

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2024, Vol. 9, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIVERSITÉ DES SCIENCES
ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
DE POZNAŃ

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, Professeur (R.I.P.) †
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, Professeur (R.I.P.) †
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Carlos QUENAN, France
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

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

© Copyright 2024 by the Authors

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/deed.fr>



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

Avant-propos (Krzysztof Malaga).....	3
Dramane ABDOULAYE	
Démocratie et croissance économique : Une analyse comparative entre pays francophones et anglophones d’Afrique subsaharienne	9
Kolotioloman SORO	
COVID-19, mesures de liquidité et offre de crédit dans l’UEMOA	34
Mamadou Laye NDOYE	
Liberalisation commerciale et mobilisation des recettes fiscales dans les pays de la CEDEAO	59
Abdoulaye TRAORE, Mamadou DIOP, Adama DIAW	
Estimation d’un taux d’inflation optimal pour la croissance économique dans la CEDEAO : Une proposition de révision de la cible d’inflation	81
Mamane TARN0, Abdoul Azizou Oumarou DAN-BAKI	
Rôle de l’agriculture dans le processus de transformation structurelle en Afrique de l’Ouest	105
Małgorzata Magdalena HYBKA	
Recettes de la taxe sur la valeur ajoutée face aux chocs économiques et changements structurels (analyse comparative de la France, de l’Allemagne et de la Pologne)	128
Laura MARCU, Mihaela TEODORESCU, Carmen-Valentina RĂDULESCU	
Les entreprises de jeux d’argent entre rentabilité économique et responsabilité sociale. Le cas roumain	151
Moustapha ALADJI, Muriel JEAN, Hisseine MAHAMAT, Ayad ASSOIL	
Influence de l’économie sociale et solidaire sur les pratiques de consommation éthique dans les territoires d’outre-mer entre théorie et application	174

Roger TSAFACK NANFOSSO, Clarence Mickaël BEA, Simon Alain SONG NTAMACK, Maximilien KOUL NGWE MANGUELLE, Yves Alexis NDONHO A NYOUNG Volume horaire et revenu du travail : Une analyse du travail des transporteurs par motocycle au Cameroun	196
Abdoul Bassidou MAHAMAN YAOU, Mahaman Laouan ABOUBE Analyse de l'efficacité technique de la production de l'oignon dans les régions d'Agadez et de Tahoua au Niger	219
Samba DIAKHITE, Aliou Niang FALL Effets de la décentralisation fiscale sur la croissance économique au Sénégal : Une approche par la methode ARDL	232
Tchablemane YENLIDE, Mawussé Komlagan Nézan OKEY Dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo : Une analyse fondée sur les données de pseudo-panel	255

AVANT-PROPOS

C'est avec une réelle satisfaction que nous présentons à nos lecteurs le numéro 2/2024 de la RIELF. Il contient cette fois 12 articles rédigés par 27 auteurs issus de 10 pays : Bénin, Cameroun, Chili, Côte d'Ivoire, France, Niger, Pologne, Roumanie, Sénégal et Togo.

Dramane ABDOULAYE dans l'article *Démocratie et croissance économique : Une analyse comparative entre pays francophones et anglophones d'Afrique subsaharienne*, tente d'identifier les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique à travers une analyse comparative entre 18 pays francophones et 18 pays anglophones d'Afrique subsaharienne. Pour y parvenir, l'auteur utilise un système d'équations simultanées estimées par la technique des triples inférieurs carrés en utilisant des données de panel sur la période 2000–2017. Les résultats montrent que d'un côté, la démocratie exerce un effet positif sur la croissance économique à travers le canal des dépenses publiques et un effet négatif sur la croissance à travers le canal de la corruption dans les pays francophones. De l'autre côté, les résultats révèlent que la démocratie influence positivement la croissance économique à travers le canal des dépenses publiques et celui des investissements dans les pays anglophones. L'originalité de l'article réside dans l'analyse de l'effet mitigé de la démocratie sur la croissance économique en faisant la différence entre les groupes de pays francophones et anglophones d'Afrique subsaharienne.

