

# REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

---

RIELF 2021, Vol. 6, N°1

Association Internationale  
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIWERSYTET  
EKONOMICZNY  
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

---

## Directeur de la publication

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne

## Comité éditorial

Alastaire ALINSATO, Bénin  
Camille BAULANT, France  
Matouk BELATTAF, Algérie  
Francis BISMANS, Belgique  
Horst BREZINSKI, Allemagne  
Abdelaziz CHERABI, Algérie  
Bernard COUPEZ, France  
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon  
Jules-Roger FEUDJO, Cameroun  
Camelia FRATILA, Roumanie  
Marian GORYNIA, Pologne  
Driss GUERRAOUI, Maroc  
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie  
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique  
Nafii IBENRISSOUL, Maroc  
Michel LELART, France  
Laura MARCU, Roumanie  
Boniface MBIH, France

Isabel MOCOROA-VEGA, Espagne  
Mbodja MOUGOUE, États-Unis  
Thierry PAIRAULT, France  
Jacques POISAT, France  
Jean-Christophe POUTINEAU, France  
Carlos QUENAN, Argentine  
Marek RATAJCZAK, Pologne  
Alain REDSLOB, France  
Xavier RICHEL, France  
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis  
Paul ROSELE CHIM, France  
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili  
Baiba ŠAVRINA, Lettonie  
Lansana SEYDI, Brésil  
Viatcheslav SHUPER, Russie  
Abdou THIAO, Sénégal  
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun  
François VAILLANCOURT, Canada

## Comité de rédaction

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne  
Małgorzata MACUDA, secrétaire de rédaction, USEGP, Pologne

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne  
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Paris, Poznań 2021

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X  
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée  
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań  
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

**TABLE DES MATIÈRES**

<b>Avant-propos (KRZYSZTOF MALAGA)</b> .....	3
<b>BERNARD LANDAIS</b> <b>Une théorie du développement économique</b> .....	7
<b>PIOTR BANASZYK, PRZEMYSŁAW DESZCZYŃSKI, MARIAN GORYNIA,</b> <b>KRZYSZTOF MALAGA</b> <b>Prémises pour la modification de certains concepts économiques causées par la</b> <b>pandémie de Covid-19</b> .....	33
<b>ABDOU THIAO, SOULEYMANE OUONOGO</b> <b>La mobilisation des ressources fiscales en Afrique subsaharienne : quel rôle des</b> <b>flux financiers illicites ?</b> .....	61
<b>HAMIDOU SAWADOGO</b> <b>Effets de la corruption sur l'activité bancaire en Afrique subsaharienne (AfSS)</b> .....	79
<b>ADOUM GUELEMINE WEIBIGUE</b> <b>Subventions d'engrais et productivité agricole dans la Vallée du Fleuve Sénégal</b> ....	101
<b>CHEIKH TIDIANE NDOUR, ADAMA FAYE</b> <b>Commerce international, croissance économique et environnement au Sénégal</b> ....	115
<b>MOUKPÈ GNINIGUÈ, TOM-IRA ZOU TCHALIM</b> <b>Effet de l'émigration sur la transformation structurelle de la Communauté Éco-</b> <b>nomique des États de l'Afrique de l'Ouest</b> .....	129
<b>MADOU CISSÉ, FALINGUÉ KEITA</b> <b>Déterminants de l'adoption de l'Internet mobile par les consommateurs Maliens</b>	151
<b>ABDOUL KARIM DIAMOUTENE</b> <b>Effets des transferts de fonds internationaux sur l'utilisation du crédit par les</b> <b>exploitants agricoles au Mali</b> .....	172

ANTOINE NGAKOSSO

**Réexamen de l'hypothèse des déficits jumeaux dans les pays en développement :  
cas du Congo**..... 189

FERDINAND MOUSSAVOU

**Investissements directs étrangers et croissance économique au Congo-Brazzaville :  
une étude par l'approche vectorielle à correction d'erreur (VECM) pour la période  
de 1980 à 2016**..... 213

# COMMERCE INTERNATIONAL, CROISSANCE ÉCONOMIQUE ET ENVIRONNEMENT AU SÉNÉGAL

## International trade, economic growth and environment in Senegal

**CHEIKH TIDIANE NDOUR<sup>1</sup>**

Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion  
Département d'Économie, Sénégal  
Cheikht.ndour@ucad.edu.sn  
ORCID : 0000-0003-2080-4295

**ADAMA FAYE<sup>1</sup>**

Université Alioune Diop de Bambey, UFR Santé et Développement Durable  
Département Développement Durable, Sénégal  
maiyalla@gmail.com/adama.faye2@uadb.edu.sn  
ORCID : 0000-0002-7849-2469

**Abstract :** This paper aimed to bridge the gap in the literature on the relationship between international trade, economic growth and the environment by contributing to a new analysis by country. In this regard, the relationship between international trade and carbon (CO<sub>2</sub>) emissions was investigated by simultaneously checking the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis. From time series data over the period 1971–2016, our methodology relied on cointegration analysis with the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) test approach. The results show that the intensity of international trade decreases CO<sub>2</sub> emissions in Senegal. In addition, the analysis confirms the long-term U-shaped hypothesis between CO<sub>2</sub> emissions and economic growth.

