

## Les effets de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali

### The effects of urbanization on CO2 emissions in Mali

**Alassane CISSOKO, (Enseignant-chercheur)**

*École supérieure de gestion d'informatique et de comptabilité (ESGIC), Mali.*

**Abdoulaye Ntigui KONARE, (Docteur, Enseignant-chercheur)**

*Faculté des sciences économiques et de gestion (FSEG), Mali.*

|                                     |                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           |
|-------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <b>Adresse de correspondance :</b>  | École supérieure de gestion d'informatique et de comptabilité (ESGIC), Mali.<br>Faculté des sciences économiques et de gestion (FSEG), Mali                                                                                                                                                                               |
| <b>Déclaration de divulgation :</b> | Les auteurs n'ont pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude. Ils assument l'entière responsabilité de tout éventuel plagiat, de l'usage de l'intelligence artificielle dans la rédaction, ainsi que des résultats présentés dans cet article.                         |
| <b>Conflit d'intérêts :</b>         | Les auteurs ne signalent aucun conflit d'intérêts.                                                                                                                                                                                                                                                                        |
| <b>Citer cet article</b>            | CISSOKO, A., & KONARE, A. N. (2025). Les effets de l'urbanisation sur les émissions de CO <sub>2</sub> au Mali. <i>International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics</i> , 7(1), 326–341.<br><a href="https://doi.org/10.5281/zenodo.18075725">https://doi.org/10.5281/zenodo.18075725</a> |
| <b>Licence</b>                      | <b>Cet article est publié en open Access sous licence<br/>CC BY-NC-ND</b>                                                                                                                                                                                                                                                 |

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

ISSN: 2658-8455

Volume 7, Issue 01 (2026)

## **Les effets de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali**

### **Résumé :**

Cette étude examine l'impact de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali entre 2000 et 2024 (25 observations), en intégrant la croissance économique et l'ouverture commerciale. À partir d'un modèle ARDL à correction d'erreur, les résultats révèlent qu'à court terme, l'urbanisation accroît les émissions, tandis qu'à long terme, elle contribue à leur réduction. En revanche, la croissance économique et l'ouverture commerciale augmentent durablement les émissions. Ces résultats confirment la courbe environnementale de Kuznets appliquée à l'urbanisation et appellent à promouvoir une urbanisation durable, à investir dans les énergies renouvelables et à intégrer la dimension environnementale dans les politiques publiques.

**Mots-clés :** Urbanisation, CO<sub>2</sub>, Mali, ARDL, croissance, ouverture commerciale.

**Classification JEL :** Q53, Q56, R11, O55

**Type de papier :** Article de recherche empirique

### **Abstract:**

This study investigates the impact of urbanization on CO<sub>2</sub> emissions in Mali from 2000 to 2024 (25 observations), incorporating economic growth and trade openness. Using an ARDL error correction model, results show that urbanization increases emissions in the short run but reduces them in the long run, while GDP and trade openness continuously raise emissions. These findings confirm the Environmental Kuznets Curve (EKC) effect of urbanization and suggest promoting sustainable cities, investing in renewable energy, and integrating environmental concerns into economic and trade policies.

**Keywords:** Urbanization, CO<sub>2</sub>, Mali, ARDL, growth, trade openness.

**JEL Classification:** Q53, Q56, R11, O55

**Paper Type:** Empirical Research Article

## 1 Introduction

Selon un rapport des Nations Unies publié à Katowice (Pologne) en juin 2022, la dynamique d'urbanisation mondiale, légèrement ralentie par la pandémie de COVID-19, a rapidement repris son rythme. La population urbaine devrait ainsi croître de plus de 2,2 milliards de personnes d'ici 2050, passant de 56 % de la population mondiale en 2021 à environ 68 %. Cette évolution est particulièrement marquée dans les pays à revenu faible où la croissance démographique demeure soutenue. Plusieurs travaux (Liddle, 2014 ; Hutyra et al., 2014) soulignent que l'expansion urbaine s'accompagne de transformations environnementales profondes, notamment une hausse des émissions de dioxyde de carbone, susceptibles d'influencer la croissance économique et la consommation énergétique. Au Mali, cette urbanisation s'effectue dans un contexte de forte dépendance énergétique aux sources thermiques et d'industrialisation limitée, ce qui renforce l'intérêt d'étudier ses implications environnementales.

Le lien entre urbanisation et dégradation de l'environnement demeure cependant controversé dans la littérature économique. D'une part, certains auteurs (Kuznets, 1955 ; Kenworthy, 1989 ; McGranahan et al., 2001) défendent la théorie de la courbe environnementale de Kuznets (CEK), selon laquelle la croissance urbaine tend initialement à détériorer la qualité environnementale, avant de devenir bénéfique au-delà d'un certain seuil de développement. D'autre part, d'autres chercheurs (Huber, 1985 ; Crenshaw et Jenkins, 1996 ; Buttel, 2000 ; Andersen et Massa, 2010) adhèrent à la théorie de la ville compacte, mettant en avant les économies d'échelle urbaines susceptibles de réduire les dommages écologiques. Les résultats empiriques reflètent cette divergence : certains travaux (d'Alam et al., 2007 ; Koffi, 2014 ; Uttara et al., 2012) concluent à une corrélation positive entre urbanisation et dégradation de l'environnement, tandis que d'autres (Ali et al., 2019) trouvent une relation inverse. Cette controverse montre que la question demeure ouverte et nécessite des investigations adaptées aux contextes nationaux.

Au Mali, la proportion de la population urbaine est passée de 33,6 % en 2007 à 41,6 % en 2017, soit une progression d'environ 24 % (Traoré A. B., 2022). D'ici 2030, elle pourrait atteindre près de 48 %. Ce phénomène, accompagné d'une expansion des infrastructures et d'une pression accrue sur les ressources naturelles, engendre divers problèmes écologiques tels que la pollution de l'air et de l'eau, la déforestation ou encore l'érosion des sols. Sur la même période, les émissions de CO<sub>2</sub> par habitant sont passées de 0,12 tonne métrique en 2005 à 0,19 tonne en 2021, soit une hausse de 58 % (Banque mondiale, 2022).

Cette étude vise à examiner les effets de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali, à la fois à court et à long terme, afin d'éclairer les décideurs publics sur les politiques environnementales les plus adaptées. La question centrale est la suivante : dans quelle mesure l'urbanisation influence-t-elle les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali ?

Le choix du Mali comme cadre d'analyse se justifie par plusieurs spécificités économiques, énergétiques et urbaines. Le pays connaît une urbanisation rapide, principalement concentrée dans les grandes agglomérations telles que Bamako, sans que cette dynamique ne soit accompagnée d'une planification urbaine adéquate. Cette urbanisation s'opère dans un contexte de forte dépendance aux sources d'énergie thermique, d'accès limité aux énergies renouvelables et de faibles capacités industrielles, ce qui accentue la pression sur l'environnement urbain. Par ailleurs, la croissance démographique urbaine s'accompagne d'une augmentation de la demande en transport, en logement et en énergie, contribuant ainsi à la hausse des émissions de CO<sub>2</sub>. Ces caractéristiques font du Mali un cas pertinent pour analyser le lien entre urbanisation et dégradation environnementale dans les pays à faible revenu.