Kolotioloman SORO dans l'article *COVID-19, mesures de liquidité et offre de crédit dans l'UEMOA* analyse l'effet de la pandémie de COVID-19 sur la dynamique de l'offre de crédits bancaires dans les pays de l'UEMOA. Sur la base des données de panel mensuelles de la BCEAO, il a fait une analyse en Pooled Means Group (PMG) et vérifié la robustesse des résultats avec le FMOLS et le DOLS. Des résultats des analyses statistiques et économétriques il ressort que la COVID-19 a un effet significativement négatif sur l'offre de crédit bancaire à long terme dans chacun des pays de l'UEMOA. L'injection de liquidités effectuée par la BCEAO, associée aux modalités favorables des taux débiteurs et créditeurs, a permis à certaines économies de l'union de faire preuve de résilience face à la crise sanitaire. Les résultats suggèrent à la BCEAO de maintenir et de renforcer sa politique d'aisance monétaire, compte tenu de la persistance et des multiplicités des vagues de la pandémie. De plus, elle doit garder le cap sur sa politique de ciblage d'inflation qui est

très cruciale pour la stabilité des prix et la croissance des économies de l'UEMOA. L'originalité de l'article consiste à l'application des données mensuelles permettant de ressortir les composantes cycliques tout en évaluant les effets de court et de long terme de la pandémie sur la dynamique de l'offre de crédit bancaire dans chaque pays de l'UEMOA.

Mamadou Laye NDOYE dans l'article *Libéralisation commerciale et mobilisation des recettes fiscales dans les pays de la CEDEAO* analyse l'effet de la libéralisation commerciale sur les recettes fiscales des pays de la Communauté Économique Des États de l'Afrique de l'Ouest. L'Auteur utilise des données de panel estimée par la méthode à effets fixes et couvrent la période 1990-2016. Les résultats révèlent que l'effet de la libéralisation des échanges commerciaux sur les recettes fiscales est sensible à l'indicateur de mesure utilisé. La libéralisation commerciale, lorsqu'elle est mesurée par les taux tarifaires moyens, influence positivement et significativement les recettes fiscales totales et les recettes fiscales domestiques tandis qu'une relation négative et statistiquement significative est trouvée entre baisse des tarifs et recettes fiscales issues des transactions internationales. Lorsque la libéralisation commerciale est captée par le degré d'ouverture commerciale, l'effet est positif et significatif pour toutes les catégories de recettes fiscales. Les gouvernements des différents pays de la zone ont intérêt à encourager la baisse des tarifs douaniers et l'ouverture au commerce international afin de renforcer la mobilisation des recettes fiscales. Toutefois, cette libéralisation commerciale doit s'accompagner d'une politique macroéconomique appropriée permettant de garantir un environnement économique stable et d'une bonne gouvernance pour assurer la crédibilité de la politique mise en œuvre. L'originalité de l'article consiste à l'estimation d'un taux d'inflation optimal pour la croissance économique dans la CEDEAO, ainsi qu'à la proposition de révision de la cible d'inflation.

Abdoulaye TRAORE, Mamadou DIOP, Adama DIAW dans l'article *Estimation d'un taux d'inflation optimal pour la croissance économique dans la CEDEAO : Une proposition de révision de la cible d'inflation* déterminent un taux d'inflation optimal et étudient son impact sur la relation inflation-croissance dans la CEDEAO. Ils utilisent la technique de modélisation économétrique Panel Threshold Regression (PTR) développée par Hansen (1999), appliquée sur des données de pays de la CEDEAO qui couvrent la période 1980-2018. Les résultats confirment l'existence d'une relation non linéaire entre l'inflation et la croissance économique. Deux seuils d'inflation apparaissent : le premier situé à 6,6% est robuste aux analyses de sensibilité et le second est à 34,1%. Ainsi, l'effet de l'inflation sur la croissance serait positif pour des taux d'inflation inférieurs à 6,6%, négatif à des niveaux supérieurs à 34,1% et non significatif dans cette fourchette. L'effet de l'inflation sur la croissance s'est avéré très faible dans tous les régimes. L'article s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques récents tentant de déterminer une cible d'inflation optimale pour la définition et la mise en œuvre des politiques monétaire dans la

CEDEAO. Ces résultats montrent que la norme actuelle de 5% d'inflation, adoptée dans le cadre du Programme de Coopération monétaire de la CEDEAO, pourrait être révisée à la hausse, vers un niveau proche de 6,6%.

