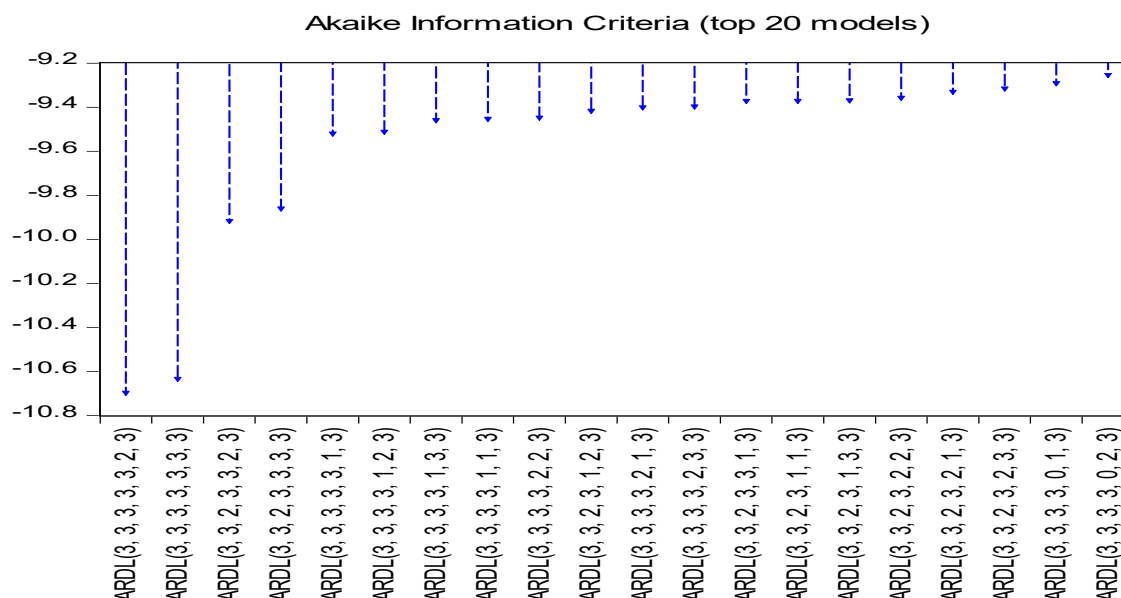
LAG	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	4.11e-27	-40.89238	-40.56858	-40.78683
1	260.5981*	1.26e-30	-49.06144	-46.47102*	-48.21703
2	48.02110	2.53e-30	-48.90147	-44.04442	-47.31819
3	65.59797	2.62e-31*	-53.02885*	-45.90517	-50.70671*

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Les critères présentent des résultats divergents. Le test LR, AIC et HQ indique que le retard optimal est de 3, tandis que le critère de Schwarz (SC), plus parcimonieux, suggère 1 retard. Quant au FPE, il retient également un retard de 3 comme niveau optimal.

Dans la littérature économétrique, il est généralement recommandé d'accorder plus de poids au critère d'Akaike et au FPE, qui minimisent les pertes d'information et permettent une meilleure capture de la dynamique des variables dans des échantillons de taille modérée (Lütkepohl, 2005). Par conséquent, le nombre de retards optimal optimal à utiliser dans l'exécution de la relation de court et de long terme dans le modèle est 3.

Graphique 2. Résultats de l'estimation des critères d'information Akaike (AIC)



Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

L'estimation d'un modèle ARDL consiste à spécifier le nombre de retards optimal, ce dernier permet de minimiser les critères d'information Akaike. Le graphique (2) nous permet de retenir le nombre de retard approprié après l'estimation du modèle ARDL pour chaque retard.

Selon le graphique (2) ci-dessus sur la base du critère AIC, le modèle ARDL (3, 3, 3, 3, 3, 2, 3) est le plus adapté parmi les autres car il présente la valeur la plus basse du critère d'information. Par conséquent, il est considéré comme le plus pertinent statistiquement.