**Keywords :** international trade, economic growth, CO<sub>2</sub> emissions, environmental Kuznets curve.

**Résumé :** Ce papier a pour objectif de combler le fossé de la littérature sur la relation entre commerce international, croissance économique et environnement en contribuant à une nouvelle analyse par pays. À cet égard, la relation entre commerce international et les émissions de carbone (CO<sub>2</sub>) est étudié en vérifiant parallèlement la validité de l'hypothèse

---

<sup>1</sup> Université Cheikh Anta Diop de Dakar BP 5683, Dakar fann, Sénégal.

de la courbe de Kuznets environnementale (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’intensité du commerce international diminue les émissions de CO<sub>2</sub> au Sénégal. En outre, l’analyse confirme l’hypothèse en U à long terme entre les émissions de CO<sub>2</sub> et la croissance économique.

**Mots-clés :** commerce international, croissance économique, émission de CO<sub>2</sub>, courbe de Kuznets environnementale.

**JEL Classification :** Q50, Q56.

## Introduction

Depuis plusieurs décennies, la protection de l’environnement est devenue une préoccupation nationale et internationale. Les observations scientifiques montrent que la température mondiale n’a cessé d’augmenter depuis 1870, enregistrant un taux de croissance annuel moyen de 0,8°C. Par ailleurs, la dernière décennie a été la plus chaude jamais enregistrée, entraînant ainsi de nombreuses perturbations climatiques à l’instar des inondations, des sécheresses, de la désertification etc. Les émissions de gaz à effet de serre (GES) issues de l’activité humaine en sont très probablement la principale cause : entre 1970 et 2004, celles-ci ont augmenté de 70% à l’échelle mondiale.

Au cours des dernières années, le Sénégal a connu un dynamisme du commerce international, une croissance économique et démographique important ancré dans un contexte de réchauffement climatique mondial. Même si le Sénégal soit un pays faiblement émetteur de gaz à effet de serre, il reste vulnérable aux effets néfastes du changement climatique. Soucieux d’un développement durable, il s’est fortement engagé, dans le cadre de la contribution déterminée nationale, à réduire les émissions de CO<sub>2</sub> et à adopter les mesures édictées à l’échelle mondiale, notamment dans le cadre de la Convention Cadre des Nations Unies sur les Changements Climatiques (CCNUCC).

Comprendre l’impact du commerce international et du développement économique sur la qualité de l’environnement devient alors crucial dans un contexte mondial de plus en plus préoccupé par ces changements. Dans les pays en développement comme le Sénégal, très peu d’études ont cherché à déterminer l’effet du commerce sur l’environnement. Au sein de la littérature, le débat originel de la dégradation de l’environnement s’est accentué sur les effets du développement économique donnant naissance à la courbe environnementale de Kuznets. Ainsi, la principale critique de la courbe de Kuznets est la non prise en compte du poids du commerce international dans sa capacité à réduire les émissions polluantes (Dean,

2002). Rare sont les papiers examinant la relation entre commerce international et la préservation de l'environnement. Lors du dernier cycle de négociations du GATT, plusieurs documents ont analysé les implications environnementales de la libéralisation du commerce multilatéral, souvent en mettant l'accent sur l'agriculture et les industries des ressources naturelles (Anderson, 1992 ; Cook et Tobey, 1992 ; IFPRI, 1990 ; Lutz, 1992 ; OCDE, 1994).

Dans ce papier, il est étudié l'impact du commerce international sur l'environnement. Pour se faire, une estimation empirique qui combine des variables quantitatives dans le but d'analyser de façon plus large la manière dont le commerce international peut contribuer à la protection de l'environnement d'une part est effectué. Il s'agira de voir pour le Sénégal si le commerce international peut être source de dégradation de l'environnement.

Dans la première section de cette étude, nous exposerons une revue de la littérature empirique sur l'impact du commerce international sur l'environnement. Dans la deuxième section, servant comme moyen de validation empirique du modèle, nous présenterons le modèle. La troisième section sera réservée à la présentation des résultats et de leurs interprétations.

## **1. Revue de la littérature sur le lien entre commerce international et environnement**

Le débat sur les rapports entre le commerce international et l'environnement a fait couler beaucoup d'encre depuis plusieurs années et dans les différentes tribunes nationales et internationales. Le principal sujet de préoccupation se tourne sur la possibilité pour le commerce de contribuer à la protection de l'environnement. Des études empiriques ont montré que le commerce peut permettre de réduire les dégâts causés à l'environnement. D'autres, par contre affirment qu'il est responsable en partie de la situation actuelle de notre environnement.