Mamane TARNO, Abdoul Azizou Oumarou DAN-BAKI dans l'article *Rôle de l'agriculture dans le processus de transformation structurelle en Afrique de l'Ouest* analysent le rôle de l'agriculture dans le processus de transformation structurelle en Afrique de l'Ouest. Pour ce faire, ils utilisent un modèle de panel à effet aléatoire avec les données de la Banque mondiale et de la CNUCED de 16 pays sur la période 1980–2018. Les résultats de cette analyse montrent que la valeur ajoutée agricole et l'indice de capacité productive sont des accélérateurs puissants de la transformation structurelle des pays d'Afrique de l'Ouest. En revanche, le capital humain, le taux d'emploi agricole et le taux d'alphabétisation des adultes constituent des freins à ce processus. En outre, les IDE (Investissements Directs Étrangers) se sont révélés être un puissant canal de cette dynamique. Globalement, les résultats suggèrent aux gouvernements de veiller à la modernisation du secteur agricole afin de le rendre plus compétitif et de concentrer les investissements dans les secteurs à forte productivité.

Małgorzata Magdalena HYBKA dans l'article *Recettes de la taxe sur la valeur ajoutée face aux chocs économiques et changements structurels (analyse comparative de la France, de l'Allemagne et de la Pologne)* compare la performance de TVA en France, en Allemagne et en Pologne. La première partie de l'article offre une perspective générale sur l'application de la TVA dans les pays membres de l'Union Européenne, ainsi que sur les mesures qui peuvent être appliquées pour évaluer la performance de cette taxe. L'objectif de la seconde partie est de comparer ces indicateurs dans les pays choisis au cours des dix dernières années. La dernière partie évalue les changements récents mis en œuvre dans le système de TVA pour améliorer son efficacité à l'échelle européenne et nationale.

Laura MARCU, Mihaela TEODORESCU, Carmen-Valentina RĂDULESCU dans l'article *Les entreprises de jeux d'argent entre rentabilité économique et responsabilité sociale. Le cas roumain* enquêtent la situation du marché roumain des jeux d'argent du point de vue des recettes du secteur, des facteurs qui favorisent le marché, ainsi que du comportement des joueurs. Elles analysent des sources secondaires (articles et rapports de spécialité) de sorte à assurer la comparabilité avec d'autres pays. Elles mettent en évidence tant l'évolution spectaculaire de ce secteur en Roumanie, que sa contribution à la croissance de l'économie nationale, grâce aux recettes budgétaires et au développement sectoriel. D'autre part, elles constatent que pratiquer des jeux d'argent n'est pas sans risques, le plus inquiétant étant l'addiction. De ce point de vue, les institutions de l'État ainsi que les compagnies de profil ont une responsabilité non seulement l'égale, mais aussi sociale pour trouver et mettre en place les solutions les plus appropriées pour la prévention et le traitement de la dépendance. L'originalité de l'article consiste à l'analyse détaillée

du marché roumain des jeux d'argent, la présentation critique des mesures visant à protéger les joueurs et des solutions d'amélioration de la prévention.