4.2.3. Test de cointégration

Afin de s'assurer de l'existence d'une relation de long terme entre variables incluses dans notre modèle ARDL, nous avons appliqué le test de cointégration de type Bounds test proposé par Pesaran et al. (2001). Ce test compare la statistique F obtenue aux valeurs critiques des bornes inférieure (I(0)) et supérieure (I(1)) à différents niveaux de significativité. Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau (6) ci-dessous:

Tableau 6. Résultats du test de Pesaran et al. (2001)

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	22.36446	10%	1.99	2.94
		5%	2.27	3.28
		2.5%	2.55	3.61
		1%	2.88	3.99

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Le test indique que la valeur de la statistique F (22.36446) est largement aux valeurs critiques de la borne supérieure (I(1)) pour tous les seuils de significativité. Par conséquent, on rejette l'hypothèse nulle et on conclut l'existence d'une relation de long terme (cointégration) entre les variables.

❖ Résultat de long terme

Tableau 7. Résultats des estimations de long terme du modèle ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AGR	0.5768	0.2202	2.6192	0.0588
IND	-0.6970	0.2634	-2.6463	0.0572
SERV	-2.1818	0.5315	-4.1049	0.0148
ENER	-0.2119	0.1483	-1.4287	0.2263
POP	1.2504	1.8044	0.6930	0.5265
OUV	1.3966	0.3001	4.6530	0.0096
C	0.5018	0.2443	2.0540	0.1092

$EC = CO_2 - (0.5768*AGR - 0.6970*IND - 2.1818*SERV - 0.2119*ENER + 1.2504*POP + 1.3966*OUV + 0.5018)$

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Le tableau (7) montre que:

L'agriculture a un impact positif et significatif sur les émissions de CO_2 au Mali à long terme, avec une valeur de coefficient estimée à 0,5768 et une p-value (0.0588) qui est moins de 10 %. Autrement dit, l'agriculture contribue faiblement à l'augmentation des émissions de dioxyde de carbone CO_2 dans le contexte malien.

Ce constat diffère des résultats de Dupont (2023) et Majewski et al. (2022), qui ont trouvé un impact négatif significatif de l'expansion de l'agriculture sur les émissions de CO_2 , suggérant que l'agriculture pourrait aider à diminuer les émissions. En revanche, nos résultats sont cohérents avec la littérature qui souligne l'impact environnemental de l'agriculture dans les pays en développement. Ainsi, Angelsen et Kaimowitz (2001) et FAO (2022) montrent que l'agriculture traditionnelle et l'expansion des terres cultivées constituent des sources majeures de dégradation écologique. De même, nos résultats corroborent les travaux de Paustian et al. (1998), Lin et Xu (2018), Doğan (2019), Eyuboglu et Uzar (2020), et Aydoğan et Vardar (2020), qui identifient également un effet positif de l'agriculture sur les émissions de CO_2 dans différents contextes nationaux.

Concernant la production industrielle, elle a un effet négatif (-0.697) et faiblement significatif sur les émissions de CO_2 au seuil de significativité de 10 % (p -value = 0.0572). Cela suggère qu'une augmentation de l'industrialisation est associée à une diminution des émissions de CO_2 , bien que cette relation demeure moins robuste au seuil conventionnel de 5 %. Ce résultat peut être interprété comme une indication que l'industrialisation, dans le contexte malien, pourrait contribuer à atténuer la pollution, mais cette conclusion doit être considérée avec prudence.

Ce constat contredit celui de la plupart des études antérieures (Nkengfack et Kaffo Fotio (2014) ; Senzele (2022), Maïga et al., (2023), Ngah Ntiga (2023), Zhang et al (2019), Ouyang et al (2020) et Xia et al (2020)) qui de façon générale ont trouvé de liens positifs entre les activités industrielles et les émissions de CO_2 .