Grossman et Krueger (1993) sont les premiers à étudier la relation entre le revenu par tête et la pollution. Ils sont mis en relief l'effet technique et l'effet d'échelle<sup>2</sup> à partir de la seule variable PIB par tête. Leurs précurseurs Gale et Mendez (1998) montrent que l'accroissement du PIB par tête peut diminuer le niveau de pollution et cela quel que soit le revenu du pays<sup>3</sup>. Pour déterminer l'effet de composition en facteurs de production, ces auteurs utilisent les dotations d'un pays en facteur

---

<sup>2</sup> On parle de l'« effet d'échelle de l'activité économique » si une augmentation de la croissance exige un accroissement des émissions polluantes, c'est-à-dire, un accroissement de l'activité entraîne une amplification des émissions polluantes,

<sup>3</sup> Beckerman (1992) conclut que « in the longer run, the surest way to improve your environment is to become rich ».

travail, capital et terres cultivables. Ils concluent que la pollution augmente avec l'accroissement en capital et diminue avec celle du travail et en terres cultivables. Par conséquent, les pays riches ou développés mieux dotés en capital doivent se spécialiser dans l'exportation des biens polluants.

Théoriquement, Gale et Mendez (1998) ont utilisé le modèle de Antweiler, Copeland et Taylor (1998) qui ont basé leurs estimations économétriques sur un échantillon de 2713 observations venant de 293 sites répartis dans 111 villes de 44 pays différents. Le dioxyde de soufre ( $\text{SO}_2$ ) a été utilisé comme le seul indicateur pour capter la qualité de l'environnement. Les résultats obtenus indiquent que si le commerce accroît le PIB total et celui par tête de 1% alors l'effet net du commerce est de réduire les concentrations en pollution d'environ 1%. Leurs résultats montrent également l'existence d'une relation négative entre le degré d'ouverture d'un pays et la concentration en dioxyde de soufre. Par conséquent, plus de commerce extérieur entraîne plus de richesses créées et moins de dégradation de l'environnement.

Frankel et Rose (2005) ont étudié l'impact du commerce extérieur sur l'environnement au sein de plusieurs pays. En effet, ils ont utilisé trois types d'émissions polluantes à savoir le  $\text{SO}_2$ , le  $\text{NO}_2$  et les particules suspendues. Ces différentes variables sont expliquées par le revenu par tête, le taux d'ouverture au commerce extérieur, et deux autres variables non économiques telles que ; le régime politique et la surface du terrain par habitant. Les résultats obtenus au sein de nombreux pays indiquent que le commerce permet de réduire les trois émissions polluantes mais de manière différente : d'une manière plus significative pour le  $\text{SO}_2$ , moyennement pour le  $\text{NO}_2$  et plus faiblement pour les particules.

A l'aide des statistiques des échanges mondiaux de 1973–1998, Smulders (2004) montre que les exportations de marchandises totales ont augmenté de 9%, au même moment où la part des biens polluants a diminué. Selon l'auteur, une hausse des échanges n'est pas synonyme de l'augmentation de la pollution. De même, les pays ouverts ont moins de pollution par unité de PIB. Par conséquent, ils sont plus disposés à adopter une technologie plus propre. Ainsi, il conclue que le problème de pollution imputé souvent au commerce extérieur s'exacerbe avec la politique protectionniste.

Plusieurs études se sont intéressées au lien entre la libéralisation des échanges et la dégradation environnementale (Eiras & Schaefer 2001 ; Shahbaz, Solarin, & Ozturk, 2016). Pour ce qui est de Eiras et Schaefer (2001), ils ont montré les effets bénéfiques de l'ouverture commerciale dans les pays ouverts à l'échelle internationale. Ils indiquent que les pays dont le taux d'ouverture à l'étranger est faible possèdent un « indice moyen de l'environnement durable » moins élevé de 30% que les pays qui sont totalement ouverts. De même, cet indice est évalué comme deux fois plus faible dans les pays possédant des barrières à l'entrée et à la sortie assez rigides par rapport aux pays ouverts.

D'autres études ont reconnu l'impact positif de la libéralisation des échanges sur la qualité de l'environnement sans mettre l'accent sur l'importance de l'instrumentalisation de la variable du commerce international qui dépend de plusieurs facteurs explicatifs. Parmi ces travaux, on peut noter ceux d'Antweiler et collaborateurs (2001), Copeland et Taylor (2004), Dean (2002), Frankel et Rose (2005), Harbaugh, Levinson et Wilson (2002) et Lucas, Wheeler et Hettige (1992).

Grossman et Krueger (1991) ont montré que l'application de normes pour la protection de l'environnement pouvait favoriser les flux commerciaux entre le Mexique et certains de ses pays voisins plus précisément les États-Unis et le Canada. Aussi, à travers le modèle « Heckscher-Ohlin », ces auteurs ont utilisé le modèle à équation unique. Ils ont conclu que le commerce international pouvait jouer un rôle important dans la réduction des activités polluantes pour le Mexique à travers la spécialisation dans les industries non qualifiées n'exigeant pas une main-d'œuvre compétente. Par contre, Antweiler et collaborateurs (2001) ont conclu que la composition de la production à forte émissions polluantes ne pouvait pas être influencée et améliorée à travers la libéralisation commerciale.