Moustapha ALADJI, Muriel JEAN, Hisseine MAHAMAT, Ayad ASSOIL dans l'article *Influence de l'économie sociale et solidaire sur les pratiques de consommation éthique dans les territoires d'outre-mer entre théorie et application* explorent l'impact de l'économie sociale et solidaire (ESS) sur les comportements de consommation éthique dans les territoires d'outre-mer français, en mettant l'accent sur le rôle du consommateur citoyen. Ils appliquent un modèle de régression logistique multinomiale est appliqué à des données recueillies auprès de 924 participants dans les territoires d'outremer, notamment en Guyane, Martinique et Guadeloupe. Cette approche examine les relations entre la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux, la disponibilité des produits de l'ESS et l'engagement citoyen envers la consommation éthique. Les résultats montrent que la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux est le facteur le plus déterminant dans l'adoption de comportements éthiques, suivie de la disponibilité des produits de l'ESS. En revanche, le prix a un impact statistiquement faible. L'étude souligne que les jeunes générations, notamment en Guyane, sont plus enclines à adopter une consommation éthique, influencées par les dynamiques sociales locales. Cette étude apporte de nouvelles perspectives sur l'interaction entre l'ESS et la consommation éthique dans les territoires d'outre-mer, en soulignant l'importance de l'influence sociale locale et des stratégies de communication pour promouvoir les valeurs de l'ESS. Elle suggère également la nécessité de politiques publiques adaptées pour encourager une consommation responsable dans ces régions.

Roger TSAFACK NANFOSSO, Clarence Mickaël BEA, Simon Alain SONG NTAMACK, Maximilien KOUL NGWE MANGUELLE, Yves Alexis NDONHO A NYOUNG dans l'article *Volume horaire et revenu du travail : Une analyse du travail des transporteurs par motorcycle au Cameroun* utilisent les données transversales issues d'une enquête de terrain sont analysées à l'aide du modèle de Heckman en deux étapes et du modèle de Mincer. Les résultats montrent que le fait de travailler à des heures tardives, d'être propriétaire-exploitant, de détenir un permis de conduire de catégorie A ou d'avoir des obligations familiales augmente significativement le nombre d'heures travaillées et les revenus des transporteurs. Cependant, de longues heures de travail dans cette profession indiquent un sous-emploi, surtout qu'elles sont liées à un faible niveau d'efficacité du travail ou de rémunération horaire. Dans la mesure où le processus d'institutionnalisation de cette activité qui fournit un grand nombre d'emplois directs aux chômeurs continue, il est suggéré de poursuivre le dialogue entre les syndicats et associations de transporteurs par motorcycle et les pouvoirs publics afin d'établir un cadre à travers lequel les transporteurs pourront bénéficier d'un soutien financier de l'État. Il est également suggéré d'organiser des séminaires de sensibilisation sur les risques du métier, et de prévoir une couverture santé spécifique pour les transporteurs par motorcycle.

Abdoul Bassidou MAHAMAN YAOU, Mahaman Laouan ABOUBE dans l'article *Analyse de l'efficacité technique de la production de l'oignon dans les régions d'Agadez et de Tahoua au Niger* appliquent deux méthodes : l'analyse par enveloppement des données (DEA) et l'analyse par les frontières stochastiques (SFA). Les données ont été collectées en deux temps : en 2016 au niveau de la région d'Agadez sur 119 producteurs et en 2021 au niveau de la région de Tahoua sur 136 producteurs. Au total, un échantillon de 255 producteurs a été constitué et analysé. Ils ont ainsi comparé les résultats du SFA qui est paramétrique stochastique à ceux du DEA qui est non paramétrique déterministe. Les résultats du modèle SFA ont révélé que la production moyenne de l'oignon peut augmenter de 37% si les producteurs pouvaient utiliser correctement la technologie de production. Ils révèlent également que les plus importants facteurs de production de l'oignon au Niger sont, la main-d'œuvre, les engrais et les superficies cultivables. On conclut à partir des deux modèles que le producteur moyen dans ces deux régions peut réduire ses coûts de production respectivement de 31,12% (SFA) et 28,1% (DEA) selon donc le modèle considéré. Entre autres choses, l'efficacité technique est très influencée par les visites de vulgarisation, l'éducation, l'âge des producteurs et les facteurs régionaux. En fin de compte, les auteurs arrivent à la conclusion que l'amélioration de l'efficacité technique des producteurs d'oignon au Niger améliore la sécurité alimentaire, et la stabilité sociale en luttant contre les inégalités. Cela reviendrait à intensifier et moderniser les services de vulgarisation agricole pour diffuser les bonnes pratiques agricoles entre les producteurs.