Cette étude apporte plusieurs contributions originales à la littérature existante. Premièrement, elle constitue, à notre connaissance, l'une des rares analyses empiriques portant spécifiquement

sur les effets de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali à partir de données nationales récentes couvrant la période 2000–2024. Deuxièmement, l'utilisation du modèle ARDL permet de distinguer rigoureusement les effets de court et de long terme de l'urbanisation, de la croissance économique et de l'ouverture commerciale sur les émissions de CO<sub>2</sub>, ce qui reste peu exploré dans les études consacrées à l'Afrique subsaharienne. Troisièmement, l'étude met en évidence l'existence d'une courbe de Kuznets environnementale appliquée à l'urbanisation dans le contexte malien, offrant ainsi un éclairage nouveau sur le rôle potentiel des dynamiques urbaines dans la transition environnementale des économies en développement. Enfin, les résultats permettent de formuler des recommandations de politique économique adaptées aux réalités institutionnelles et énergétiques du Mali.

La suite du travail est organisée comme suit : la deuxième section présente la revue de la littérature ; la troisième décrit la méthodologie ; la quatrième analyse les résultats ; enfin, la cinquième section conclut et propose des recommandations de politique économique.

## **2 Revue de la littérature entre urbanisation et environnement**

### **2.1 Revue théorique :**

Il existe trois (03) théories sur la relation entre l'urbanisation et l'environnement, à savoir : la théorie de la modernisation écologique, la théorie de transition environnementale urbaine et la théorie des villes compactes.

La première théorie établit un lien entre les problèmes environnementaux et l'évolution urbaine des villes (McGranahan et al., 2001). Elle est développée par les sociologues et stipule que les impacts environnementaux peuvent suivre une courbe de Kuznets par rapport à l'urbanisation (Huber, 1985 et Janicke, 1985). C'est-à-dire que lorsque les sociétés passent d'un stade de développement faible à un stade intermédiaire, les problèmes environnementaux peuvent s'aggraver, car, à ce stade de développement, la croissance économique a la priorité sur la durabilité environnementale. Au fur et à mesure que les sociétés tendent vers des stades de développement plus élevés, les dommages environnementaux deviennent de plus en plus importants et les sociétés cherchent des moyens de rendre leurs environnements durables. L'urbanisation est un processus de transformation sociale qui constitue un indicateur important de la modernisation. Cette première théorie met également l'accent sur la nécessité de la transition d'une économie basée sur la fabrication à une économie de services (Crenshaw et Jenkins, 1996 ; Buttel, 2000 ; Mol et Spaargaren, 2000 ; Andersen et Massa, 2010).

La deuxième théorie de transition environnementale urbaine stipule qu'au fur et à mesure que les villes s'enrichissent, les problèmes de pollution peuvent être atténués par des réglementations environnementales, des innovations technologiques ou des changements dans la composition du secteur économique. En effet, une ligne de pensée offre des arguments au rôle que joue l'urbanisation dans la détermination des émissions de CO<sub>2</sub>. En effet, le premier argument a permis de remarquer que les villes urbaines sont communément caractérisées par une industrialisation provocante des émissions et que le mode de consommation des populations urbaines est plus intensif aux émissions de CO<sub>2</sub> que ceux qui vivent dans les zones rurales. Le deuxième argument est que le niveau de vie de la population urbaine est en augmentation, c'est-à-dire que le niveau de vie s'améliore, les populations intègrent dans leur fonction- objectif les préoccupations environnementales. Plus de ressources financières devraient être orientées vers la réduction des émissions, plus, il est également important d'investir davantage dans la technologie moderne.

La troisième théorie, celle des villes compactes a été inventée en 1973 par Dantzig et Saaty dont la vision était motivée par le désir de voir une utilisation plus efficace des ressources. Cette théorie est initiée par Newman et Kenworthy (1989), et elle se concentre sur les avantages d'une urbanisation accrue. Pour les auteurs, une densité urbaine plus élevée facilite les économies

d'échelle pour les infrastructures publiques (la production d'électricité, l'approvisionnement en eau, les écoles, les transports publics, les hôpitaux) et ces économies d'échelle entraînent une réduction des dommages environnementaux (Jenks et al., 1996 ; Capello et Camagni, 2000 ; Burton, 2000 ; Miao, 2017).

L'adoption d'une approche intégrative combinant la théorie de la modernisation écologique, la théorie de la transition environnementale urbaine et la théorie des villes compactes se justifie par la complexité du lien entre urbanisation et dégradation environnementale. Ces cadres théoriques ne sont pas concurrents, mais complémentaires, chacun mettant en évidence un mécanisme spécifique par lequel l'urbanisation peut influencer les émissions de CO<sub>2</sub>. La modernisation écologique souligne le rôle du développement économique et technologique, la transition environnementale urbaine met l'accent sur l'évolution des priorités environnementales avec le niveau de vie, tandis que la théorie des villes compactes insiste sur les économies d'échelle et l'efficacité énergétique liées à la densité urbaine.

Malgré l'abondance des travaux internationaux, la littérature reste limitée en ce qui concerne l'analyse empirique de ces mécanismes dans les pays à faible revenu, et plus particulièrement au Mali. Peu d'études ont mobilisé des données nationales récentes pour examiner simultanément les effets de court et de long terme de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Ce manque constitue un **gap de recherche** que la présente étude cherche à combler.

## 2.2 Revue empirique

Plusieurs études effectuées sont regroupées selon deux points de vue. Le premier groupe rassemble les travaux traitant des séries chronologiques, c'est-à-dire études spécifiques par pays. Le deuxième groupe est constitué aux études de panel qui comprenaient principalement des pays de différentes régions.

Ainsi, pour les travaux traitant des séries chronologiques, Alam et al. (2007) ont évalué l'impact de l'urbanisation sur le taux des émissions de dioxyde de carbone au Pakistan. Le modèle de STIRPAT (Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence and Technology) a été utilisé, il découle de leur résultat qu'il existe une relation positive entre le degré de l'urbanisation et le taux des émissions de dioxyde de carbone. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Uttara et al. (2012) qui ont examiné l'impact de l'urbanisation sur l'environnement en Inde. De même, Bekhet et Othman (2017) ont examiné l'impact de la croissance urbaine sur les émissions de CO<sub>2</sub> en Malaisie sur une période allant de 1971 à 2015. Le test F-bounds et la causalité de Granger VECM ont été utilisés à cette fin. Les résultats relèvent l'existence d'une relation dynamique entre les variables et la relation en U inversé entre les émissions de CO<sub>2</sub> et l'urbanisation à long terme. En effet, les émissions de CO<sub>2</sub>, par rapport à l'urbanisation, sont positives au stade initial de l'urbanisation ; après avoir atteint le niveau de seuil, elles deviennent négatives. En termes de relation de causalité, l'étude a trouvé une causalité unidirectionnelle de l'urbanisation et les émissions de CO<sub>2</sub> à court terme ; et une causalité bidirectionnelle entre les émissions de CO<sub>2</sub> et l'urbanisation à long terme. Dans leur étude portant sur l'impact de l'urbanisation sur les émissions du dioxyde de carbone CO<sub>2</sub> au Pakistan, Ali et al., (2019) ont utilisé des données de séries chronologiques pour la période allant de 1972 à 2014. L'approche ARDL a été utilisée pour l'analyse à long terme et à court terme, et le modèle VECM pour l'analyse causale. Les résultats montrent que l'urbanisation a un effet négatif sur les émissions du dioxyde de carbone à long terme et court terme. Une causalité unidirectionnelle à court terme existe entre l'urbanisation et les émissions du dioxyde de carbone. Salahuddin et al., (2019) ont examiné les effets de l'urbanisation et de la mondialisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> pour l'Afrique du Sud à l'aide de séries chronologiques des données annuelles pour la période 1980-2017. Le modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) a été utilisé pour vérifier la présence d'une relation de long terme entre les variables. Les résultats montrent qu'à court et à long