Enfin, 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 à faible revenu et 27 pays à 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 ne se manifeste pas à travers le renforcement de la politique environnementale mais à travers le développement des activités de l'agriculture préservant la qualité de l'environnement. Il conclut aussi que l'augmentation du poids de l'industrie dans l'activité économique a contribué à l'accroissement des émissions de CO<sub>2</sub>. Aussi, l'ouverture commerciale accroît l'avantage d'acquisition de nouvelles techniques et outils auprès des pays développés. De même, elle incite les pays à respecter les normes des techniques de production et les dispositions en faveur de l'environnement des autres pays et par conséquent à respecter les normes internationales. Il affirme également que la libéralisation des échanges contribue à l'atténuation des émissions polluantes pour les pays qui ne cherchent pas à accroître le capital au détriment de l'environnement. Enfin, pour les deux échantillons que sont : pays en développement et pays de l'OCDE, Ben Zineb (2019) montre qu'à travers l'accumulation du capital, le commerce international peut augmenter la pollution atmosphérique, ce qui peut conduire donc à la dégradation de l'environnement.

En somme, les travaux empiriques et théoriques étudiant la relation entre commerce international et l'environnement sont abondants mais les résultats obtenus sont loin de faire l'objet d'un consensus entre les différentes parties concernées.

De plus, l'essentiel de ces travaux sont consentis dans les pays développés, rares dans les pays en développement.

## 2. Méthodologie et données

Les statistiques utilisées dans cette étude sont extraites de la base de données de la Banque mondiale. Ces données couvrent la période 1971–2016 et sont constituées des émissions de carbone par habitant (en tonnes métriques), de la croissance économique, de l'ouverture commerciale comme ratio annuel du commerce au PIB, de la densité de la population comme taux annuel de croissance de la population et de la consommation d'énergie par habitant.

Afin d'examiner l'effet du commerce international sur les émissions de carbone et de vérifier l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets, la méthodologie s'appuie sur les travaux de Ang (2007), Soytas, Sari et Ewing (2007), Ang (2008) en intégrant le commerce extérieur comme variable explicative. Pour tester la relation de long terme, dite aussi la cointégration, entre les émissions de CO<sub>2</sub>, le commerce extérieur, la croissance économique, la consommation d'énergie, la population, et évaluer la validité de l'hypothèse de la CEK, la forme suivante est proposée :

$$CO2_t = \beta_0 + \beta_1 PIB_t + \beta_2 PIB_t^2 + \beta_3 ENER_t + \beta_4 OUV_t + \beta_5 POP_t \quad (1)$$

où :

CO<sub>2</sub><sub>t</sub> représente les émissions de CO<sub>2</sub> par habitant (en tonne métrique), PIB<sub>t</sub> représente le taux de croissance économique, ENER<sub>t</sub> est la consommation d'énergie par habitant, OUV<sub>t</sub> le degré d'ouverture commerciale, POP<sub>t</sub> la population qui peut être donnée entre population rural (POPR) et population urbaine (POPU).

La cointégration dont il est question dans ce papier suppose que certaines paires de variables soient liées par une relation d'équilibre de long terme. Même si ces variables puissent s'éloigner de l'équilibre un certain temps, on s'attend à ce que des forces économiques le rétablissent. Au sein de la littérature, les tests de cointégration les plus familiers ont été proposés par Engle et Granger (1987). Toutefois, pour la présente étude, on a opté pour la méthode ARDL (*Autoregressive distributed lag model*), dite aussi black box introduite par Pesaran et Shin (1999) et développée par Pesaran, Shin et Smith (2001). Ce choix s'explique par le fait que la méthode ARDL est plus adaptée aux échantillons de taille réduite. Elle s'applique aussi sur des séries temporelles non stationnaires sans la contrainte du même ordre d'intégration, contrairement aux autres tests. Enfin l'endogénéité ne pose pas problème avec cette méthode (Harris & Sollis, 2003).

$$\begin{aligned}
\Delta CO2_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta CO2_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta PIB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega_i \Delta PIB_{t-1}^2 + \\
& + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta OUV_{t-1} + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta ENER_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta POPU_{t-1} + \\
& + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta POPR_{t-1} + \beta_1 PIB_t + \beta_2 PIB_t^2 + \beta_3 ENER_t + \beta_4 OUV_t + \beta_5 POP_t
\end{aligned} \quad (2)$$

Pour déterminer la relation de cointégration, on effectue le « Bounds Test » qui consiste à conduire un F-test sur l'hypothèse  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$  contre l'hypothèse alternative  $\beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$ . La Statistique F obtenue est comparée à deux seuils critiques : une bande inférieure (BI) et une bande supérieure (BS), générées par Pesaran et collaborateurs (2001). Si la F-statistique est en dessous de la bande inférieure, l'hypothèse nulle de non cointégration n'est pas rejetée, alors que si la Statistique est au-dessus de la bande supérieure, l'hypothèse nulle est alors rejetée témoignant ainsi de l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Par contre, si la statistique de F est située entre les deux bornes, le « Bounds Test » est dit non concluant.