Samba DIAKHITE, Aliou Niang FALL dans l'article *Effets de la décentralisation fiscale sur la croissance économique au Sénégal : Une approche par la méthode ARDL* évaluent les effets de la décentralisation fiscale sur la croissance économique au Sénégal de 2011 à 2021. Ils utilisent indices de décentralisation fiscale des recettes et des dépenses qui ont été calculés. Ils sont alternativement les variables exogènes des deux modèles. Les estimations sont effectuées à travers un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) pour capter la dynamique de long terme et de court terme des effets de la décentralisation sur le taux de croissance. Les résultats de l'étude montrent un impact négatif et significatif de la décentralisation fiscale sur la croissance économique sur le long terme. Par contre, la relation est non significative sur le court terme. Ces résultats s'expliquent par le processus de mobilisation des recettes fiscales, au niveau territorial, qui pourrait dépendre du système de décentralisation fiscale adopté. Ils permettent, en effet, d'appréhender l'importance de la fiscalité territoriale dans le développement des communes et par conséquent sur la croissance économique du pays.

Tchablemane YENLIDE, Mawussé Komlagan Nézan OKEY dans l'article *Dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo : Une analyse fondée sur les données de pseudo-panel* s'intéressent à la dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo. Les estimations sont effectuées

à partir d'un pseudo-panel construit sur la base des données QUIBB 2006, 2011 et 2015. Les variables du cycle de vie telles que l'âge, la taille du ménage et les ménages en couple augmentent la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages dirigés par un homme et les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement. Les résultats permettent d'identifier un effet seuil du revenu sur l'accès à la propriété du logement. Les résultats obtenus sur les données de pseudo-panel sont confortés par l'estimation en coupe transversale effectuée sur les données de l'EHCVM 2018–2019. Les recommandations de politiques économiques sont discutées.

Krzysztof Malaga

Démocratie et croissance économique : Une analyse comparative entre pays francophones et anglophones d'Afrique subsaharienne

Democracy and economic growth: A comparative analysis between Francophone and Anglophone countries in sub-Saharan Africa

Dramane ABDOULAYE¹

Université de Parakou, Bénin

Département Économie, Laboratoire de Recherche en Économie et Gestion (LAREG)

abdramane1@yahoo.fr

<https://orcid.org/0000-0003-1755-0941>

Abstract

Purpose: This article aims to identify the transmission channels of the effects of democracy on economic growth through a comparative analysis between 18 Francophone countries and 18 Anglophone countries in sub-Saharan Africa.

Design/methodology/approach: The approach adopted consisted of establishing a system of simultaneous equations estimated by the triple least squares technique using panel data over the period 2000–2017.

Findings: The results show that, on the one hand, democracy has a positive effect on economic growth through the public spending channel and a negative effect on growth through the corruption channel in African Francophone countries. On the other hand, the findings reveal that democracy positively influences economic growth through the public spending channel and that of investment in African Anglophone countries. Moreover, the findings support the idea that African Anglophone countries experience more economic progress, unlike African Francophone countries, thanks to the proper functioning of their democratic system.

Originality/value: The originality lies in the analysis of the mixed effect of democracy on economic growth by differentiating between groups of Francophone and Anglophone countries in sub-Saharan Africa.

Keywords: democracy, economic growth, Francophone, Anglophone.

¹ 03 BP : 88, Parakou, Bénin.

Résumé

Objectif : L'objectif de cet article est d'identifier les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique à travers une analyse comparative entre 18 pays francophones et 18 pays anglophones d'Afrique subsaharienne.

Conception/méthodologie/approche : L'approche adoptée à consister à établir un système d'équations simultanées estimé par la technique des triples moindres carrés en utilisant des données de panel sur la période 2000–2017.

Résultats : Les résultats montrent que d'un côté, la démocratie exerce un effet positif sur la croissance économique à travers le canal des dépenses publiques et un effet négatif sur la croissance à travers le canal de la corruption dans les pays francophones. De l'autre côté, les résultats révèlent que la démocratie influence positivement la croissance économique à travers le canal des dépenses publiques et celui des investissements dans les pays anglophones. Par ailleurs, l'analyse conforte l'idée selon laquelle les pays anglophones connaissent plus de progrès économique contrairement aux pays francophones grâce au fonctionnement de leur système démocratique.