Nous constatons qu'à long terme, les services ont un impact négatif et significatif sur les émissions de dioxyde de carbone (CO_2) au seuil de significativité inférieure à 5 %, avec une valeur de coefficient estimé à (-2.1818) et une p -value de (0.0148). Cela suppose que tout accroissement du secteur des services est associé à une réduction des émissions de CO_2 . Ce résultat peut être comme une indication claire du rôle modérateur essentiel du secteur des services dans la réduction des émissions polluantes au Mali. En revanche, notre conclusion sur le secteur des services corrobore celle des travaux de (Sotamenou et Nguemdjio (2019).

La consommation d'énergie fossile présente un coefficient négatif (-0,2119) et non significatif (p -value = 0,2263). Ce signe inattendu suggère que l'augmentation de l'utilisation des combustibles fossiles ne se traduit pas par une hausse mesurable des émissions de CO_2 au Mali. Ce résultat

paradoxal s'explique par la faible part des combustibles fossiles dans le mix énergétique, encore dominé par la biomasse traditionnelle (bois de chauffe, charbon de bois), la faiblesse des données statistiques souvent agrégées ou mal renseignées et la faible utilisation de l'énergie fossile dans le transport. De même, le taux d'accroissement de la population affiche un coefficient positif (1.2504) mais non significatif ($p\text{-value} = 0.5265$), indiquant que la croissance démographique, largement rurale, ne constitue pas un déterminant direct des émissions de CO_2 au Mali.

Enfin, l'ouverture commerciale exerce un effet positif et significatif sur les émissions de CO_2 au Mali (coefficient = 1,3966 et $p\text{-value} = 0,0096$). Ce résultat confirme que l'intensification des échanges internationaux accroît la pression environnementale, notamment par l'augmentation des importations et des activités économiques associées. Ce constat corrobore les conclusions de Dossa (2022), Maiiga et al (2023) et El Idrissi et al. (2024), qui mettent également en évidence une relation positive entre ouverture commerciale et dégradation de l'environnement.

❖ Résultat à court terme

Le tableau (8) ci-dessous présente les résultats du modèle ARDL à court terme, incluant les coefficients des variables différenciées, leurs écarts-types, les statistiques et les probabilités associées.

Tableau 8. Résultats à court terme du modèle ARDL

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(CO2(-1))	-1.440531	0.086890	-16.57871	0.0001
D(CO2(-2))	-1.016900	0.086666	-11.73361	0.0003
D(AGR)	0.709125	0.033206	21.35537	0.0000
D(AGR(-1))	0.895812	0.059631	15.02268	0.0001
D(AGR(-2))	0.492925	0.059406	8.297502	0.0012
D(IND)	0.061065	0.036752	1.661530	0.1719
D(IND(-1))	0.683090	0.051289	13.31837	0.0002
D(IND(-2))	0.293828	0.053320	5.510639	0.0053
D(SERV)	0.045235	0.031825	1.421362	0.2283
D(SERV(-1))	1.433188	0.080598	17.78196	0.0001
D(SERV(-2))	0.896547	0.077272	11.60249	0.0003
D(ENER)	0.035079	0.009961	3.521513	0.0244

D(ENER(-1))	0.056852	0.009704	5.858627	0.0042
D(ENER(-2))	0.102461	0.014535	7.049095	0.0021
D(POP)	5.627028	0.361985	15.54492	0.0001
D(POP(-1))	2.713798	0.354969	7.645167	0.0016
D(OUV)	0.204977	0.011189	18.31924	0.0001
D(OUV(-1))	-0.321088	0.022460	-14.29607	0.0001
D(OUV(-2))	-0.189274	0.015456	-12.24629	0.0003
CointEq(-1)*	-0.564422	0.025446	-22.18148	0.0000

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Les résultats montrent que, à court terme, l'agriculture (AGR), l'industrie (IND), les services (SERV), l'énergie (ENER), la population (POP) et l'ouverture commerciale (OUV) exercent des effets significatifs sur les émissions de dioxyde de carbone au Mali. La majorité des coefficients sont statistiquement significatifs au seuil de significativité de 1 %, confirmant des impacts rapides des variables économiques sur l'environnement.

