

Ouverture commerciale, croissance économique et environnement au Mali

Commercial openness, economic growth and environment in Mali

Siriki COULIBALY

Assistant, Enseignant-chercheur,
Université Péléforo Gon Coulibaly de Korhogo,
Côte d'Ivoire.
Président et associé ,
DEECAAF (Destination Économique Afrique),
Rennes – France.
Consultant Senior,
DEECAAF-CI (Destination Économique Afrique Côte d'Ivoire),
Abidjan-Côte d'Ivoire.
siriki.coulibaly@deecaf.fr

Alassane CISSOKO

Assistant, Enseignant-chercheur,
école supérieur de gestion d'informatique et de comptabilité (ESGIC),
Mali.
Consultant Junior,
DEECAAF-CI (Destination Économique Afrique Côte d'Ivoire),
Abidjan-Côte d'Ivoire
alassane.cissoko@deecaf.fr

Date de soumission : 22/11/2023

Date d'acceptation : 04/01/2024

Pour citer cet article :

COULIBALY.S & CISSOKO.A. (2024) «Ouverture commerciale, croissance économique et environnement au Mali », Revue Française d'Économie et de Gestion «Volume 5 : Numéro 1 » pp :395 – 412 .

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

L'objectif de cette étude est de déterminer l'impact de l'ouverture commerciale sur la pollution au Mali. Pour cela, nous avons utilisé la méthode ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) pour tester la cointégration entre nos variables. Les variables d'intérêt sont l'ouverture commerciale, le Produit Intérieur Brut (PIB) par tête et les émissions de CO₂ par tête. La consommation d'énergie, le taux de croissance de la population et le PIB industriel sont introduits des variables de contrôle notamment. L'analyse couvre la période 1990-2022. Nous avons trouvé que le commerce international à court et long terme a un effet positif sur les émissions de CO₂ par tête au Mali.

Mots clés : commerce international, croissance économique, environnement, Mali.

Abstract

The aim of this study is to determine the effect of trade openness on pollution in Mali. To do this, we used the ARDL (Auto Regressive Distributed Lag) method to test the cointegration between our variables. The main variables are trade openness, Gross Domestic Product (GDP) per capita and CO₂ emissions per capita. Energy consumption, population growth rate and industrial GDP are introduced as control variables. The analysis covers the period 1990-2022. We found that international trade in the short and long term has a positive effect on CO₂ emissions per capita in Mali.

Key words: international trade, economic growth, environment, Mali.

Introduction

Les économies nationales s'inscrivent de plus en plus dans une structure mondiale intégrée. Les facteurs de productions peuvent être trouvés n'importe où dans le monde, grâce à un système étayé de puissantes techniques de communication et d'information. Il s'ensuit un accroissement régulier de l'importance du commerce international dans l'économie mondiale. Selon les statistiques de l'organisation mondiale du commerce (2022), le volume du commerce mondial est aujourd'hui environ 45 fois supérieur à celui enregistré aux premiers jours du GATT (soit une augmentation de 4 500% entre 1950 et 2022). En 2022, on constate que le volume et la valeur du commerce mondial ont augmenté respectivement de 4% et 6% en moyenne depuis 1995, année de création de l'OMC. L'environnement planétaire a lui aussi considérablement évolué. Les émissions de CO₂ dans le monde s'élèvent à 38 milliards de tonnes en 2019, soit 5 tonnes par habitant, et sont en hausse de 68 % par rapport à 1990 selon les chiffres clés du climat édition 2022.

Au Mali, l'économie repose essentiellement sur le secteur primaire et tertiaire. En 2017, La contribution du secteur primaire représentait 38,34% du PIB (UMOA-Titres, 2021-2022). Selon la même source, le secteur tertiaire, principalement dominé par le commerce, qui est le plus dynamique contribue pour sa part à 37,05% du PIB. En matière de pollution atmosphérique, lors de la 21^e conférence des nations unies sur le changement climatique (convention cadre, septembre, 2015), les statistiques fournies par le Mali sur les émissions de gaz à effet de serre (GES), montrent que l'énergie est le sous-secteur qui pollue le plus avec 31% des émissions de GES. Le sous-secteur de l'agriculture suit avec 29% et enfin 21% pour les forêts et le changement d'utilisations des terres. Les données statistiques montrent également que le dioxyde de carbone (CO₂) émis dans les domaines de la production et de la consommation de l'énergie est le plus dominant parmi les gaz à effet de serre.

Par ailleurs, même si la contribution du pays aux émissions des gaz à effet de serre au niveau mondial est négligeable, le Mali n'est pas épargné des effets néfastes des changements climatiques. Ainsi, le Mali s'est engagé à réduire ses émissions de CO₂ et à adopter les mesures édictées à l'échelle mondiale pour cela. Dans la littérature économique, très peu d'études existent sur la relation entre le commerce et la pollution au Mali. Le présent papier cherche à étudier l'effet du commerce sur l'environnement au Mali sur la période 1990-2022.