Afin de choisir un retard optimal pour chaque variable, la méthode ARDL estime régression  $(p + 1)^k$ , où p est le nombre maximal de retard et k est le nombre de variables dans l'équation. Le modèle peut être choisi sur la base du Schwartz-Bayesian criteria (SBC) et du critère d'information d' Akaike (AIC). Le SBC permet de sélectionner un nombre plus réduit de retards alors que l'AIC permet de sélectionner le nombre maximum de retards. Après la sélection du modèle ARDL par l'AIC ou la SBC, les relations de long terme peuvent être estimées. Une fois celles-ci établies, le modèle à correction d'erreur peut alors être estimé :

$$\begin{aligned}
\Delta CO2_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta CO2_{t-1} + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta PIB_{t-1} + \sum_{i=1}^p \omega_i \Delta PIB_{t-1}^2 + \sum_{i=1}^p \rho_i \Delta OUV_{t-1} + \\
& + \sum_{i=1}^p \theta_i \Delta ENER_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta POPU_{t-1} + \sum_{i=1}^p \sigma_i \Delta POPR_{t-1} + \mu ECM_{t-1}
\end{aligned} \quad (3)$$

### 3. Résultats et interprétations

L'étude utilise les tests de stationnarité de Dickey Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips Perron (PP) pour déterminer l'ordre d'intégration des variables. En effet, afin d'utiliser le Bound Test, on doit s'assurer qu'aucune variable n'est intégrée d'ordre 2 car les valeurs critiques fournies par Pesaran et collaborateurs (2001) concernent uniquement les niveaux d'intégration 0 et 1. Les résultats des tests de stationnarité indiquent que toutes les variables ne sont pas stationnaires à niveau. Cependant, elles sont stationnaires en différence première (tableau 1).

**Tableau 1 Résultats du test de stationnarité**

	ADF		PP	
	a niveau		a niveau	
	1	2	1	2
CO2	-2,420	0,050	-3,146	1,007
PIB	0,661	0,679	1,093	0,777
OUV	-3,871	0,333	-6,432***	-0,497
ENER	-1,275	0,743	-0,383	3,232
PIB2	-5,715***	-5,632---	-5,756---	-5,695***
POPU	-2,562	-3,071*	-1,815	-2,562*
POPR	3,121	2,570	2,411	13,199
	en différence première		en différence première	
$\delta$ CO2	-7,204***	-7,257---	-13,793***	-8,129***
$\Delta$ PIB	-10,819***	-8,937***	-11,156***	-8,837***
$\Delta$ OUV	-6,087***	-6,189***	-34,101***	-28,498***
$\Delta$ ENER	-1,105	-1,105	-11,084***	-7,909***
$\Delta$ PIB2	-7,715---	-6,020---	-25,334***	-20,141***
$\Delta$ POPU	-4,413***	-4,078**	-4,418**	-4,078**
$\Delta$ POPR	-1,198	-1,833	-0,915	1,765

Notes : \*\*\*, \*\* et \* indiquent respectivement un niveau de significativité de 1%, 5% et 10%. (1) et (2) indiquent les modèles « avec constante et tendance » et « avec constante uniquement » respectivement. Les tests d'ADF et de PP ont pour hypothèse nulle la présence de racine unitaire. Le nombre de retard est sélectionné de manière automatique selon le critère de Schwarz Info.

Source : Calcul des auteurs.

À la suite des tests de stationnarité, les critères d'AIC, SC, et HQ sont ensuite utilisés pour sélectionner le nombre de retard optimal du vecteur autorégressif (VAR). Trois modèles VAR ( $P = 0, 1, 2$ ) ont été estimés pour la période 1971–2016. Le critère AIC implique un retard de 3 alors que les critères LR, SC et HQ impliquent un retard de 1 (tableau 2).

**Tableau 2. Les statistiques et critères de choix pour la sélection du retard optimal du modèle**

Lag	Log L	AIC	SC	HQ
0	54,602	-2,300*	-2,137*	-2,23*
1	54,701	-2,172	-1,844	-2,051
2	58,419	-2,210	-1,713	-2,028

Source : Calcul des auteurs.

Après avoir obtenu l'ordre d'intégration des différentes variables ainsi que le retard optimal, on emploie l'approche ARDL ou Black Box afin d'obtenir la relation

**Tableau 3. Résultats du test de causalité de granger**

Hypothèse nulle	Nombre d'observations	F-statistique	Probabilités
PIB ne cause pas CO <sub>2</sub>	44	6,316	0,004*
CO <sub>2</sub> ne cause pas le PIB		2,522	0,093
PIB <sup>2</sup> ne cause pas CO <sub>2</sub>	44	6,658	0,003*
CO <sub>2</sub> ne cause pas PIB <sup>2</sup>	44	3,216	0,050

Notes : \*indique le retard sélectionné par le critère choisi. AIC : Akaike information criterion. SC : Schwarz information criterion. HQ : Hannan-Quinn information criterion.

Source : Calcul des auteurs.

de long terme entre les variables. Le Bound Test, qui calcule une F-statistique, teste l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des variables retardées de l'équation (1) sont nuls. La F-statistique est égale à 4,553. Elle est supérieure aux valeurs critiques inférieures et supérieures (3,15 et 4,37 respectivement) au seuil de signification de 5% et 1%. Dès lors, on rejette l'hypothèse nulle d'absence de cointégration et on conclut l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle.