Le terme d'ajustement à l'équilibre de long terme (CointEq (-1) = -0.5644, $p < 0.01$) est négatif et hautement significatif, ce qui indique une vitesse de correction de 56.44 % par période. Cela signifie que lorsque les émissions de dioxyde de carbone s'écartent de l'équilibre de long terme, plus de la moitié de ce déséquilibre est corrigé au cours de la période suivante.

❖ Analyse de la causalité de Toda-Yamamoto

Afin de compléter l'analyse des dynamiques entre croissance économique sectorielle et les émissions de dioxyde de carbone CO_2 , le test de causalité de Toda-Yamamoto (1995) a été mobilisé en intégrant des variables de contrôle: consommation d'énergie fossile, population et l'ouverture commerciale. La procédure a été mise en œuvre en considérant: $d_{\max} = 1$ (ordre d'intégration maximale des séries) et $k = 3$ (retard optimal selon les critère d'information). Le tableau ci-dessous expose les résultats de l'estimation de VAR (3) par l'approche de Toda-Yamamoto:

Tableau 9. Résultats de Toda-Yamamoto

Dependent variable: CO2			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
AGR	4.258737	3	0.2348
IND	3.029340	3	0.3871
SERV	7.983004	3	0.0464
ENER	17.92244	3	0.0005
POP	7.612115	3	0.0547
OUV	0.621305	3	0.8915
All	36.33992	18	0.0064
Dependent variable: IND			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
CO2	8.634704	3	0.0346
AGR	3.571799	3	0.3116
SERV	4.780147	3	0.1886
ENER	18.33595	3	0.0004
POP	7.383334	3	0.0606
OUV	3.581132	3	0.3104
All	65.97912	18	0.0000

Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Les résultats du test de causalité de Toda-Yamamoto révèlent l'existence des liens causaux entre certaines variables. D'une part, le secteur des services (SERV, $p = 0,0464$) et la consommation d'énergie fossile (ENER, $p = 0,0005$) exercent une causalité significative sur les émissions de dioxyde de carbone (CO_2), confirmant leur rôle moteur dans la dynamique environnementale. Le taux de croissance démographique (POP) affiche un effet proche du seuil de significativité ($p = 0,0547$). D'autre part, les émissions de CO_2 influencent significativement l'industrie (IND, $p = 0.0346$), ce qui suggère un effet rétroaction environnemental sur la production industrielle. Par ailleurs, l'énergie fossile (ENER) cause la production industrielle (IND, $p = 0,0004$).

Concernant les secteurs agricole et industriel, les résultats mettent en évidence une nuance importante. Dans l'estimation ARDL, l'agriculture exerce un effet positif sur les émissions de CO_2 à long terme, tandis que l'industrie affiche un effet négatif, suggérant que la transformation

structurelle joue un rôle différencié dans la dynamique environnementale. Toutefois, le test de causalité de Toda-Yamamoto ne révèle aucune relation causale significative de ces deux secteurs vers les émissions de CO_2 . Cette absence de causalité indique que les fluctuations conjoncturelles de l'agriculture et de l'industrie ne permettent pas de prédire directement l'évolution des émissions. En d'autres termes, leurs effets sur l'environnement semblent davantage relever de déterminants structurels de long terme que de chocs immédiats. Ces résultats suggèrent que l'impact de l'agriculture et de l'industrie sur les émissions de CO_2 est largement médiatisé par d'autres facteurs, tels que l'usage de l'énergie fossile, les services ou encore l'ouverture commerciale, qui apparaissent comme des vecteurs plus directs de causalité environnementale.