La suite de notre analyse est structurée de la façon suivante : la première partie présente la revue de la littérature ; la deuxième expose la méthodologie, la troisième présente et commente les

résultats ; la partie quatre présente les résultats des tests de diagnostic et la partie cinq conclut et fait des recommandations de politiques stratégiques.

1 Revue de la littérature

1.1 Revue théorique

Il existe plusieurs études sur le lien émissions de CO₂/tête et ouverture commerciale, cependant, l'essentiel de ces travaux sont effectués sur les pays développés. L'économie libérale a admis la pertinence de l'ouverture commerciale comme moyen d'accroître la production des richesses économiques. La libéralisation des échanges permet le transfert des technologies modernes permettant aux pays en développement de rattraper leurs retards. Donc l'idée à la base serait que le commerce international permet aux pays en développement de réaliser de la croissance économique et d'impacter positivement la qualité de l'environnement. Cependant, d'autres auteurs pessimistes avancent l'idée qu'avec la libéralisation des échanges commerciaux, l'hypothèse des havres de pollution peut expliquer la forme en U inversé. Selon eux, les différences en termes de politique environnementale entre les pays peuvent influencer la composition de la production d'un pays qui s'ouvre aux échanges. En effet, les entreprises polluantes des pays où les normes environnementales sont strictes se relocaliseront dans les pays où les normes sont souples. Ainsi, la pollution dans les pays en développement augmente proportionnellement à la réduction de la dégradation environnementale dans les pays développés. Ces derniers seraient donc des havres de pollution.

Un rapport de l'OMC (2009) souligne que les différences internationales dans les politiques liées au changement climatique s'expliquent par les émissions de gaz à effet de serre. Cela désigne une situation dans laquelle les mesures prises par certains pays pour limiter leurs émissions de CO₂/tête au niveau national n'entraînent pas une réduction des émissions mondiales de CO₂. Cela s'explique par le fait que les industries dont les émissions sont importantes se relocalisent dans les pays qui n'imposent pas des pénalités élevées pour les émissions. (Dean, et al., 2009) montrent que dans les années 90, les provinces chinoises ayant de faibles niveaux de réglementation environnementale ont attiré de nombreuses entreprises étrangères très polluantes. Le commerce international est donc responsable, toutes choses égales par ailleurs, de dommages environnementaux causés par les délocalisations non contrôlées vers les pays à législations molles. (Suri & Chapman, 1998), quant à eux, affirment que le commerce international a tendance à renforcer les impacts dans les pays en voie de développement et à réduire ceux-ci dans les pays développés. L'ouverture commerciale peut donc aider à réduire les dommages environnementaux dans les pays développés et en voie de

développement et cela peut être une autre explication pour la relation en forme de U inversé ». (Stern, et al., 1996) ont soutenu que la courbe en U inversé pourrait résulter de la modification de la spécialisation internationale. Les pays pauvres attirent les productions polluantes et intensives en matière alors que les pays riches se spécialisent dans des productions moins polluantes et moins intensives en matière. Dans ce cas, les effets environnementaux, au lieu de baisser, sont transférés d'un pays à un autre. (José Bourque, 1999) soutient cette idée et démontré que lorsque les nations sont moins strictes avec les normes environnementales alors elles ont un avantage concurrentiel pour produire des biens qui polluent, ce qui augmente les exportations et diminue les importations de ce type de produit. Cette relation est également appréhendée en évoquant le dumping environnemental. En effet, si une entreprise souhaite polluer à loisir, il lui suffit de délocaliser son activité dans les pays ayant des normes environnementales moins contraignante. La fabrication polluante du produit dans le pays sans normes est moins coûteuse, ce qui provoque une diminution des prix et une augmentation de la demande de ce produit. Selon Dean (1998), la non-robustesse des études sur le lien entre le commerce international et l'environnement s'explique par une mauvaise spécification du modèle. Elle avance la possibilité que l'augmentation soutenue du revenu sur le long terme ainsi que celle de la détérioration de l'environnement soient déterminées conjointement. Dean estime donc un modèle à équations simultanées pour permettre la présence d'effets dynamiques entre la croissance du revenu et des émissions. Elle conclut que l'ouverture aggrave directement l'environnement via l'influence de la spécialisation, mais que cet impact négatif est atténué par l'effet technique.

1.2 Quelques résultats empiriques

Les auteurs (Antweiler, Copeland & Taylor, 2001) examinent comment l'ouverture aux marchés internationaux de biens affecte les concentrations de pollution. Ils développent un modèle qui divise les effets du commerce sur la pollution en effet technique, effet d'échelle et effet de composition. Ils montrent qu'en augmentant la croissance économique de 1%, la libéralisation du commerce contribue à l'augmentation des concentrations de SO₂ de 0,25 à 0,5% par l'intermédiaire de l'effet d'échelle, mais son effet technique accompagnateur réduit les concentrations de 1,25 à 1,5% de telle sorte que l'effet total est finalement bénéfique. (Frankel & Rose, 2005) cherchent à déterminer l'effet du commerce extérieur sur l'environnement pour le cas de plusieurs pays. Ils considèrent trois types d'émissions polluantes le SO₂, le NO₂ (le dioxyde d'azote) et les particules suspendues. Ces variables endogènes sont expliquées par le revenu par tête, le taux d'ouverture au commerce extérieur, ainsi que deux autres variables non