**Tableau 4. Résultats ARDL Bounds Test**

Test statistique	Valeurs	K
F-statistique	4,553	6
Critical Value Bounds		
Significance (%)	I0 Bound	I1 Bound
10	2,12	3,23
5	2,45	3,61
2,5	2,75	3,99
1	3,15	4,43

Source : Calcul des auteurs.

Pour vérifier la nature de la relation entre croissance et environnement, le test de causalité de Granger est effectué sur les variables. Les résultats montrent qu'il

**Tableau 5. Résultats du test de causalité de granger**

Hypothèse nulle	Nombre d'observations	F-statistique	Probabilités
PIB ne cause pas CO <sub>2</sub>	44	6,316	0,004*
CO <sub>2</sub> ne cause pas le PIB		2,522	0,093
PIB <sup>2</sup> ne cause pas CO <sub>2</sub>	44	6,658	0,003*
CO <sub>2</sub> ne cause pas PIB <sup>2</sup>	44	3,216	0,050

Source : Calcul des auteurs.

existe une relation de causalité entre les émissions de CO<sub>2</sub> et la croissance économique et que cette relation va dans le sens de la croissance économique vers les émissions de CO<sub>2</sub> (tableau 5).

Les résultats des estimations du modèle ARDL montre que l'ouverture commerciale a un effet négatif sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Le coefficient de long terme des émissions de CO<sub>2</sub> par rapport à la croissance économique est négatif et statistiquement significative, ce qui implique qu'un accroissement de la croissance impliquerait une diminution des émissions de CO<sub>2</sub> par habitant. Le signe positif du coefficient de la variable PIB<sup>2</sup> est également statistiquement significatif, ce qui atteste un accroissement des émissions de CO<sub>2</sub> quand le pays en question atteint des niveaux de revenus élevés. Ce résultat appuie l'hypothèse en forme en U de la CEK selon laquelle le niveau des émissions de CO<sub>2</sub> diminue dans un premier temps avec le revenu, puis se stabilise avant de s'accroître.

Bien que la population ait une valeur moindre, elle influence la dégradation de l'environnement au Sénégal. L'effet est plus important pour les populations vivantes dans le milieu urbain. L'influence de la consommation d'énergie sur les émissions est aussi importante. Le signe positif de ce coefficient est cohérent avec les travaux de Ang (2007, 2008).

Pour ce qui est de la variable consommation d'énergie, les résultats montrent un effet positif et significatif de celle-ci sur les émissions de CO<sub>2</sub>. Ainsi, pour le Sénégal une consommation accrue d'énergie entraîne une hausse des émissions de carbone<sup>4</sup>.

En ce qui concerne la correction des erreurs, il est noté que l'écart par rapport à l'équilibre est principalement corrigé par la consommation d'énergie, le commerce et les émissions, mais la croissance observée est moins exogène. Le mécanisme de correction d'erreur (ECM) est employé afin de tester la relation de court terme entre les variables (tableau 6). Les résultats montrent que le coefficient du terme à correction d'erreur ecm (-1) est significatif, ce qui implique que la vitesse d'ajustement à court terme pour atteindre l'équilibre est significative. Par ailleurs, ce terme est égal à environ -0,313, ce qui suggère que lorsque les émissions de CO<sub>2</sub> par habitant sont au-dessus ou en-dessous de leur valeur d'équilibre, elles s'ajusteraient par 31% par an.

La dernière étape de l'estimation ARDL ou Black Box est de vérifier la stabilité des paramètres à long et court terme de l'équation (2). Afin de vérifier la stabilité des coefficients, les techniques de CUSUM fondée sur la somme cumulée des résidus récursif et CUSUMQ fondée sur la somme cumulée du carré des résidus récursifs sont appliquées la technique (figures 1 et 2). Les deux lignes droites représentant deux statistiques liées au niveau significatif de 5 authentifient la stabilité du modèle

---

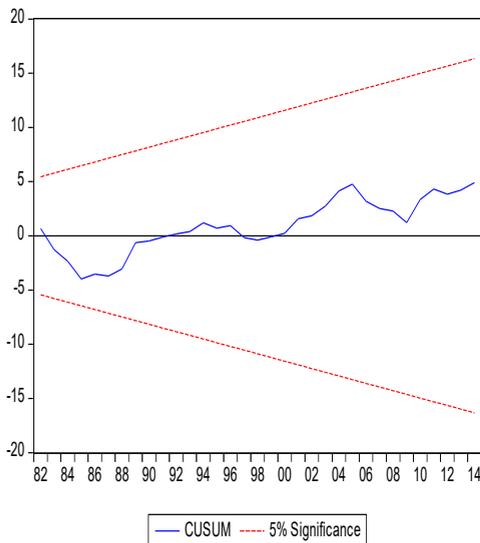
<sup>4</sup> Shahbaz et collaborateurs (2016) trouvent un résultat similaire pour l'Afrique, l'Algérie, l'Angola, le Cameroun, la RDC, le Ghana, le Kenya, la Libye, le Maroc, le Nigeria, l'Afrique du Sud, le Togo et la Tunisie.