terme, l'urbanisation induit des émissions de CO<sub>2</sub>, alors que seul l'effet significatif à long terme des émissions de la mondialisation a été noté. Le test de causalité de Toda-Yamamoto rapporte un lien de causalité bidirectionnel entre urbanisation et les émissions de CO<sub>2</sub>. Aucun lien n'est observé entre les mondialisations et les émissions de CO<sub>2</sub>.

Quant aux études en panel, Koffi (2014) étudie l'analyse de cointégration longitudinale de l'impact de la croissance de la population sur les émissions de CO<sub>2</sub> dans les 81 pays à revenu faible et de l'OCED sur une période allant de 1980 à 2010. Pour ce faire, il a utilisé le modèle STIRPAT et a obtenu comme résultat l'élasticité. À long terme, les émissions de CO<sub>2</sub> varient d'un groupe de pays à un autre. Pour les pays à revenu faible, les émissions de CO<sub>2</sub> sont de 1,3, car, l'accroissement de 1 % de leur population entraîne une augmentation de 1,3 % de leur taux d'émission de CO<sub>2</sub>. Pour ce qui est des pays de l'OCDE, elles sont égales à 1. Dans leur étude portant sur l'impact de l'urbanisation sur la consommation d'énergie et les émissions de CO<sub>2</sub>, Zhang et Lin (2012) ont utilisé des données de panel couvrant 29 provinces de la Chine sur la période 1995 à 2010 et le modèle de STIRPAT. Les résultats montrent que les effets de l'urbanisation sur la consommation d'énergie varient selon les régions et qu'ils diminuent continuellement de la région occidentale vers les régions centrale et orientale. L'impact de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> est plus important dans la région centrale. Al-mulali et al., (2013) ont exploré la relation entre l'urbanisation, la consommation de l'énergie et les émissions de CO<sub>2</sub> dans les pays du Moyen-Orient et d'Afrique du Nord (MENA). Le modèle de panel a été utilisé en prenant en compte de la période 1980-2009. Les résultats de cette étude montrent que l'urbanisation impact positivement sur la consommation d'énergie et les émissions de CO<sub>2</sub>. Aussi, Martinez-zarzoso et Muruotti (2011) ont étudié l'impact de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> dans les pays en développement. Une analyse multivariée a été menée au cours de la période allant de 1975 à 2003. Les résultats montrent une relation en U inversé entre l'urbanisation et les émissions de CO<sub>2</sub>. Mehmood et Mansoor (2021) ont examiné les émissions de CO<sub>2</sub> et le rôle de l'urbanisation dans les pays d'Asie de l'Est et du Pacifique sur une période de 1982-2014 et ont utilisé l'approche ARDL. Les résultats montrent que l'urbanisation diminue de manière significative les émissions de CO<sub>2</sub> en Chine, au Japon, à Hong Kong et en Mongolie ; et l'urbanisation augmente les émissions de CO<sub>2</sub> à Singapour, Macao et en Corée du Sud.

Les résultats empiriques existants sur la relation entre urbanisation et émissions de CO<sub>2</sub> apparaissent contrastés. Certaines études concluent à un effet positif de l'urbanisation sur la dégradation environnementale, notamment dans les pays en développement où l'expansion urbaine s'accompagne d'une consommation énergétique intensive et d'une industrialisation polluante. À l'inverse, d'autres travaux mettent en évidence un effet négatif ou non linéaire, suggérant qu'au-delà d'un certain seuil de développement, l'urbanisation peut favoriser une meilleure efficacité énergétique et une réduction des émissions. Ces divergences empiriques s'expliquent par les différences de structure économique, de niveau de revenu, de politiques environnementales et de mix énergétique entre les pays étudiés. Au regard de cette littérature, la présente étude formule les hypothèses de recherche suivantes :

**H1 :** *L'urbanisation accroît les émissions de CO<sub>2</sub> à court terme au Mali.*

**H2 :** *L'urbanisation réduit les émissions de CO<sub>2</sub> à long terme, conformément à l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets.*

**H3 :** *La croissance économique et l'ouverture commerciale exercent un effet positif sur les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali.*

### 3 Méthodologie

#### 3.1 Sources des données et variables utilisées

Dans notre étude, nous avons choisi les émissions de dioxyde de carbone (CO<sub>2</sub>) par tête comme indicateurs de pression sur l'environnement. Il est exprimé en tonnes métriques par habitant. La principale variable explicative que nous avons retenue est le taux de croissance de la population urbaine (URB). Il fait référence aux personnes vivantes dans la zone urbaine. La croissance de la population urbaine au terme quadratique permet d'obtenir les effets marginaux croissants ou décroissants. L'étude intègre des variables explicatives additionnelles qui sont reconnues dans la littérature comme pouvant impacter la pollution. Il s'agit du produit intérieur brut par tête (PIB) et le degré de l'ouverture commerciale (la part des importations et des exportations dans le PIB) noté (OC).

Le choix du produit intérieur brut par habitant et de l'ouverture commerciale comme variables de contrôle se justifie par leur rôle central dans la détermination des émissions de CO<sub>2</sub>, largement documenté dans la littérature économique. Le PIB par habitant reflète le niveau d'activité économique et la structure productive, souvent associée à une intensification de la consommation énergétique dans les pays en développement. L'ouverture commerciale, quant à elle, influence les émissions à travers les échanges internationaux, le transfert de technologies, ainsi que la spécialisation productive, pouvant soit accroître la pollution, soit favoriser l'adoption de technologies plus propres. L'intégration de ces variables permet ainsi de mieux isoler l'effet propre de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub>.

Les données proviennent toutes de la base des données de la Banque mondiale (World Development Indicators (WDI, 2022)). Nous avons transformé ces variables en logarithme pour faciliter l'interprétation des coefficients estimés et pour éviter le problème d'hétéroscédasticité. Les données utilisées sont des données annuelles de 2000 à 2024.

#### 3.2 Spécification du modèle et méthodologie d'estimation

Dans le cadre de notre étude, nous nous inspirons du modèle utilisé par Ali, S., Khan, H., & Ahmad, M. (2019). Ainsi, nous nous proposons d'estimer le modèle suivant :

$$\log(CO_2)_t = \alpha + \beta_1 \log(URB)_t + \beta_2 \log(PIB)_t + \beta_3 \log(OC)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où log (CO<sub>2</sub>), log (OC), log (PIB) et log (URB) désignent respectivement le logarithme du CO<sub>2</sub>, de l'ouverture commerciale, du PIB et du taux de croissance de la population urbaine.