économiques : le régime politique et la surface du terrain par habitant. Les résultats dégagés des estimations économétriques, pour un grand nombre de pays, montrent que le commerce tend à réduire les trois mesures d'émissions polluantes : d'une manière plus significative pour le SO₂, moyennement pour le NO₂ et plus faiblement pour les particules. Ainsi, ils montrent que le havre de pollution comme hypothèse est exclu. (Dean, 2002) rassemble la littérature sur l'ouverture et la croissance et sur la courbe de Kuznets ensuite, l'auteur établit un système d'équations simultanées qui intègre les effets d'une libéralisation du commerce sur l'environnement en Chine de 1987 à 1995. Les résultats indiquent qu'à travers les termes de l'échange, la libéralisation commerciale aggrave la pollution, mais l'atténue indirectement par l'intermédiaire de son effet sur l'augmentation des revenus. (Saviotti & Pykan, 2004) montrent que dans un pays donné, prendre en compte les règles environnementales conduit à une dynamique industrielle au niveau des entrées et des sorties des firmes. Ces pressions environnementales augmenteraient l'innovation au niveau des entreprises en matière de réduction de pollution à travers l'amélioration de leur technologie productive. (Collins & Harris, 2005) trouvent que les entreprises, qui dépensent dans les activités réductrices de pollution suite à l'ouverture, réduisent probablement leur efficacité technique. (Ben Zineb, 2019), à travers un modèle d'équations simultanées pour un ensemble de 27 pays de l'OCDE pendant la période 1996-2015 et 58 pays en développement (21 pays avec un niveau de revenu faible et 27 pays avec un niveau de revenu intermédiaire) pendant la période 2005-2015 a abouti à des résultats variés. Les résultats sur un ensemble de pays développés (27 pays de l'OCDE) durant la période 1996-2015, mettent en présence l'existence d'un effet de structure qui est le plus dominant durant la période 2005-2015. Durant cette même période, l'auteur a mis en exergue la présence d'un effet d'échelle. Quant à l'effet technique, il se manifeste à travers le développement des activités de l'agriculture préservant la qualité de l'environnement et non les politiques environnementales. Il conclut aussi que l'augmentation du poids de l'industrie dans l'activité économique a contribué à l'accroissement des émissions de CO₂. Aussi, l'ouverture commerciale accroît l'avantage d'acquisition de nouvelles techniques et outils auprès des pays développés. (Patrick Geoffroy & Yve Daniel, 2019), analyse les impacts du commerce international et de la croissance sur l'environnement. Le test de cointégration développée par (Pesaran, et al., 2001) a été appliquée sur les données macroéconomiques du Cameroun sur la période allant de 1971 à 2011. Les résultats révèlent que l'activité économique à court terme a des effets négatifs sur la qualité de l'environnement, mais à long terme elle l'affecte positivement. Quant à l'ouverture commerciale, son effet est négatif sur l'environnement au

Cameroun. (Tidiane NDOUR & FAYE, 2021) étudie pour le Sénégal, le lien commerce international et émissions de CO₂ et en parallèlement, ils vérifient la validité de la CEK. A partir des données chronologiques sur la période 1971-2016, la méthodologie s’est appuyée sur l’analyse de cointégration avec l’approche de test lié au retard distribué autorégressif (ARDL). Les résultats attestent que l’ouverture commerciale impacte négativement l’environnement au Sénégal. En outre, l’analyse confirme la forme U de la CEK à long terme entre la croissance économique et la pollution au Sénégal.

2 Méthodologie

2.1 Présentation et source des données

Dans notre étude, nous avons choisi les émissions de CO₂/tête comme la variable expliquée. Le CO₂ est exprimé en tonne métrique par tête. L’ouverture commerciale (le poids des importations et des exportations dans le PIB) est la principale variable explicative retenue. Nous intégrons des variables explicatives additionnelles qui sont reconnues dans la littérature comme pouvant impacter la pollution. Il s’agit de :

- La consommation d’électricité) par tête exprimé en KW ;
- Le produit intérieur brut (PIB) par tête exprimé en dollar US prix constant
- Et le taux de croissance de la population (TCP).

Les données proviennent toutes de la base des données de la Banque mondiale (World Développement 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 1990 à 2020.