**Tableau 6. Les résultats du modèle ARDL**

Variable	Coefficient	Std. error	t-statistic	Probabilités
PIB	-0,024	0,019	-1,267	0,223
PIB <sup>2</sup>	0,008	0,002	2,934	0,009
ENERGIE	0,003	0,001	2,151	0,047
OUV	-1,360	0,482	-2,821	0,012
POPR	-0,024	0,007	-3,210	0,005
POPU	-0,167	0,049	-3,390	0,003
PIB (-1)	-0,004	0,003	-1,280	0,209
ENERGIE (-1)	0,001	0,001	1,627	0,113
ECM (-1)	0,313	0,151	2,069	0,046
C	1,653	0,383	4,314	0,000
R-squared	0,823	F-statistic		6,746
Adjusted R-squared	0,559	Prob (F-statistic)		0,000
S.E. of regression	0,053	Durbin-Watson stat		2,100

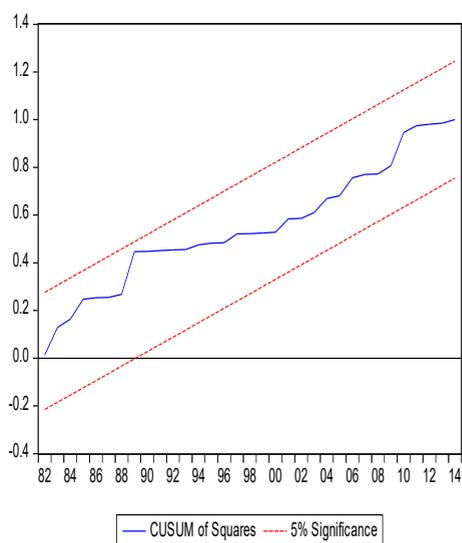
Source : Calcul des auteurs.

car ils se situent à l'intérieur des limites des lignes. Les résultats montrent que le graphe des statistiques de CUSUM et CUSUMQ demeurent à l'intérieur de l'intervalle des valeurs critiques au seuil de 5%, ce qui implique que les coefficients du modèle sont stables (figure 1a et 1b).



**Figure 1a. CUSUM**

Source : Calcul des auteurs.



**Figure 1b. CUSUMQ**

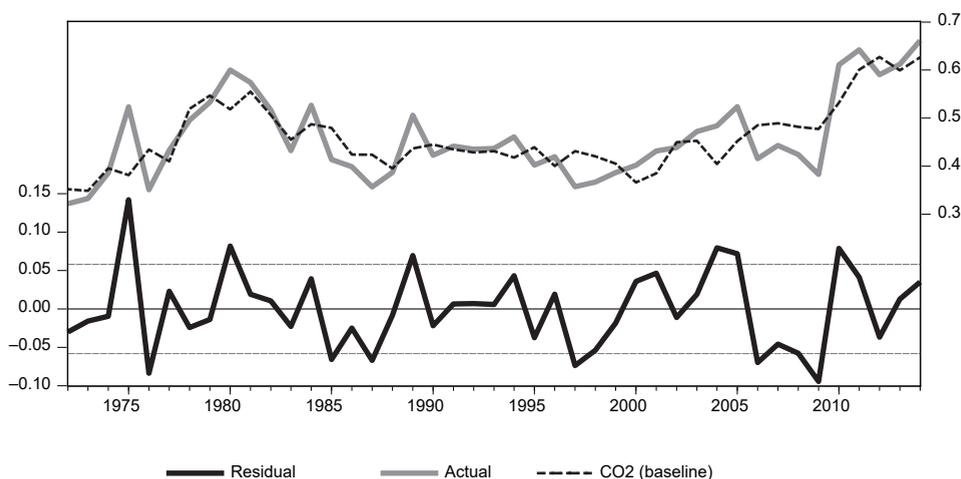
Des tests de diagnostic sur les résidus de la régression ARDL ont également été menés afin de valider le modèle. Le test de White confirme l'absence d'hétéroscédasticité des résidus (tableau 7).

**Tableau 7. Résultats du test d'hétéroscédasticité**

<b>F-statistic</b>	1,561	Prob. F(9,33)	0,167
<b>Obs*R-squared</b>	12,845	Prob. Chi-Square(9)	0,169
<b>Scaled explained SS</b>	7,324	Prob. Chi-Square(9)	0,603

Source : Calcul des auteurs.

La figure 2 montre que le modèle fonctionne assez bien. En effet, les valeurs historiques (en bleu) et les valeurs estimées (en vert) des émissions de CO<sub>2</sub> par habitant suivent une tendance similaire. En effet, la simulation donne une valeur de 1,81 tCO<sub>2</sub>/hab en 2014 contre 1,75 tCO<sub>2</sub>/hab d'après des valeurs historiques



**Figure 2. Le pouvoir prédictif du modèle**

Source : Calcul des auteurs.