Et,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  et  $\beta_3$  les différents paramètres à estimer et  $\varepsilon_t$  le terme d'erreur.

Pour le test de cointégration, l'équation (1) prendra la forme suivante :

$$\Delta \log(CO_2)_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_1 \Delta \log(CO_2)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_2 \Delta \log(URB)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_3 \Delta \log(PIB)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_4 \Delta \log(OC)_{t-1} + b_1 \log(URB)_{t-1} + b_2 \log(PIB)_{t-1} + b_3 \log(OC)_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Avec  $\Delta$  : opérateur de différence première ;  $a_0$  la constante ; les  $a_i$ , avec ( $i= 1, \dots, 4$ ) désignent les effets à court terme ; les  $b_i$  ( $i= 1, \dots, 3$ ) sont les dynamiques de long terme du modèle et  $\varepsilon_t$  est le terme d'erreur (bruit blanc).

La cointégration est acceptée, alors nous estimons l'équation (3) ci-dessous, qui représentent la dynamique de long terme par la méthode MCO (moindres carrés ordinaires). L'équation (3) contient le terme d'erreur, ECT. En effet, ce terme (ECT) tout en prenant en compte les ajustements dynamiques de court terme (Kareem, et al., 2012), oblige les variables à converger vers les relations de cointégration.

$$\Delta \log(\text{CO}_2)_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^q \beta_1 \Delta \log(\text{CO}_2)_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_2 \Delta \log(\text{URB})_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_3 \Delta \log(\text{PIB})_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_4 \Delta \log(\text{OC})_{t-1} + \lambda \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Avec : k : le nombre de retard optimal (k=1...q) ;

ECT : correcteur d'erreur ;

λ : le coefficient du correcteur d'erreur ;

β : les coefficients de court terme (i=1...4)

Pour estimer l'équation (1), nous avons opté pour les modèles autorégressifs à retards échelonnés (Auto Regressive Distributed Lags ou ARDL) développée par Pesaran et al. (2001). Le choix de cette méthode se justifie par le fait que l'ARDL est applicable lorsque les variables sont I (0), I (1), ou mutuellement intégrées. Il faut noter que l'ARDL offre un éventail de choix relatifs au nombre de variables endogènes et exogènes et au retard optimal à introduire dans le modèle. De plus, cette méthode ne pose pas de problème d'endogénéité (Qamar DOUKKALI, 2023). Pour terminer, cette méthode est plus adaptée aux échantillons de taille réduite.

Il convient toutefois de souligner que l'étude repose sur un échantillon de taille relativement limitée (25 observations annuelles). Cette contrainte est liée à la disponibilité des données pour le Mali sur la période considérée. Néanmoins, le recours au modèle ARDL est particulièrement adapté dans ce contexte, car cette approche offre des estimations robustes même pour des échantillons de petite taille et permet d'analyser simultanément les dynamiques de court et de long terme. Cette limitation invite cependant à interpréter les résultats avec prudence et ouvre la voie à des recherches futures fondées sur des données multi-pays ou infra-urbaines.

## 4 Résultats

### 4.1 Statistiques descriptives des variables :

Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables utilisées dans l'étude. Les émissions de CO<sub>2</sub> par habitant affichent une moyenne relativement faible, reflétant le niveau d'industrialisation encore limité du Mali, mais une tendance globale à la hausse sur la période étudiée. L'urbanisation et le PIB par habitant présentent une variabilité modérée, traduisant une croissance progressive, mais soutenue, tandis que l'ouverture commerciale montre des fluctuations plus importantes, liées à la forte dépendance de l'économie malienne aux échanges extérieurs. Ces statistiques permettent de mieux appréhender la dispersion et la dynamique des variables avant l'estimation économétrique.

*Tableau 1 : Statistiques descriptives*

|              | URB   | CO2   | PIB     | OC    |
|--------------|-------|-------|---------|-------|
| Moyenne      | 5.264 | 1.725 | 791.819 | 0.561 |
| Médiane      | 5.324 | 1.681 | 798.262 | 0.555 |
| Maximum      | 5.674 | 2.029 | 909.751 | 0.637 |
| Minimum      | 4.616 | 1.425 | 596.579 | 0.493 |
| Écart-type   | 0.352 | 0.202 | 84.767  | 0.043 |
| Observations | 25    | 25    | 25      | 25    |

*Source : auteurs*

### 4.2 Matrice de corrélation

La matrice de corrélation montre des corrélations élevées entre certaines variables macroéconomiques, notamment entre les émissions de CO<sub>2</sub>, le PIB par habitant et l'urbanisation. Ce résultat est attendu dans un contexte de séries temporelles macroéconomiques où ces variables évoluent conjointement sur le long terme. Conformément à la littérature, la présence de corrélations élevées ne remet pas en cause la validité de

l'estimation ARDL, cette approche étant robuste à la multicollinéarité lorsque l'objectif est l'analyse des relations de long terme.

**Tableau 2 : tableau de corrélation**

| Variables | CO2    | URB    | PIB    | OC     |
|-----------|--------|--------|--------|--------|
| CO2       | 1.000  | -0.880 | 0.941  | -0.196 |
| URB       | -0.880 | 1.000  | -0.782 | 0.121  |
| PIB       | 0.941  | -0.782 | 1.000  | -0.173 |
| OC        | -0.196 | 0.121  | -0.173 | 1.000  |

Source : auteurs

### 4.3 Résultats de l'analyse de la stationnarité

Le test de stationnarité de Dickey et Fuller augmenté (ADF) et celui de Phillips et Perron (PP) sont effectués pour tester la stationnarité de nos variables. Le tableau 1 donne les résultats

**Tableau 3 : résultats de l'analyse de la stationnarité**

| Variables              | Augmenté (ADF) |                        | (pp)          |                        | Décision |
|------------------------|----------------|------------------------|---------------|------------------------|----------|
|                        | Avec constant  | Avec constant et trend | Avec constant | Avec constant et trend |          |
| Niveau                 |                |                        |               |                        |          |
| log(CO <sub>2</sub> )  | -1.577         | -1.357                 | -1.469        | -1.035                 |          |
| log(OC)                | -2.681*        | -2.817                 | -2.821*       | -2.951                 |          |
| log(PIB)               | -3.055*        | -3.945**               | -3.208**      | -3.911**               | I(0)     |
| log(URB)               | 0.792          | -2.657                 | 0.833         | -3.310*                |          |
| En différence première |                |                        |               |                        |          |
| log(CO <sub>2</sub> )  | -3.301**       | -3.431*                | -3.277**      | -3.420*                | I(1)     |
| log(OC)                | -5.082***      | -4.914***              | -5.082***     | -4.914***              | I(1)     |
| log(URB)               | -3.908***      | -3.332**               | -3.843***     | -4.685***              | I(1)     |

Source : Auteurs. Significativité à 1% (\*\*\*), 5% (\*\*) et 10% (\*)

Les résultats du tableau 2 indiquent que la série log (PIB) est stationnaire en niveau avec constant et/ou trend, ce qui ne permet pas de conclure à un état stationnaire pour toutes les séries en niveau. En différence première, les séries sont toutes stationnaires. Donc nos séries sont intégrées à des ordres différents (0 et 1).