Tableau 1 : présentation des variables du modèle

| Variabes | Abréviations | Mesure |
|------------------------------------|-----------------|--|
| Dioxyde de carbone | CO ₂ | Les émissions CO ₂ par habitant |
| Degré d’ouverture commerciale | OUV | Le poids des importations et des exportations dans le PIB |
| Le produit intérieur brut par tête | PIB | Le PIB divisé par la population exprimée en milieu d'année |
| Consommation d’énergie | CELE | Consommation d’électricité par tête exprimé en KW |
| Taux de croissance démographique | TCP | Différence entre effectif d’une population à la fin et au début d’une période donnée |

Source : Auteur

2.2 Spécification du modèle et méthodologie d'estimation

Dans le cadre de notre étude, nous nous inspirons du modèle utilisé par (Patrick Geoffroy & Yve Daniel, 2019). Ainsi, nous nous proposons d'estimer le modèle suivant :

$$\log(CO_2)_t = \alpha + \beta_1 \log(OUV)_t + \beta_2 \log(PIB)_t + \beta_3 \log(CELE)_t + \beta_4 \log(TCP)_t + \beta_5 \log(PIBIND)_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Où $\log(CO_2)$, $\log(OUV)$, $\log(PIB)$, $\log(CELE)$, $\log(PIBIND)$ et $\log(TCP)$ désignent respectivement le logarithme du CO_2 , de l'ouverture commerciale, du PIB, de la consommation d'énergie, du PIB industriel et du taux de croissance de la population.

Et, β_1 , β_2 , β_3 , β_4 et β_5 les différents paramètres à estimer et ε_t le terme d'erreur.

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.

Ainsi, pour l'estimation nous allons d'abord tester la stationnarité des variables ensuite, effectuer le Bound-test puis estimer les coefficients de court et de long terme. En fin, effectuer les tests de normalité, d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs.

3 Résultats et discussions

3.1 Étude de la stationnarité des variables

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 2 donne les résultats.

Tableau 2 : 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 ₂) | -1.353 | -1.731 | -1.326 | -1.731 | |
| log(OUV) | -2.214 | -2.322 | -2.171 | -2.322 | |
| log(PIB) | -1.229 | -2.395 | -1.361 | -2.323 | |
| log(TCP) | -2.090 | -1.424 | -2.182 | -1.014 | |
| log(CELE) | -3.468** | -4.199** | -3.623** | -4.435*** | I(0) |
| log(PIBind) | -1.619 | -1.404 | -1.682 | -1.406 | |
| En différence première | | | | | |
| log(CO ₂) | -5.507*** | -5.483*** | -5.515*** | -5.524*** | I(1) |
| log(OUV) | -6.257*** | -6.270*** | -6.250*** | -6.562*** | I(1) |
| log(PIB) | -7.805*** | -7.587*** | -7.695*** | -7.482*** | I(1) |
| log(TCP) | -3.207** | -3.578** | -3.207** | -3.522* | I(1) |
| log(PIBind) | -5.721*** | -5.890*** | -5.769*** | -5.898*** | I(1) |

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

Les résultats du tableau 2 indiquent que la série log (CELE) 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 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. Pour le test de cointégration, l'équation (1) prendra la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 \Delta \log(CO_2)_t = & a_0 + \sum_{i=1}^p a_1 \Delta \log(CO_2)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_2 \Delta \log(OUV)_{t-1} \\
 & + \sum_{i=1}^p a_3 \Delta \log(PIB)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_4 \Delta \log(CELE)_{t-1} \\
 & + \sum_{i=1}^p a_5 \Delta \log(TCP)_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_6 \Delta \log(PIBind)_{t-1} \\
 & + b_1 \log(OUV)_{t-1} + b_2 \log(PIB)_{t-1} + b_3 \log(CELE)_{t-1} \\
 & + b_4 \log(TCP)_{t-1} + b_5 \log(PIBind)_{t-1} + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

Avec Δ : opérateur de différence première ; a_0 la constante ; les a_i , avec ($i= 1, \dots,6$) désignent les effets à court terme ; les b_i ($i= 1, \dots,5$) sont les dynamiques de long terme du modèle et ε_t est le terme d'erreur (bruit blanc).

Les résultats du décalage optimal et ceux des tests de cointégration sont donnés respectivement dans les tableaux 3 et 4.

Tableau 3 : Résultat de la détermination du nombre de retard

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | 253.4210 | NA | 4.71e-15 | -15.96264 | -15.68510 | -15.87217 |
| 1 | 393.4847 | 216.8728 | 5.99e-18 | -22.67643 | -20.73361 | -22.04312 |
| 2 | 460.1978 | 77.47337* | 1.10e-18* | -24.65792* | -21.04983* | -23.48178* |

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

Les critères LR, FPE, AIC, SC et HQ dans le tableau indiquent un retard d'ordre 2. C'est le critère AIC qui est retenu pour cette étude. Ainsi, le nombre de retard optimal à retenir pour le modèle est 2.

Tableau 4 : 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 | 9.009677 | 10% | 2.08 | 3 |
| | | 5% | 2.39 | 3.38 |
| | | 2.5% | 2.7 | 3.73 |
| | | 1% | 3.06 | 4.15 |

Source : Auteur

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.