## Conclusion

L'objectif de cette étude était d'examiner les effets du commerce international sur l'environnement mais aussi de conclure sur la relation entre les émissions de carbone et quatre autres variables que sont : la consommation d'énergie, la croissance économique, l'ouverture commerciale et la population en utilisant la méthodologie du décalage distribué autorégressif (ARDL) sur la période 1971–2016. L'estima-

tion a été basée sur des résultats à court et à long terme et la stabilité du modèle a également été vérifiée.

Les résultats de l'étude attestent que le commerce international a un effet négatif et significatif à long terme sur les émissions de dioxyde de carbone. L'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets en forme de U a été confirmée entre les émissions de carbone et la croissance économique, la consommation d'énergie, l'ouverture commerciale et la densité de population. Pour le Sénégal, les résultats de l'étude ont confirmé que la courbe des températures était un phénomène à long terme faisant que la croissance de la population contribue à la dégradation de l'environnement. Toutefois, l'effet est plus important pour celles résidents en milieu urbain.

Ces résultats peuvent être utilisés pour aider les décideurs politiques sénégalais dans la mise en œuvre de programme et politique environnementale. Pour se faire, la politique de libéralisation du commerce doit être accélérée pour faciliter l'importation des technologies les plus récentes qui émettent moins de dioxyde de carbone. En outre, les pouvoirs publics devront s'atteler à améliorer les politiques d'urbanisation et forestières afin de compenser les effets négatifs de l'accroissement de la population.

## References

- Anderson, K. (1992). Agricultural trade liberalization and the environment : A global perspective. *The World Economy*, 15(1), 153-171.
- Ang, J. (2007). CO2 emissions, energy consumption and output in France. *Energy Policy*, 35, 4772-4778.
- Ang, J. (2008). Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia. *Journal of Policy Modeling*, 30, 271-278.
- Antweiler, W., Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (2001). Is free trade good for the environment?. *American Economic Review*, 91(4), 877-908.
- Beckerman, W. (1992). Economic growth and the environment : Whose growth? Whose environment?. *World Development*, 20, 481-496.
- Ben Zineb, S. (2019). Décomposition des effets de la structure de l'activité économique sur la pollution de l'air : développement théorique et analyse empirique. *International Journal of Economics and Strategic Management of Business Press*, (15), 42-62.
- Copeland, B. R., & Taylor, M. S. (2004). Trade, growth and the environment. *Journal of Economic Literature*, 42(1), 7-71.
- Cook, Z., & Tobey, J. (1992). *Agricultural protection and the environment : A comparative analysis*. USDA-ERS and OECD Environment Directorate.
- Dean, J. M. (2002). Does trade liberalization harm the environment? A new test. *Canadian Journal of Economics*, 35(4), 819-842.

- Eiras, A., & Schaefer, B. (2001, September 27). Trade : The best way to protect the environment. Backgrounder. *The Heritage Foundation*, 1480.
- Engle, R., & Granger, C. (1987). Co-integration and error correction : Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (2005). Is trade good or bad for the environment? Sorting out the causality. *The Review of Economics and Statistics*, 87(1), 85-91.
- Gale, L. R., & Mendez, J. A. (1998). A note on the relationship between trade, growth, and the environment. *International Review of Economics and Finance*, 7, 53-61.
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). *Environmental impacts of a North American free trade agreement*. (National Bureau of Economic Research No. 3914).
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1993). Environmental impacts of a North American free trade agreement. In P. Garber (Ed.), *The Mexico-U.S. free trade agreement* (pp. 13-56). Cambridge, MA: The MIT Press.
- Harbaugh, W. T., Levinson, A., & Wilson, D. M. (2002). Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve. *Review of Economics and Statistics*, 84(3), 541-551.
- Harris, H., & Sollis, R. (2003). *Applied time series modelling and forecasting*. West Sussex: Wiley.
- International Food Policy Research Institute (IFPRI). (1990). Environmental aspects of agricultural development). *IFPRI Policy Briefs*, 6.
- Lucas, R., Wheeler, D., & Hettige, H. (1992). *Economic development, environmental regulation, and the international migration of toxic industrial pollution, 1960-88*. (Policy Research Working Paper Series No. 1062). The World Bank
- Lutz, E. (1992). Agricultural trade liberalization, price changes, and environmental effects. *Environmental and Resource Economics*, 2, 79-89.
- Pesaran M., Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. Cambridge: Cambridge University Press.
- Pesaran, M, Shin, Y., & Smith, R. P. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Shahbaz, M., Solarin, S. A., & Ozturk, I. (2016). Environmental Kuznets curve hypothesis and the role of globalization in selected African countries. *Ecological Indicator*, 67, 623-636.
- Smulders, S. (2004). Economic growth, liberalisation and the environment. In C. Cleveland (Ed.), *Encyclopedia of Energy Economics*. Amsterdam: Elsevier.
- Soytas, U., Sari, R., & Ewing, T. (2007). Energy consumption, income and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(3-4), 482-489.

**Alain REDSLOB**

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

**Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI**

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

**Dr Claudio RUFF ESCOBAR**

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61<sup>e</sup> Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF [Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl](mailto:Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl)

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <http://rielf.aielf.org> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