### 4.4 Étude de la cointégration

Pour appliquer le test de cointégration aux bornes de (Pesaran, et al., 2001) il y a deux étapes à suivre. Tout d'abord, déterminer le décalage optimal ensuite, estimé le modèle ARDL et recourir au test de Fisher pour tester la cointégration entre nos séries.

Les résultats du décalage optimal et ceux des tests de cointégration sont donnés respectivement dans les tableaux 4 et 5.

**Tableau 4: Résultat de la détermination du nombre de retard**

| Lag | LogL     | LR               | FPE              | AIC               | SC                | HQ                |
|-----|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 0   | 138.8365 | NA               | 5.58e-11         | -12.25787         | -12.05950         | -12.21114         |
| 1   | 211.2777 | <b>111.9546*</b> | 3.41e-13         | -17.38889         | <b>-16.39703*</b> | -17.15523         |
| 2   | 230.4589 | 22.66861         | 3.03e-13         | -17.67808         | -15.89274         | -17.25751         |
| 3   | 255.0284 | 20.10237         | <b>2.29e-13*</b> | <b>-18.45713*</b> | -15.87830         | <b>-17.84964*</b> |

Notes\* indique l'ordre de décalage sélectionné par le critère.

Les critères FPE, AIC et HQ dans le tableau indiquent un retard d'ordre 3. C'est le critère AIC qui est retenu pour cette étude. Ainsi, le nombre de retard optimal à retenir pour le modèle est (3).

**Tableau 5: Résultat du test de cointégration de Pesaran et al. (2001)**

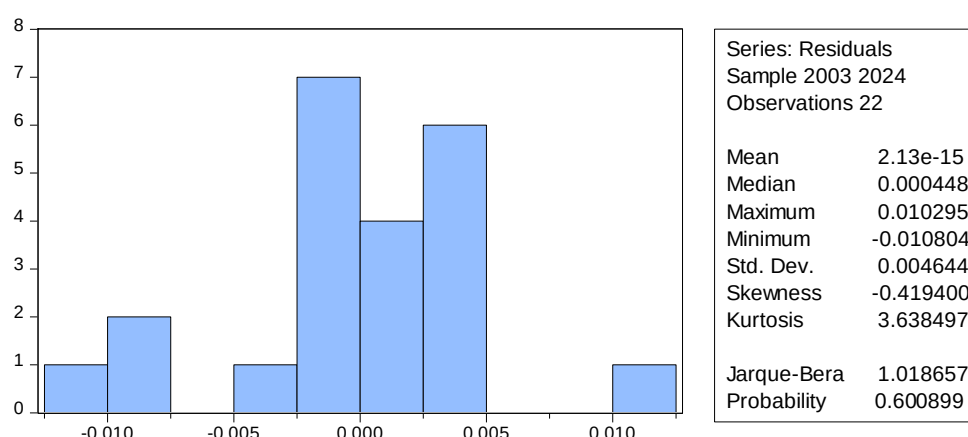
| F-Bounds Test |          | Seuil. | Valeurs critiques de Pesaran |      |
|---------------|----------|--------|------------------------------|------|
|               | Valeur   |        | I(0)                         | I(1) |
| F-statistic   | 40.48405 | 10%    | 3.47                         | 4.45 |
|               |          | 5%     | 4.01                         | 5.07 |
|               |          | 2.5%   | 4.52                         | 5.62 |
|               |          | 1%     | 5.17                         | 6.36 |

Source : Auteurs

Au seuil de 1%, les résultats confirment l'existence de relation de long terme (la valeur de F-stat est supérieure à celle de la borne supérieure), ce qui donne la possibilité d'estimer les dynamiques de court et long terme.

#### 4.5 Tests de diagnostic

Avant d'interpréter les coefficients estimés, des tests diagnostiques ont été réalisés afin de vérifier la validité du modèle ARDL. Les tests d'autocorrélation de Breusch-Godfrey, d'hétéroscédasticité de White, de normalité de Jarque-Bera et de stabilité (CUSUM et CUSUMQ) confirment globalement la robustesse des estimations. Ces tests indiquent que les résidus sont normalement distribués, homoscédastiques et que les paramètres du modèle sont stables sur la période étudiée, ce qui autorise une interprétation économique fiable des résultats. La figure 1 ci-dessus présente le résultat du test de normalité. La probabilité associée à la statistique de Jarque-Bera 0.79 est largement supérieur à 0,05. Ainsi, L'hypothèse de normalité des résidus est donc vérifiée.

**Figure 1 : Résultat du test de normalité**

Bien que la statistique F du test de Breusch-Godfrey indique l'absence d'autocorrélation des résidus, la statistique du Chi-deux suggère une possible autocorrélation. Cette divergence peut être attribuée à la taille réduite de l'échantillon, qui affecte la puissance statistique du test. Conformément à la littérature, l'interprétation est ici fondée prioritairement sur la statistique F, jugée plus appropriée dans les petits échantillons, ce qui permet de conclure à l'absence d'autocorrélation résiduelle.

**Tableau 6: Résultats du test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité**

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:    |          |                      |        |
|------------------------------------------------|----------|----------------------|--------|
| F-statistic                                    | 4.810360 | Prob. F(2,13)        | 0.1485 |
| Obs*R-squared                                  | 12.73446 | Prob. Chi-Square(2)  | 0.0017 |
| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey |          |                      |        |
| F-statistic                                    | 0.716776 | Prob. F(15,15)       | 0.7103 |
| Obs*R-squared                                  | 10.75084 | Prob. Chi-Square(15) | 0.5504 |

Source : Auteurs

Les figures CUSUM et CUSUMQ (figure 3 et 4) montrent que la courbe des statistiques cumulées reste à l'intérieur des bandes critiques à 5 %, indiquant une stabilité des paramètres estimés sur l'ensemble de la période. Cette stabilité suggère que les relations estimées entre urbanisation, croissance économique, ouverture commerciale et émissions de CO<sub>2</sub> ne présentent pas de rupture structurelle majeure, renforçant la fiabilité des résultats de court et de long terme.