4.1 Les coefficients à court et à long terme

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.

$$\Delta \log(\text{CO}_2)_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^q \beta_1 \Delta \log(\text{CO}_2)_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_2 \Delta \log(\text{OUV})_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_3 \Delta \log(\text{PIB})_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_4 \Delta \log(\text{CELE})_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_5 \Delta \log(\text{TCP})_{t-1} + \sum_{k=1}^q \beta_6 \Delta \log(\text{PIBind})_{t-1} + \lambda \text{ECT}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Avec : k : le nombre de retard optimal ($k=1, \dots, q$) ;

ECT : correcteur d'erreur ;

λ : le coefficient du correcteur d'erreur ;

β : les coefficients de court terme ($i=1, \dots, 6$) ;

Les tableaux 5 et 6 ci-dessous donnent respectivement les résultats de court et de long terme.

A court terme (Tableau 5), les coefficients de détermination ajustés montrent que les émissions de CO₂ sont expliquées à 87% par les variables introduites dans le modèle. Les causalités de long terme sont déterminées à travers le signe et la significativité de ECT. Selon, (Farhani & Ben Rejeb, 2012) lorsque le terme correcteur d'erreur (ECT) est négatif et significatif, alors la variable endogène permet le retour à l'équilibre lorsque le système s'écarte de l'équilibre. Donc la variable endogène est un facteur d'ajustement. Nos résultats indiquent que ce coefficient ECT est égal à -0,98, il est négatif et significatif, ce qui indique bien une dynamique de long terme et un ajustement de 98% par an du CO₂.

Les coefficients des variables retardées représentent les élasticités de court terme. Ainsi, l'effet de la variable ouverture commerciale sur le CO₂ est significatif et positif. Une augmentation de 1% de la balance commerciale au Mali entraînerait une augmentation du CO₂ de 3,8%. Ce résultat va dans le sens de plusieurs travaux scientifiques, notamment ceux de (Halicioglu, 2008 ; Sharma, 2010 ; Akpan & Chuku, 2011) et (Patrick Geoffroy, et al., 2019). Ce résultat n'est pas surprenant pour le Mali, avec très peu d'obstacles juridiques ou réglementaires du commerce et une économie ouverte dans laquelle le commerce représente environ 65 % du PIB (Banque mondiale, 2020). De plus le Mali exporte principalement de l'or (72,9 % des exportations totales en 2019, Comtrade) et du coton (11,6 %). Ces activités sont polluantes. En effet, Des matériaux non raffinés sont libérés lorsque des gisements de minéraux sont exposés à la surface par l'exploitation minière. Il faut également noter que les machines ainsi que les moyens de transports utilisés pour produire dans les exploitations minières combinés avec l'accroissement des activités économiques grâce aux exploitations minières font que les opérations minières affectent la qualité de l'air.

Le signe du PIB/tête est négatif et statistiquement significatif, ce qui implique qu'un accroissement de la croissance économique de 1% impliquerait une diminution du CO₂ de 14,05% au Mali sur la période de l'étude. L'effet de la consommation d'énergie sur le CO₂ par

tête est positif et significatif. Une croissance de 1% de la consommation d'énergie L'accroissement de la consommation d'énergie de 1% accroît les émissions du CO₂ de CO₂ de 3,13% au Mali. Ce résultat est en conformité avec la littérature, l'on n'a pas encore connaissance d'une politique réelle d'utilisation d'énergie propre au Mali. Le PIB industriel a un effet positif et significatif à court terme sur les émissions de CO₂ au Mali. Un accroissement de 1% de la production industrielle impliquerait un accroissement du CO₂ de 2,52% au Mali sur la période de l'étude.

Tableau 5 : Résultats de la dynamique de court terme (variable dépendante lnCO₂/tête)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-------------------------|---------------------|-----------------------|------------------|---------------|
| D(LOGCO2(-1)) | 0.234247 | 0.113481 | 2.064192 | 0.0567 |
| D(LOGOUV) | 3.789714*** | 1.240170 | 3.055802 | 0.0080 |
| D(LOGPIB) | -10.40236 | 2.799434 | -3.715878 | 0.0021 |
| D(LOGPIB(-1)) | -14.04852*** | 2.479939 | -5.664864 | 0.0000 |
| D(LOGPIBIND) | 7.018676 | 1.196624 | 5.865396 | 0.0000 |
| D(LOGPIBIND(-1)) | 2.518001* | 1.373162 | 1.833725 | 0.0866 |
| D(LOGTCP) | 2.480438 | 2.150989 | 1.153162 | 0.2669 |
| D(LOGCELE) | -0.670788 | 0.525722 | -1.275935 | 0.2214 |
| D(LOGCELE(-1)) | 3.132593*** | 0.573586 | 5.461420 | 0.0001 |
| ECT | -0.975182*** | 0.103781 | -9.396533 | 0.0000 |
| R-squared | 0.865812 | Mean dependent var | | 0.078908 |
| Adjusted R-squared | 0.808303 | S.D. dependent var | | 0.374892 |
| S.E. of regression | 0.164140 | Akaike info criterion | | -0.520502 |
| Sum squared resid | 0.565778 | Schwarz criterion | | -0.057926 |
| Log likelihood | 18.06778 | Hannan-Quinn criter. | | -0.369714 |
| Durbin-Watson stat | 1.834317 | | | |