Originalité/valeur : L'originalité réside dans l'analyse de l'effet mitigé de la démocratie sur la croissance économique en faisant la différence entre les groupes de pays francophones et anglophones d'Afrique subsaharienne. L'article a permis de suggérer des actions en termes de renforcement des institutions pour un meilleur fonctionnement de la démocratie dans les pays africains francophones comme anglophones.

Mots-clés : démocratie, croissance économique, francophone, anglophone.

JEL classification : C33, F43, O11, O43.

Introduction

Les différentes performances des pays en matière de croissance et de développement ont depuis toujours constitué une préoccupation majeure des économistes. Dans son travail précurseur sur la croissance, Solow (1956), en supposant des rendements décroissants des facteurs de production, des rendements d'échelle constants et une utilisation efficace des facteurs de production, montre, d'une part, que la croissance du capital entraîne une augmentation de la croissance économique. D'autre part, les pays pauvres finissent par avoir un taux de croissance plus élevé que les pays riches. Enfin, à long terme, la croissance vient de l'évolution de la population active et du progrès technique. Ces deux paramètres sont néanmoins considérés comme exogènes au modèle. Les modèles de croissance exogène et principalement le modèle de Solow présentent la limite d'avoir expliqué la croissance par le progrès technique sans chercher à connaître l'origine de ce progrès. La théorie de la croissance endogène a ensuite été développée pour rendre compte des critiques des approches fondées sur l'accumulation du capital. Le premier modèle de croissance endogène est celui de Romer (1986). Ce modèle considère que certains types d'investissements pro-

duisent des effets externes, et ces externalités compensent des rendements d'échelle décroissants. Les investissements sujets aux externalités comprennent le capital humain (Lucas, 1988), les dépenses d'infrastructures publiques (Barro, 1990) et les institutions (North, 1990, 2016). Concernant ce dernier facteur, une abondante littérature souligne l'importance centrale de l'environnement institutionnel dans la croissance. En effet, depuis les travaux de la nouvelle économie institutionnelle qui ont développé des outils néoclassiques pour analyser le rôle des institutions dans l'activité économique, de nombreux auteurs s'accordent à mettre en évidence le rôle des institutions dans la promotion de la croissance économique (Acemoglu, Johnson et al., 2002 ; Acemoglu, Naidu et al., 2019 ; Alesina et al., 1996 ; Barro & Lee, 1993 ; Easterly & Levine 2003 ; North, 1990). L'impact particulier des institutions politiques sur la croissance économique est conforme à une littérature relativement nouvelle connue sous le nom de nouvelle économie politique (North, 1990). Acemoglu et Robinson (2006) définissent un système politique démocratique comme une forme de gouvernement caractérisée par la libre participation des citoyens à la vie politique, par des élections libres et équitables et par une responsabilité des politiciens envers les électeurs. Il existe une abondante littérature en science politique qui étudie, mais ne parvient pas à une conclusion précise sur les liens empiriques entre la démocratie et la croissance économique, résumée en partie dans les travaux de Przeworski et Limongi (1993) et ceux de Doucouliagos et Ulubasoglu (2008). Les analyses de Helliwell (1994), Barro (1996, 1997, 1999) et Tavares et Wacziarg (2001), Madsen et al. (2015), Rachdi et Saidi (2015) ont produit des résultats négatifs alors que des travaux plus récents, dont Rodrik et Wacziarg (2005), Persson et Tabellini (2006), Papaioannou et Siourounis (2008) et Bates et al. (2012), Gründler et Krieger (2016), Acemoglu, Naidu et al. (2019) estiment les effets positifs à l'aide de techniques de données de panel. Quant à Murtin et Wacziarg (2014), Burkhart et Lewis-Beck (1994), et Giavazzi et Tabellini (2005), ils trouvent que la démocratie n'exerce pas d'effets significatifs sur la croissance économique. Ces différents résultats montrent qu'il n'existe pas de résultats consensuels sur l'effet de la démocratie sur la croissance économique. Il est donc nécessaire et utile de mener des études empiriques spécifiques sur des échantillons de pays afin de déterminer la nature de la relation entre démocratie et croissance économique. Ainsi, ce papier vise à identifier les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique à travers une analyse comparative entre les pays francophones et les pays anglophones d'Afrique subsaharienne. Il est important de mener une telle étude pour plusieurs raisons. En effet, c'est au début des années 90 que de nombreux États africains à la faveur du vent de l'Est, s'engagent dans un processus de démocratisation politique, au moment même où leur développement semble bloqué par une crise économique et financière particulièrement aigue.