**Figure 2 : CUSUM**

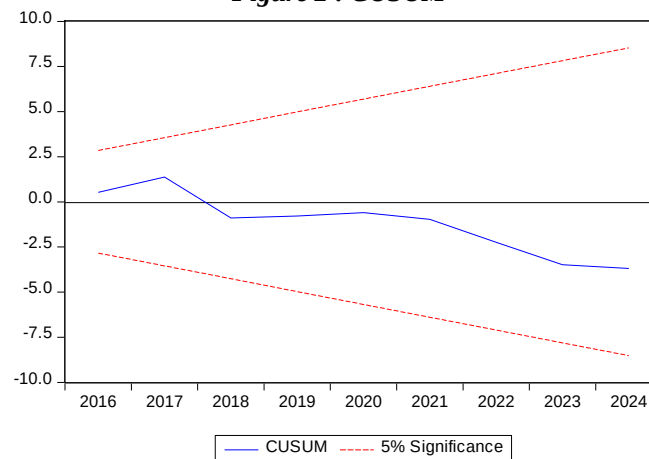
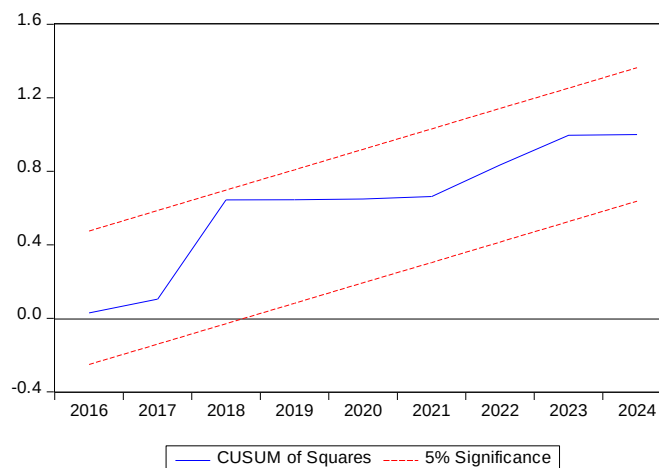


**Figure 3 : CUSUMQ**



#### 4.6 Test de causalité de Granger

Afin de compléter l'analyse économétrique, un test de causalité de Granger a été réalisé afin d'examiner le sens des relations dynamiques entre les variables. Les résultats mettent en évidence des relations de causalité unidirectionnelles, notamment des émissions de CO<sub>2</sub> vers l'urbanisation (LNCO<sub>2</sub> vers LNURB) et de la croissance économique vers l'urbanisation (LNPIB vers LNURB). Ces résultats suggèrent que la concentration des activités économiques et la dégradation environnementale peuvent précéder et accompagner l'expansion urbaine au Mali.

En revanche, aucune relation de causalité directe n'est observée entre l'urbanisation et les émissions de CO<sub>2</sub>, ni entre l'ouverture commerciale et les émissions. Bien que ces variables soient liées à long terme, comme l'indiquent les estimations ARDL, leurs interactions ne s'exercent pas de manière immédiate au sens de Granger. Globalement, ces résultats confirment que les relations entre urbanisation, croissance économique et émissions de CO<sub>2</sub> au Mali relèvent davantage de dynamiques structurelles de long terme que de mécanismes de causalité instantanée.

Tableau 7 : Résultats du test de causalité de Granger

| Hypothèse nulle                      | Observations | F-statistic | Probabilité   | Décision       |
|--------------------------------------|--------------|-------------|---------------|----------------|
| LNURB ne cause pas LNCO <sub>2</sub> | 23           | 0.1253      | 0.8830        | Rejetée        |
| LNCO <sub>2</sub> ne cause pas LNURB | 23           | 6.4565      | <b>0.0077</b> | <b>Rejetée</b> |
| LNPIB ne cause pas LNCO <sub>2</sub> | 23           | 1.4423      | 0.2624        | Rejetée        |
| LNCO <sub>2</sub> ne cause pas LNPIB | 23           | 1.0038      | 0.3861        | Rejetée        |
| LNOC ne cause pas LNCO <sub>2</sub>  | 23           | 2.1817      | 0.1418        | Rejetée        |
| LNCO <sub>2</sub> ne cause pas LNOC  | 23           | 0.2264      | 0.7997        | Rejetée        |
| LNPIB ne cause pas LNURB             | 23           | 5.2096      | <b>0.0164</b> | <b>Rejetée</b> |
| LNURB ne cause pas LNPIB             | 23           | 1.8957      | 0.1790        | Rejetée        |
| LNOC ne cause pas LNURB              | 23           | 1.6085      | 0.2277        | Rejetée        |
| LNURB ne cause pas LNOC              | 23           | 0.0172      | 0.9830        | Rejetée        |
| LNOC ne cause pas LNPIB              | 23           | 2.2114      | 0.1384        | Rejetée        |
| LNPIB ne cause pas LNOC              | 23           | 0.2953      | 0.7478        | Rejetée        |

Source : Auteurs

#### 4.7 Les coefficients à court et long terme

Les tableaux 8 et 9 ci-dessous donnent respectivement les résultats de court et de long terme. Le tableau 8 présente les résultats de la dynamique de court terme pour lnCO<sub>2</sub>/tête. Le R<sup>2</sup> = 0,958 indique que 95,8 % de la variation des émissions est expliquée par le modèle, tandis que le F-statistic (30,77) confirme sa significativité globale. Le Durbin-Watson = 2,60 signale l'absence d'autocorrélation. Le terme correcteur d'erreur (ECT = -0,5697) montre que 57 % des déséquilibres sont corrigés chaque période, assurant la stabilité du système.

Les coefficients des variables retardées représentent les élasticités de court terme. Ainsi, l'impact de l'urbanisation reste positif et persistant de 2000 à 2024. Une hausse de 1 % du taux d'urbanisation augmente les émissions de 0,65 %. Cela traduit la pression environnementale liée à l'expansion urbaine et à la consommation énergétique croissante, en accord avec Salahuddin et al. (2019) et Ali et al. (2019).

Tableau 8 : Résultats de la dynamique de court terme (variable dépendante lnCO<sub>2</sub>/tête)

| Variable                  | Coefficient      | Std. Error            | t-Statistic      | Prob.         |
|---------------------------|------------------|-----------------------|------------------|---------------|
| C                         | -7.845465        | 0.535234              | -14.65802        | 0.0000        |
| @TREND                    | -0.012131        | 0.000832              | -14.57746        | 0.0000        |
| D(LNURB)                  | 0.653352         | 0.100321              | 6.512609         | 0.0001        |
| D(LNURB(-1))              | 0.603309         | 0.104554              | 5.770335         | 0.0003        |
| <b>D(LNURB(-2))</b>       | <b>0.673197</b>  | <b>0.088028</b>       | <b>7.647534</b>  | <b>0.0000</b> |
| D(LNPIB)                  | 0.062883         | 0.076014              | 0.827257         | 0.4295        |
| <b>D(LNPIB(-1))</b>       | <b>-1.060574</b> | <b>0.096475</b>       | <b>-10.99321</b> | <b>0.0000</b> |
| D(LNOC)                   | -0.004019        | 0.022468              | -0.178881        | 0.8620        |
| <b>D(LNOC(-1))</b>        | <b>-0.126509</b> | <b>0.021675</b>       | <b>-5.836503</b> | <b>0.0002</b> |
| <b>ECT</b>                | <b>-0.569734</b> | <b>0.038773</b>       | <b>-14.69404</b> | <b>0.0000</b> |
| <b>R-squared</b>          | <b>0.958463</b>  | Mean dependent var    |                  | 0.010945      |
| <b>Adjusted R-squared</b> | <b>0.927310</b>  | S.D. dependent var    |                  | 0.022785      |
| S.E. of regression        | 0.006143         | Akaike info criterion |                  | -7.044038     |
| Sum squared resid         | 0.000453         | Schwarz criterion     |                  | -6.548110     |
| Log likelihood            | 87.48442         | Hannan-Quinn criter.  |                  | -6.927212     |
| F-statistic               | 30.76651         | Durbin-Watson stat    |                  | 2.601495      |
| Prob(F-statistic)         | 0.000001         |                       |                  |               |

Source : auteurs

L'effet immédiat du PIB n'est pas significatif, mais le PIB retardé réduit les émissions de manière significative, reflétant que la croissance passée peut améliorer l'efficacité énergétique et l'adoption de politiques environnementales, malgré la dépendance actuelle du Mali aux combustibles fossiles.