Source : Auteur

Les résultats dans le tableau 6 sont les coefficients de long terme. Il ressort que l'effet du commerce international est significativement sur le CO₂ par tête. Une augmentation de 1% des échanges du Mali avec l'extérieur entraînera fait croire le CO₂ par tête de 6,63%. L'impact de la consommation d'énergie sur le CO₂ à long terme est négatif et significatif à 1%. Ainsi, lorsque la consommation d'énergie augmente de 5%, les émissions de CO₂ diminuent de 1,85% au Mali ce qui est contraire à la prédiction théorique. L'accroissement de la population à long

terme a un effet positif et significatif sur le CO₂. Lorsque la population augmente de 10%, les émissions de CO₂ augmentent de 11, 82%. Ce résultat pour le moins intrigant, est conforme à celui de (Sharma, 2010 ; Cissokho, 2004), mais contraste avec celui de (Patrick Geoffroy, et al., (2019).

Tableau 6 : Résultats de la dynamique de long terme (variable dépendante lnCO₂/tête)

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------------|--------------------|-----------------|------------------|---------------|
| LOGPIB | 5.839990 | 6.039426 | 0.966978 | 0.3489 |
| LOGOUV | 6.629497*** | 1.540032 | 4.304778 | 0.0006 |
| LOGTCP | 11.81527* | 6.252887 | 1.889570 | 0.0783 |
| LOGPIBIND | -1.126125 | 2.891618 | -0.389444 | 0.7024 |
| LOGCELE | -1.845962** | 0.637227 | -2.896867 | 0.0111 |
| C | -25.06512 | 12.98180 | -1.930789 | 0.0726 |

Source : Auteur

Il ressort globalement que le Mali peut être considéré comme un havre de pollution, les résultats de court terme du moins en ce qui concerne le principal objet de cette étude sont identiques à ceux de long terme, l'activité commerciale influence positivement les émissions de CO₂ au Mali. Cela serait principalement dû à l'activité minière comme mentionné ci-dessus mais aussi à l'utilisation des véhicules d'occasion. Or ces véhicules sont considérés très pollués dans les pays développés (Matcheubou et al., 2009).

La croissance économique à court terme a un effet négatif sur la pollution alors qu'à long terme son effet est neutre. Ce résultat peut se justifier par le fait que l'économie malienne est dotée d'une industrie peu développée. À cela, il faut ajouter le poids du revenu du commerce des voitures d'occasion ainsi celui du matériel informatique dans l'économie. Pour terminer le développement du secteur des télécommunications qui est moins polluant.

Quant à la croissance démographique à long terme elle contribue à la pollution. Cela s'explique par l'effet de masse de la population qui impacte positivement la production afin de satisfaire les différents besoins et de l'évolution des nouvelles technologies qui entraînent une émission grandissante de CO₂/tête.

L'énergie à court terme croît avec la pollution ce qui est conforme à la prédiction théorique. Cependant, à long terme, elle contribue à sa diminution.

L'effet du secteur industriel est positif et significatif sur les émissions de CO₂ par habitant au Mali. Cela est certainement dû à la source d'énergie de l'industrie. En 2018, En effet, le Mali

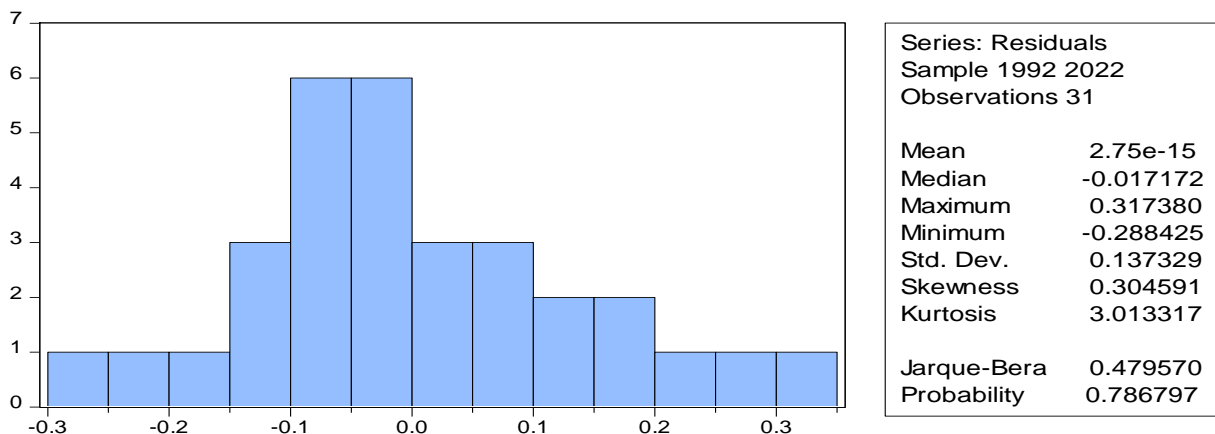
représente 9% de la production énergétique de l'UEMOA. La biomasse représente près de 98% de la production d'énergie du pays. L'hydroélectricité et le solaire photovoltaïque représentent environ 2% de la production d'énergie du pays selon les chiffres clés sur l'énergie au Mali et dans l'espace UEMOA (2019).