❖ Validation et stabilité du modèle ARDL

✓ Tests de diagnostic du modèle

Afin d'évaluer la validation statistique du modèle ARDL estimé, plusieurs tests de diagnostic ont été réalisés. Ces tests concernent l'autocorrélation des résidus (Breusch-Godfrey), l'hétéroscédasticité (Breusch-Pagan-Godfrey), la normalité des résidus (Jarque-Bera test) et la spécification fonctionnelle (Ramsey RESET test). L'ensemble de ces tests permet de vérifier la cohérence interne du modèle et d'assurer qu'il n'est pas affecté par des biais économétriques majeurs. Les résultats de ces tests sont présentés dans le tableau ci-dessous:

Tableau 10. Résultats des tests de diagnostic du modèle ARDL

Hypothèse nulle	Test	Statistique	p-value
Absence d'autocorrélation des résidus	Breusch-Godfrey (autocorrélation)	1,989	0,4705
Variance des erreurs constant	Breusch-Pagan-Godfrey (hétéroscédasticité)	3,751	0,1033
Résidus distribués normalement	Jarque-Bera (normalité)	1,171	0,5569
Modèle correctement spécifié	Ramsey RESET (spécification fonctionnelle)	0,1801	0,6998

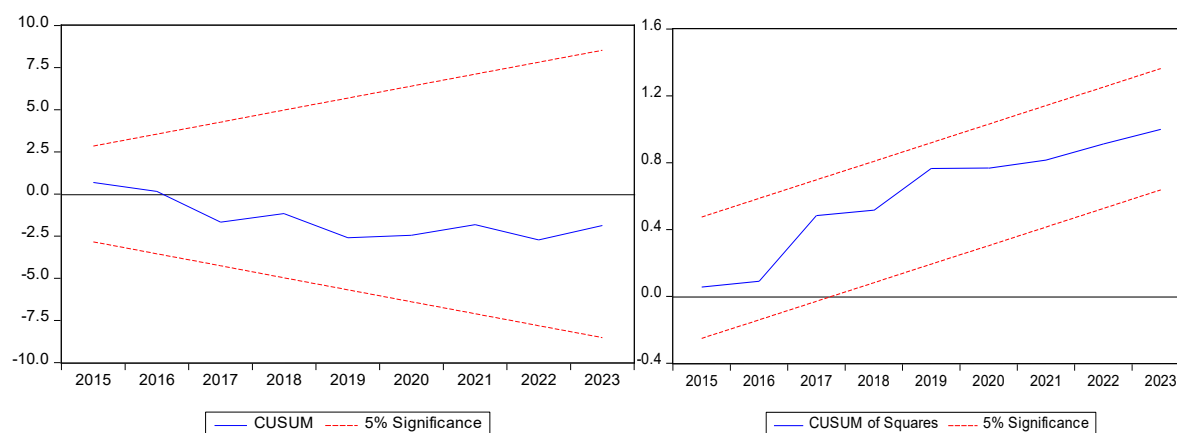
Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Les tests de diagnostic effectués sur le modèle ARDL indiquent qu'il est statistiquement solide et fiable. Effectivement, le test de Breusch-Godfrey concernant l'autocorrélation des résidus donne une p-value de 0,4705, dépassant le seuil des 5 %; on ne renvoie donc pas l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation, validant la pertinence dynamique du modèle. Le test de Breusch-Pagan-Godfrey, qui sert à identifier l'hétéroscédasticité, révèle une p-value de 0,1033. Cela indique que les résidus ont une variance stable et qu'il n'existe pas de problème d'hétéroscédasticité. Par ailleurs, le test de Jarque-Bera qui examine la normalité des résidus a donné une p-value de 0,5569, suggérant que les résidus présentent une distribution normale, condition essentielle pour la pertinence des tests statistiques. Pour finir, le test de spécification fonctionnelle de Ramsey RESET indique une p-value de 0,6998, démontrant que le modèle est bien spécifié et qu'il n'y a pas d'erreurs de forme fonctionnelle. Donc, tous ces tests corroborent que le modèle ARDL estimé est approprié et peut être utilisé de façon fiable pour examiner la relation entre les variables prises en compte dans cette étude.