Aujourd'hui, plus de trois décennies après l'adoption de ce système politique dans les pays francophones et anglophones d'Afrique, on constate de grandes

divergences dans les trajectoires de développement économique et institutionnel de ces différents pays. En effet, selon l'indice de démocratie polity 2 de Polity5 Project (2020), la valeur moyenne de l'indice de démocratie pour les pays anglophones est de 3,79 sur la période 2000–2017. Quant à la croissance économique, les statistiques de WDI (2020) montrent que sa valeur moyenne est de 5,17% sur la période 2000–2017. Dans les pays francophones, les statistiques montrent que la valeur moyenne de l'indice de démocratie est de 1,79 et la valeur moyenne de la croissance économique est de 3,85% sur la même période 2000–2017. On peut remarquer à travers ces statistiques que les pays anglophones ont enregistré en moyenne un indice de démocratie plus élevé que celui des pays francophones. Ce qui pourrait signifier que la démocratie fonctionne mieux dans les pays anglophones que dans les pays francophones. Par ailleurs, concernant les performances économiques, les statistiques montrent que le taux de croissance économique dans les pays anglophones (5,17%) est plus élevé en moyenne que celui réalisé dans les pays francophones (3,85%). Ce constat pourrait-il permettre d'affirmer que les pays anglophones d'Afrique réalisent plus de progrès économique que les pays francophones d'Afrique ? La réponse à cette question ne paraît pas triviale, et cela met en exergue l'importance de cette recherche. La présente étude contribue à la littérature existante de trois manières principales. La première contribution réside dans son originalité par le fait que contrairement aux études antérieures sur la relation entre démocratie et croissance économique, la présente recherche se focalise spécifiquement sur deux groupes de pays d'Afrique qui semblent avoir des trajectoires de développement différents. L'analyse permet d'avoir une large compréhension de la relation entre la démocratie et la croissance économique pour le cas particulier des pays francophones et anglophones d'Afrique subsaharienne. La seconde contribution est d'ordre méthodologique, contrairement aux autres études qui ont étudié la relation de manière linéaire (Barro, 1996 ; Rachdi & Saidi, 2015), cette recherche approfondit l'analyse à l'aide d'un modèle de système d'équations simultanées en déterminant les canaux par lesquels la démocratie pourrait exercer ses effets sur la croissance économique dans les deux groupes de pays. L'avantage de notre approche est qu'elle permet non seulement d'étudier l'effet de la démocratie sur la croissance, mais aussi d'appréhender les principaux canaux à travers lesquels la démocratie influence la croissance économique. L'approche par un modèle à équations simultanées permet aussi de tenir compte d'une importante critique des études antérieures sur la démocratie et la croissance qui mettent uniquement l'accent sur la relation entre les deux phénomènes sans expliciter les mécanismes par lesquels ils interagissent. Enfin, la troisième contribution est d'ordre opérationnel en ce sens qu'elle fournit des éléments empiriques de compréhension sur la relation entre la démocratie et la croissance économique dans les pays francophones et anglophones d'Afrique. En outre, cette recherche est importante car à notre connaissance, elle constitue l'une des premières sur cette thématique en utilisant

l'approche d'analyse comparative, ce qui n'avait pas été fait auparavant entre pays francophones et anglophones d'Afrique subsaharienne.

Le présent article est organisé de la façon suivante : dans la Section 1, nous présentons une revue de littérature sur le lien entre démocratie et croissance économique. Dans la Section 2, nous présentons la méthodologie. La Section 3 est consacrée à l'analyse des résultats et la dernière section présente la conclusion et les recommandations de politiques économiques.