L'ouverture commerciale immédiate n'a aucun effet significatif sur les émissions. Cependant,

l'effet de l'ouverture commerciale retardée est négatif significatif, suggérant que le commerce favorise le transfert de technologies propres, conformément aux études de Bekhet et Othman (2017) et Mehmood et Mansoor (2021).

Ainsi, à court terme, l'urbanisation stimule directement les émissions, tandis que le PIB et le commerce influencent les émissions avec un retard, soulignant les spécificités énergétiques et technologiques du Mali.

Les résultats dans le tableau 9 sont les coefficients de long terme. Il ressort que :

L'effet de l'urbanisation sur les émissions de CO<sub>2</sub> est négatif et significatif. Une hausse de 1 % réduit les émissions de 0,68 %, indiquant que sur le long terme, l'urbanisation favorise une meilleure efficacité énergétique et des infrastructures plus durables, confirmant l'effet de la courbe environnementale de Kuznets appliqué aux villes.

Le PIB exerce un effet positif et très significatif sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Une augmentation de 1 % entraîne une hausse de 2,39 % des émissions, soulignant que la croissance économique au Mali reste fortement dépendante des énergies fossiles et de secteurs à forte intensité énergétique.

L'ouverture commerciale a un effet positif et significatif. Un accroissement de 1 % augmente les émissions de 0,36 %, suggérant que l'importation de biens polluants ou la spécialisation dans des activités énergivores l'emporte sur les effets positifs de transfert technologique.

Les coefficients estimés peuvent être interprétés comme des élasticités, permettant d'apprécier l'ampleur de l'effet de chaque variable sur les émissions de CO<sub>2</sub>. À court terme, l'élasticité positive de l'urbanisation traduit une augmentation proportionnelle des émissions liée à la consommation énergétique urbaine, aux transports et aux activités informelles. À long terme, l'élasticité négative de l'urbanisation suggère qu'une urbanisation mieux structurée peut favoriser des économies d'échelle, une meilleure efficacité énergétique et une réduction progressive des émissions. Dans le contexte socio-économique malien, ces résultats reflètent la transition progressive d'un modèle urbain extensif vers un modèle plus organisé, bien que cette transition demeure incomplète.

**Tableau 9 : Résultats de la dynamique de long terme (variable dépendante  $\ln\text{CO}_2/\text{tête}$ )**

| Variable     | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob.  |
|--------------|-------------|------------|-------------|--------|
| <b>LNURB</b> | -0.681164   | 0.329906   | -2.064722   | 0.0690 |
| <b>LNPIB</b> | 2.394231    | 0.262767   | 9.111603    | 0.0000 |
| <b>LNOC</b>  | 0.355603    | 0.090309   | 3.937630    | 0.0034 |

Source : Auteurs

### **Globalement il ressort :**

À court terme, l'urbanisation a un effet positif et significatif sur les émissions de CO<sub>2</sub>, traduisant la pression environnementale liée à l'expansion urbaine, à la consommation énergétique et aux activités industrielles au Mali. Ce résultat est cohérent avec Salahuddin et al. (2019) et Ali et al. (2019), qui montrent que l'urbanisation rapide dans les pays en développement contribue directement à l'augmentation des émissions. L'ouverture commerciale immédiate n'est pas significative, mais son effet retardé réduit les émissions, suggérant que le commerce peut favoriser le transfert de technologies plus propres, en accord avec les résultats de Bekhet et Othman (2017) et Mehmood et Mansoor (2021). La croissance économique n'a pas d'effet immédiat, mais son effet retardé négatif pourrait refléter un effet de la courbe environnementale de Kuznets, indiquant que la croissance passée peut améliorer l'efficacité énergétique et l'adoption de politiques environnementales, malgré la forte dépendance aux combustibles fossiles. Le terme correcteur d'erreur (ECT = -0,57) confirme la stabilité du modèle et la tendance du système à revenir vers l'équilibre après un choc.

À long terme, l'urbanisation devient bénéfique (-0,68), suggérant qu'à mesure que les villes se

structurent mieux, avec des infrastructures modernes et des transports collectifs, les émissions diminuent. Ce résultat rejoint l'approche de la courbe environnementale de Kuznets appliquée aux villes, observée dans les études de Shafiei et Salim (2014) et Zhang et al. (2017). Le PIB exerce un effet positif et très significatif (2,39), ce qui confirme que la croissance économique au Mali, encore fortement dépendante des sources non renouvelables et des secteurs énergivores, entraîne une hausse des émissions, en accord avec les résultats de Ouedraogo (2013) sur l'Afrique subsaharienne. L'ouverture commerciale a un effet positif (0,36), ce qui pourrait résulter de l'importation de biens polluants et de la spécialisation dans des activités énergivores, corroborant la « pollution haven hypothesis » discutée par Cole (2004) et Lean et Smyth (2010).

Les résultats obtenus pour le Mali sont comparables à ceux observés dans d'autres pays africains à revenu faible ou intermédiaire. Par exemple, des études menées au Burkina Faso, au Sénégal et au Ghana mettent également en évidence un effet positif de l'urbanisation sur les émissions à court terme, suivi d'un effet atténué ou négatif à long terme lorsque les infrastructures urbaines s'améliorent. Cette convergence suggère que la relation entre urbanisation et émissions de CO<sub>2</sub> dépend fortement du niveau de développement urbain et de la qualité des politiques publiques mises en œuvre.

Ces résultats soulignent que les déterminants des émissions de CO<sub>2</sub> ont des effets différenciés selon l'horizon temporel. À court terme, l'urbanisation et la consommation énergétique augmentent directement les émissions, tandis que les effets retardés du PIB et du commerce peuvent contribuer à des ajustements structurels ou à l'adoption de technologies plus propres. À long terme, la transition urbaine peut réduire les émissions, mais la croissance économique et l'ouverture commerciale demeurent des facteurs de pression environnementale. Ces constats s'alignent sur plusieurs études empiriques internationales et africaines, montrant que les pays en développement doivent combiner urbanisation durable, transition énergétique et politiques commerciales orientées vers la durabilité pour limiter les émissions de CO<sub>2</sub>.

Sur le plan empirique, ces résultats impliquent que les politiques publiques maliennes devraient accorder une priorité à la planification urbaine durable, au développement des transports collectifs et à l'intégration des énergies renouvelables dans les villes. Par ailleurs, la croissance économique et l'ouverture commerciale devraient être accompagnées de normes environnementales strictes afin de limiter leurs effets négatifs sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Ces recommandations empiriques complètent les analyses théoriques et servent de base aux propositions synthétisées dans la conclusion.