✓ Tests de stabilité du modèle

Au-delà des diagnostics de validité, il est également important de s'assurer de la stabilité des coefficients estimés dans le temps. Pour cela, les tests de stabilité CUSUM et CUSUM des carrés (CUSUMQ) ont été appliqués dans cette étude. Ces différents tests permettent de détecter d'éventuels changements structurels et de confirmer la robustesse du modèle.

Graphique 3. Tests de stabilité de CUSUM et de CUSUMQ



Source: Auteurs, à partir des données de la Banque mondiale (1990-2023)

Les tests de stabilité CUSUM et CUSUMQ (Graphique3) indiquent que les courbent restent entièrement à l'intérieur des bandes de confiance à 5 %. Cela suggère que les coefficients du modèle ARDL sont structurellement stables sur la période étudiée, garantissant ainsi la fiabilité des résultats estimés à long terme.

Conclusion

L'objectif de cette étude était d'analyser les relations entre la croissance sectorielle et les émissions de CO₂ au Mali, en mobilisant à la fois un modèle ARDL et le test de causalité de Toda–Yamamoto. Les résultats du modèle ARDL obtenus mettent en évidence l'existence de relations de long terme entre les émissions et certains déterminants économiques, en particulier l'agriculture qui contribue positivement aux émissions, l'industrie et les services qui exercent des effets négatifs, ainsi que l'ouverture commerciale qui apparaît comme un facteur significatif d'accroissement des émissions. À court terme, l'ensemble des secteurs, de même que la population et la consommation d'énergie, influencent significativement les émissions, traduisant une forte sensibilité conjoncturelle de l'environnement aux variations de l'activité économique. Le concept de correction d'erreur atteste de la présence d'une relation de cointégration et soutient que les déséquilibres à court terme ont tendance à se rectifier en direction d'une trajectoire à long terme.

De plus, l'analyse de causalité de Toda-Yamamoto a démontré que les services et la consommation d'énergie fossile ont un impact causal notable sur les émissions de CO₂, tandis que ces dernières influencent à leur tour le secteur industriel, suggérant une rétroaction environnementale. L'effet de la population est proche du seuil de significativité, indiquant une possible influence de la pression démographique, tandis que l'agriculture et l'industrie ne sont pas directement responsables des émissions. Cette divergence entre les résultats de la méthode ARDL et ceux de la méthode de Toda-Yamamoto indique que l'effet de l'agriculture et de l'industrie sur l'environnement est davantage lié à des facteurs structurels à long terme qu'à des dynamiques causales à court terme.

Ces résultats soutiennent l'idée d'une orientation stratégique des politiques publiques. Il semble indispensable d'encourager une transition énergétique axée sur l'expansion des énergies renouvelables pour diminuer la dépendance aux combustibles fossiles. L'adoption de méthodes durables et économes en ressources pour moderniser l'agriculture, ainsi que l'amélioration de l'efficacité énergétique au sein de l'industrie, représentent aussi des moyens essentiels. Par ailleurs, la régulation de l'ouverture commerciale par des mécanismes de contrôle environnemental permettrait de limiter l'importation de biens fortement polluants. Il est essentiel de soutenir la croissance démographique par une planification urbaine durable et une gestion optimisée des ressources. Pour conclure, le renforcement des institutions, en particulier en ce qui concerne le

suivi, l'évaluation et l'application des politiques environnementales, demeure un élément crucial pour la réussite de ces stratégies.