5 Test de diagnostic

Des tests de diagnostic sur les résidus de la régression ARDL ont été réalisés afin de valider le modèle tels que le test LM d'autocorrélation, le test de White d'hétéroscédasticité, le test de normalité (Jarque-Bera) et de stabilité (CUSUM).

La figure 1 ci-dessous 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



Source : Auteur

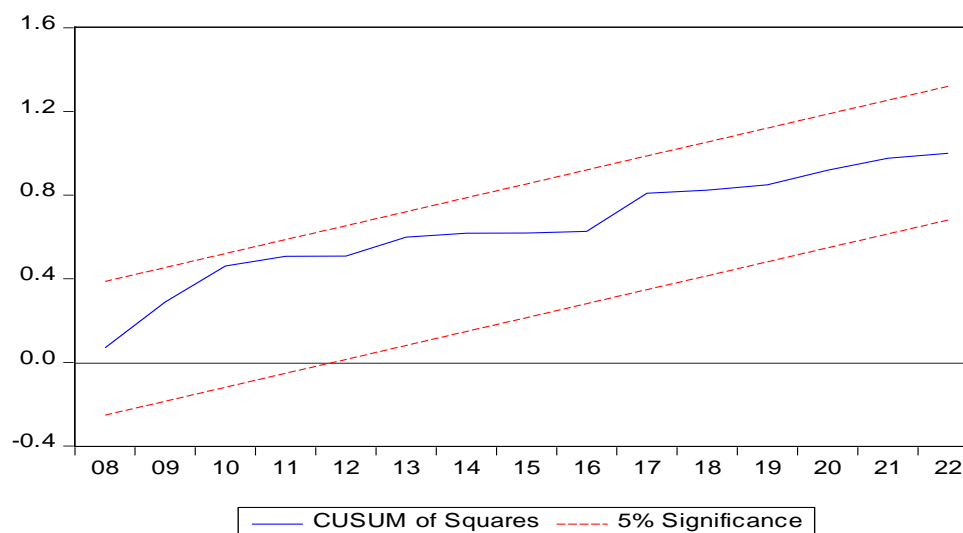
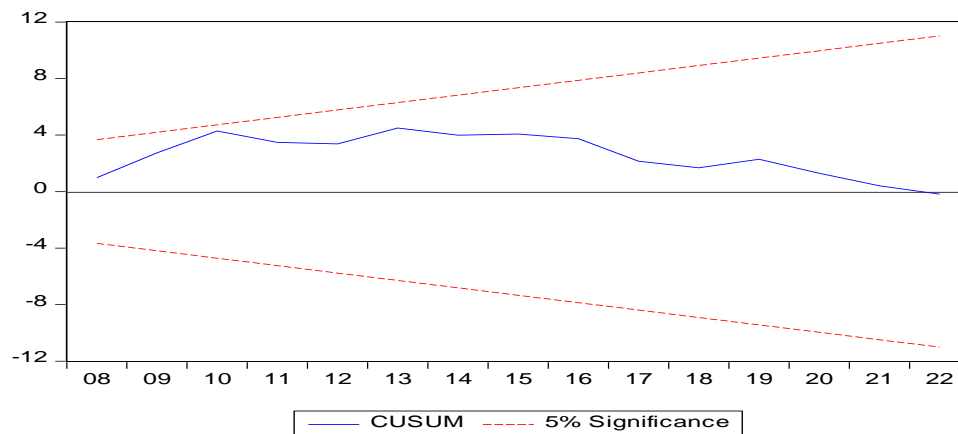
Le test LM d'autocorrélation et le test de White confirment respectivement l'absence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des résidus. En effet, la p-value (0,1002) est supérieur au seuil de 5%. Par conséquent, absence d'autocorrélation (hypothèse nulle) est acceptée. Les résidus sont homoscedastiques la p-value (0,5240) est supérieure à 1%. Ci-dessous les résultats (tableau 7).

Tableau 7: Résultats du test d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité

| Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test: | | | |
|--|----------|----------------------|--------|
| F-statistic | 2.760107 | Prob. F(2,13) | 0.1002 |
| Obs*R-squared | 9.239993 | Prob. Chi-Square(2) | 0.0099 |
| Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey | | | |
| F-statistic | 0.968910 | Prob. F(15,15) | 0.5240 |
| Obs*R-squared | 15.25525 | Prob. Chi-Square(15) | 0.4332 |

Source : Auteur

Enfin, pour vérifier la stabilité de notre modèle, nous avons effectué le test de stabilité de CUSUM et CUSUMQ (figure 3 et 4). Il ressort de ces tests que les paramètres estimés sont stables à long et à court termes au seuil de 5%.