## **5 Conclusion**

Cette étude a analysé la relation entre l'urbanisation et les émissions de CO<sub>2</sub> au Mali en mobilisant une approche ARDL sur des données annuelles couvrant la période étudiée. Après avoir établi le cadre théorique et empirique, les résultats économétriques mettent en évidence une relation différenciée entre urbanisation et dégradation environnementale selon l'horizon temporel. À court terme, l'urbanisation contribue à l'augmentation des émissions de CO<sub>2</sub>, reflétant les pressions liées à l'expansion urbaine non maîtrisée, à la consommation énergétique et aux transports. À long terme, en revanche, les résultats suggèrent qu'une urbanisation mieux structurée peut favoriser une amélioration de l'efficacité énergétique et une réduction progressive des émissions, conformément à l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets.

L'analyse a également montré que la croissance économique et l'ouverture commerciale exercent une influence significative sur les émissions de CO<sub>2</sub>, soulignant l'importance d'intégrer les considérations environnementales dans les stratégies de développement et d'intégration économique. Ces résultats apportent une contribution empirique à la littérature sur

l'économie de l'environnement en Afrique subsaharienne, en mettant en lumière les spécificités du contexte malien.

Sur le plan des politiques publiques, les conclusions plaident en faveur d'une planification urbaine durable, du développement des infrastructures de transport collectif et de la promotion des énergies renouvelables dans les centres urbains. Par ailleurs, l'encadrement environnemental de la croissance économique et des échanges commerciaux apparaît indispensable pour limiter les pressions sur l'environnement.

Cette étude présente toutefois certaines limites, notamment la taille réduite de l'échantillon et l'utilisation de données agrégées nationales. Ces limites ouvrent des perspectives de recherche futures portant sur des analyses multi-pays, des études infra-urbaines ou l'intégration de variables institutionnelles et énergétiques afin de mieux comprendre les mécanismes de transmission entre urbanisation et émissions de CO<sub>2</sub>.

### ***Implications de politique économique et recommandations***

Afin d'orienter le Mali vers une trajectoire de développement durable et faiblement émettrice de carbone, plusieurs recommandations de politique économique peuvent être formulées.

Premièrement, il est essentiel de promouvoir une urbanisation planifiée et durable à travers des politiques efficaces d'aménagement du territoire, la modernisation des transports urbains et le développement d'infrastructures énergétiques propres, afin de limiter la pression environnementale liée à la croissance urbaine.

Deuxièmement, le renforcement des investissements dans les énergies renouvelables, notamment le solaire, l'hydraulique et la biomasse, apparaît indispensable pour réduire la dépendance aux sources d'énergie fossile et atténuer les émissions de CO<sub>2</sub> associées à la croissance économique.

Troisièmement, l'intégration de la dimension environnementale dans les échanges commerciaux devrait être encouragée, en favorisant l'importation de technologies vertes et en imposant des normes écologiques aux entreprises exportatrices et importatrices.

Par ailleurs, l'amélioration de la gouvernance environnementale constitue un levier clé, à travers l'utilisation d'instruments économiques tels que la taxe carbone, des incitations fiscales en faveur des entreprises respectueuses de l'environnement et des actions de sensibilisation du public aux enjeux climatiques.

Enfin, le renforcement de la coopération régionale et internationale permettrait de mobiliser des financements verts et de bénéficier de transferts de technologies dans le cadre des initiatives mondiales de lutte contre le changement climatique.

### **Références**

- (1). Al-Mulali, U., Ozturk, I., & Lean, H. H. (2013). The impact of urbanization, energy consumption, and CO<sub>2</sub> emissions in the MENA countries. *Energy Policy*, 62, 201–209. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.100>
- (2). Ali, S., Khan, H., & Ahmad, M. (2019). Urbanization and CO<sub>2</sub> emissions in Pakistan : ARDL and VECM approaches. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(10), 10123–10136. <https://doi.org/10.1007/s11356-019-04568-0>
- (3). Andersen, M., & Massa, I. (2010). Environmental modernization and urban development. *Journal of Environmental Policy & Planning*, 12(2), 45–61.
- (4). Bekhet, H. A., & Othman, N. (2017). Urban growth and CO<sub>2</sub> emissions in Malaysia : Evidence from ARDL and VECM models. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 73, 784–794. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.02.023>

- (5). Burton, E. (2000). The compact city : Sustainable urban forms for developing countries. *Urban Studies*, 37(11), 1969–1984.
- (6). Capello, R., & Camagni, R. (2000). Urban sustainability and compact city theory. *Regional Studies*, 34(7), 593–604.
- (7). Cole, M. A. (2004). Trade, the pollution haven hypothesis and the environmental Kuznets curve: Examining the linkages. *Ecological Economics*, 48(1), 71–81.
- (8). Crenshaw, E., & Jenkins, R. (1996). Social structure and global climate change. *Sociological Perspectives*, 39(4), 567–584.
- (9). Dantzig, G. B., & Saaty, T. L. (1973). Compact city planning : A mathematical approach. *Journal of Urban Planning and Development*, 8(2), 45–62.
- (10). Huber, J. (1985). *Die verlorene Unschuld der Ökologie*. Frankfurt, Germany : Fischer Verlag.
- (11). Jänicke, M. (1985). *Preventive environmental policy as ecological modernization and structural policy*. Berlin, Germany : Wissenschaftszentrum Berlin.
- (12). Jenks, M., Burton, E., & Williams, K. (1996). *The compact city : A sustainable urban form?* London, England: E & FN Spon.
- (13). Martínez-Zarzoso, I., & Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO<sub>2</sub> emissions in developing countries. *Energy Economics*, 33(2), 517–524.
- (14). McGranahan, G., Jacobi, P., Songsore, J., Surjadi, C., & Kjellén, M. (2001). *The citizens at risk: Urbanization, environment and health in developing countries*. London, England: Earthscan.
- (15). Mehmood, U., & Mansoor, S. (2021). Urbanization and CO<sub>2</sub> emissions in East Asia and the Pacific : An ARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(27), 34215–34228.
- (16). Mol, A. P. J., & Spaargaren, G. (2000). Ecological modernization theory in debate: A review. *Environmental Politics*, 9(1), 17–49.
- (17). Newman, P., & Kenworthy, J. (1989). Gasoline consumption and cities: A comparison of U.S. cities with a global survey. *Journal of Transport Geography*, 1(3), 123–135.
- (18). Ouedraogo, N. S. (2013). Energy consumption and economic growth: Evidence from the Economic Community of West African States (ECOWAS). *Energy Economics*, 36, 637–647.
- (19). Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- (20). Salahuddin, M., Alam, K., & Gow, J. (2019). Urbanization, globalization and CO<sub>2</sub> emissions in South Africa. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(14), 14209–14222.
- (21). Shafiei, S., & Salim, R. A. (2014). Non-renewable and renewable energy consumption and CO<sub>2</sub> emissions: Evidence from OECD countries. *Energy Economics*, 46, 203–213.
- (22). Uttara, A., Sharma, R., & Kumar, V. (2012). Environmental impacts of urbanization : Evidence from the STIRPAT model. *Journal of Cleaner Production*, 28, 1–8.
- (23). Zhang, C., & Lin, Y. (2012). Urbanization, energy consumption and CO<sub>2</sub> emissions in China : Panel analysis of provinces. *Energy Policy*, 49, 488–498.