Il convient toutefois de souligner certaines limites de l'étude. Les données utilisées sont issues principalement de la Banque mondiale et reposent sur des séries annuelles agrégées, ce qui ne permet pas de capturer la totalité des dynamiques régionales ou sectorielles. Certaines variables potentiellement pertinentes, telles que l'innovation technologique ou la qualité institutionnelle, n'ont pas pu être intégrées en raison de l'absence de données fiables et continues. Sur le plan méthodologique, le recours à l'ARDL et à Toda–Yamamoto, bien qu'adapté, ne permet pas de prendre en compte toutes les interactions complexes ni les effets non linéaires comme ceux suggérés par la courbe environnementale de Kuznets. Enfin, les résultats demeurent spécifiques à la situation au Mali et leur application à d'autres pays doit se faire avec précaution. En dépit de ces contraintes, la recherche offre des perspectives significatives sur l'impact de la structure productive, de la consommation d'énergie et de l'ouverture commerciale sur les émissions de CO₂ au Mali. Elle pose également une fondation robuste pour l'élaboration de politiques qui cherchent à harmoniser développement économique et pérennité environnement.

BIBLIOGRAPHIE

Acemoglu, D., Aghion, P., Bursztyn, L., & Hemous, D. (2012). The environment and directed technical change. *American Economic Review*, 102(1), 131–166.

Angelsen, A., & Kaimowitz, D. (2001). Introduction: the role of agricultural technologies in tropical deforestation. In *Agricultural technologies and tropical deforestation* (pp. 1–17). Wallingford, UK: CAB International.

Apergis, N., & Payne, J. E. (2009). Energy consumption and economic growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States. *Energy Economics*, 31(5), 641–647.

Aydoğan, B., & Vardar, G. (2020). Evaluating the role of renewable energy, economic growth and agriculture on CO₂ emission in E7 countries. *International Journal of Sustainable Energy*, 39(4), 335–348.

BALOGOUN, O. F., & DRAMANI, L. (2023). Effets de la croissance économique et des dynamiques de population sur la qualité de l'environnement au Bénin. *ACTES DES JSEB 2023*, 38.

Bouznit, M. (2017). Emissions de CO₂, consommation d'énergie et croissance économique au sein des pays de Moyen Orient et Afrique du Nord (MENA). *Revue des recherches économiques et financières*, 4(2).

Doğan, N. (2019). The impact of agriculture on CO₂ emissions in China. *Panoeconomicus*, 66(2), 257–271.

Dossa, A. B. K. (2022). Croissance économique et émissions du dioxyde de carbone en Afrique. *Afrique SCIENCE*, 21(1), 29–43.

Dupont, L. (2024). Évaluation des effets dynamiques de la croissance économique, de la consommation d'énergie fossile, de la productivité agricole, et du tourisme sur les émissions de CO₂ à la Dominique. *Études caribéennes*, (57–58).

El Idrissi, R., Rakhimi, A., & El Moussaoui, H. (2024). L'impact de la croissance économique sur l'environnement du Maroc: Une approche selon la modélisation ARDL. *Alternatives Managériales Économiques*, 6(4), 728–745.

Eyuboglu, K., & Uzar, U. (2020). Examining the roles of renewable energy consumption and agriculture on CO₂ emission in lucky-seven countries. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(36), 45031–45040.

Geoffroy, N. N. P., Daniel, N. N. Y., & Hervé, K. F. (2019). Ouverture commerciale, croissance économique et environnement au Cameroun: Une étude empirique de la courbe environnementale de Kuznets.

Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Pollution and growth: What do we know. In *The economics of sustainable development* (pp. 19–41).

Henri, N. N. L. (2023). Accélérer l'industrialisation tout en limitant les émissions de carbone: une évidence empirique en CEMAC et en UEMOA.

Holtz-Eakin, D., & Selden, T. M. (1995). Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth. *Journal of Public Economics*, 57(1), 85–101.

Jebli, M. B., & Youssef, S. B. (2015). The environmental Kuznets curve, economic growth, renewable and non-renewable energy, and trade in Tunisia. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 47, 173–185.