6 Conclusion et recommandation

L'objectif de cette étude est de déterminer l'effet du commerce international sur la pollution au Mali. Pour cela, nous avons pris comme variables principales le CO₂ et le commerce international et le PIB choisir comme variables secondaires le taux de croissance démographique, le PIB industriel et la consommation d'énergie sur la période 1990-2022. Les résultats indiquent que le Mali est havre de pollution puisque nous avons trouvé que le commerce international sur la période d'étude a un effet significativement positif sur la pollution à court et long terme. Les variables secondaires montrent qu'à court terme le PIB, la production industrielle ainsi que l'énergie contribuent à la pollution. A long terme, le taux de croissance démographique augmente avec la pollution tant dis que la pollution diminue lorsque la consommation d'énergie croît.

Avec le signe positif du commerce international sur la pollution au Mali, il convient pour le Mali d'opter pour une politique de limitation des échanges sur une base environnementale d'une part et, d'autre part une collaboration règlementaire entre les exploitations minières et l'Etat malien ce qui va certainement améliorée leur méthode de production. Cela permettra au Mali d'améliorer son empreinte carbone. Le Mali doit développer d'autres source d'énergie pour l'électricité par exemple l'énergie hydraulique. En effet, Le Mali dispose d'un patrimoine naturel exceptionnel comme le fleuve Niger qui y parcourt 1 750 km sur une longueur totale estimée à 4 200 km. La portion malienne du bassin du Niger est évaluée à 570 000 km² soit 48 % de la superficie totale du pays.

Références bibliographiques

- Antweiler, Copeland & Taylor (2001). Is Free Trade Good for the Environment? *American Economic Review* vol. 91, no. 4, (pp. 877-908).
- Banque Mondiale (2021). « World Development Indicators 2021 », Washington D.C.
- Bédia, et al, (2009). Effects of trade and growth on air pollution in the aggregated Sub-Saharan Africa. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies* Vol.5-1(2008).
- Ben Zineb (2019). Décomposition des Effets de la Structure de l'Activité Economique sur la Pollution de l'Air : Développement Théorique et Analyse Empirique. *International Journal of Economics & Strategic Management of Business Process (ESMB)* Vol.15 (pp.45-62).

- Cissokho, L. (2004). Impact de la croissance économique sur la qualité de l'environnement : le cas du Sénégal ». Mémoire, Diplôme d'Etudes Approfondies (D.E.A), F.A.S.E.G, Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal.
- Collins et Harris (2005). The impact of foreign ownership and efficiency on pollution abatement expenditure by chemical plants: some UK evidence. *Scottish Journal Economic Society*, Volume52, Issue5.
- Dean et al. (2009). Decomposing China–Japan–U.S. trade: Vertical specialization, ownership, and organizational form. *Journal of Asian Economics* Volume 20, Issue 6, November 2009, (pp 596-610).
- Engel et Granger (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Econometric Society, vol. 55(2), (pp 251-276).
- Farhani & Ben Rejeb, (2012). Energy Consumption, Economic Growth and CO2 Emissions: Evidence from Panel Data for MENA Region, *International Journal of Energy Economics and Policy* 2(2), (pp 71-81).
- Frankel et Rose (2005). Is Trade Good or Bad for the Environment? Sorting Out the Causality. *The Review of Economics and Statistics* 87 (1), (85–91).
- José Bourque (1999). L'impact de la libéralisation des échanges commerciaux sur l'environnement. Ecole des hautes études commerciales affiliée à l'université de Montréal, mémoire.
- Judith M. Dean (2002). Does trade liberalization harm the environment? A new test, *Volume35*, Issue (pp 819-842).
- Nkwenka Nyanda Patrick Geoffroy et Ngassa Nya Yve Daniel (2019). Ouverture Commerciale, Croissance Economique et Environnement au Cameroun : Une Etude Empirique de la Courbe Environnementale de Kuznets. *European Scientific Journal*, édition Vol.15, No.25 ISSN : 1857 – 7881 (Print) e – ISSN 1857- 7431.
- Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. Smith, (2001), Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, (pp. 289-326).
- Pesaran and Yongcheol Shin, (1996), Cointegration and speed of convergence to equilibrium. *Journal of Econometrics*, 71, (1-2), (pp 117-143).
- Rapport sur le commerce mondial (OM, 2009).
- Richmond et Kaufmann (2006). Is there a turning point in the relationship between income and energy use and/or carbon emissions? *Ecological Economics*, Volume 56, Issue 2, (pp 176-189).

- Stern et al. (1996). Economic growth and environmental degradation: The environmental Kuznets curve and sustainable development. *World Development* Volume 24, Issue 7, (pp 1151-1160).
- Suri et Chapman (1998). Economic growth, trade and energy: implications for the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics* Volume 25, Issue 2, (pp 195-208).
- Saviotti et Pyka (2004). Economic development, qualitative change and employment creation, *Structural. Change and Economic Dynamics*, 2004, vol. 15, issue 3, (pp 265-287).
- Tidiane NDOUR et Adama FAYE (2021). Commerce international, croissance économique et environnement au Sénégal. *Revue internationale des économistes de langue française*, VOL. 6, N°1.