Khanniba, M., Lahmouchi, M., & Bouyghrissi, S. (2020). La production des énergies renouvelables, les émissions de CO₂ et la croissance économique au Maroc: Une approche ARDL. *Revue Internationale du Chercheur*, 1(2).

Lin, B., & Xu, B. (2018). Factors affecting CO₂ emissions in China's agriculture sector: A quantile regression. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 94, 15–27.

Maïga, A., Traoré, S. S. L., Bamba, A., & Samaké, A. (2023). Determinants of CO₂ emissions in Mali. *Journal of Economics, Finance and Management (JEFM)*, 2(3), 202–224. <https://doi.org/10.5281/zenodo.8387956>

Majewski, S., Mentel, G., Dylewski, M., & Salahodjaev, R. (2022). Renewable energy, agriculture and CO₂ emissions: Empirical evidence from the middle-income countries. *Frontiers in Energy Research*, 10, 921166.

Ndour, C. T., & Faye, A. (2021). Commerce international, croissance économique et environnement au Sénégal. *La Revue Internationale des Économistes de Langue Française*, 6(1), 115–128.

Nkengfack, H., Kaffo Fotio, H., & Totouom, A. (2021). How does the shadow economy affect environmental quality in Sub-Saharan Africa? Evidence from heterogeneous panel estimations. *Journal of the Knowledge Economy*, 12(4), 1635–1651.

Nounagnon, U. B. M. (2022). Analyse des effets de la croissance économique sur la qualité de l'environnement mesurée par les émissions de dioxyde de carbone: Cas de la République du Bénin. *Revue des Études Multidisciplinaires en Sciences Économiques et Sociales*, 7(1).

Ouyang, X., Fang, X., Cao, Y., & Sun, C. (2020). Factors behind CO₂ emission reduction in Chinese heavy industries: Do environmental regulations matter? *Energy Policy*, 145, 111765.

Ozturk, I., & Al-Mulali, U. (2015). Investigating the validity of the environmental Kuznets curve hypothesis in Cambodia. *Ecological Indicators*, 57, 324–330.

Paustian, K., Andren, O., Janzen, H. H., Lal, R., Smith, P., Tian, G., & Woomer, P. L. (1997). Agricultural soils as a sink to mitigate CO₂ emissions. *Soil Use and Management*, 13, 230–244.

Porter, M. E., & Van der Linde, C. (1995). Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 97–118.

Ridhosari, B., & Rahman, A. (2020). Carbon footprint assessment at Universitas Pertamina from the scope of electricity, transportation, and waste generation: Toward a green campus and promotion of environmental sustainability. *Journal of Cleaner Production*, 246, 119172.

Senzele, J. (2022). Croissance économique et dégradation de l'environnement en Côte d'Ivoire: Application du modèle STIRPAT.

Shahbaz, M., Zakaria, M., Shahzad, S. J. H., & Mahalik, M. K. (2018). The energy consumption and economic growth nexus in top ten energy-consuming countries: Fresh evidence from using the quantile-on-quantile approach. *Energy Economics*, 71, 282–301.

Sotamenou, J., & Nguemdjio, C. N. (2019). Consommation d'énergie, croissance économique et émissions de CO₂ au Cameroun: Une analyse de causalité. *African Integration and Development Review*, 11, 82–100.

Stern, D. I. (2004). The rise and fall of the environmental Kuznets curve. *World Development*, 32(8), 1419–1439.

Xia, F., Zhang, X., Cai, T., Wu, S., & Zhao, D. (2020). Identification of key industries of industrial sector with energy-related CO₂ emissions and analysis of their potential for energy conservation and emission reduction in Xinjiang, China. *Science of the Total Environment*, 708, 134587.

Zhang, Y., Chen, X., Wu, Y., Shuai, C., & Shen, L. (2019). The environmental Kuznets curve of CO₂ emissions in the manufacturing and construction industries: A global empirical analysis. *Environmental Impact Assessment Review*, 79, 106303.