1. Revue de littérature

Nous passons en revue les approches théoriques et empiriques sur les liens entre la démocratie et la croissance économique.

1.1. Fondement théorique sur le lien entre démocratie et croissance économique

Deux grandes approches théoriques peuvent être identifiées sur l'analyse du lien entre démocratie et croissance. La première approche considère que la démocratie est un vecteur de croissance alors que la seconde approche postule que la démocratie est un frein à la croissance.

La principale théorie développée par les partisans de la première approche est celle qu'il est convenu d'appeler sous le terme anglais *the development-democracy hypothesis*. La thèse de « développement-démocratie » élaborée par Lipset (1959, 1981) Cutright (1963) et Rustow (1970), soutient qu'il y a une corrélation positive entre le développement économique et les institutions démocratiques. Selon cette théorie, un pays économiquement développé a de grandes chances d'amorcer son processus démocratique de manière durable.

À l'opposé, les partisans de la seconde approche soutiennent que la démocratie est un frein à la croissance économique. En d'autres termes, la démocratie et la croissance sont considérées ici comme incompatibles. La thèse de l'incompatibilité « démocratie-croissance » est attribuée Huntington (1968, 1984).

1.2. Les analyses empiriques sur le lien entre démocratie et croissance économique

Les analyses empiriques sur le lien entre démocratie et croissance économique peuvent être classées en deux catégories. D'un côté, les auteurs qui trouvent un effet négatif de la démocratie sur la croissance et de l'autre côté, les auteurs qui soutiennent que la démocratie influence positivement la croissance.

1.2.1. Les analyses empiriques de l'impact négatif de la démocratie sur la croissance économique

Weede (1983) trouve un faible effet négatif de la démocratie sur la croissance. Par ailleurs, l'auteur montre que cet effet n'est pas significatif dès qu'on utilise un échantillon de plus de 70 pays en développement. Des effets négatifs assez forts de la démocratie sur la croissance sont manifestes pour les pays dont les recettes publiques en pourcentage du PIB excèdent 20%. Azam (1994) élabore un modèle théorique pour étudier la relation entre la démocratie, le bien-être matériel et le développement. Le modèle relie le niveau optimal de la démocratie au niveau de développement. Selon les résultats du modèle, la croissance est une fonction décroissante du niveau de la démocratie. Collier et Hoeffler (2009) cherchent à savoir si l'impact de la démocratie sur les performances économiques a une caractéristique spécifique dans les pays riches en ressources naturelles. Les résultats révèlent que dans les pays en développement la combinaison entre les rentes élevées sur les ressources naturelles et les systèmes démocratiques ouverts est défavorable à la croissance. Narayan et al. (2011), Aisen et Veiga (2013) montrent que la démocratie exerce un effet négatif sur la croissance économique. Rachdi et Saidi (2015) trouvent que la démocratie a un impact négatif et robuste sur la croissance économique dans les pays du Moyen Orient et Nord-Africain.

1.2.2. Les analyses empiriques de l'impact positif de la démocratie sur la croissance économique

Pourgerami (1988) trouve une corrélation et une causalité positives entre d'une part le développement et la démocratie et d'autre part, entre la démocratie et la croissance. L'auteur trouve que la démocratie agit positivement sur la croissance aussi bien directement qu'indirectement à travers le travail et le bien-être. Barro (1989), Grier et Tullock (1989) et Dasgupta (1990) trouvent un effet positif de la démocratie sur la croissance. Barro (1996) montre que les libertés économiques favorisent la croissance en situation de faible niveau de démocratie. Helliwell (1994) trouve un effet partiel négatif et non significatif de la démocratie sur la croissance. Toutefois, cet effet négatif est contrebalancé par l'impact indirect positif que la démocratie exerce sur la croissance à travers l'éducation et l'investissement. Tavares et Wacziarg (2001) montrent que la démocratie favorise la croissance via ses effets positifs sur l'accumulation de capital humain et sur la réduction des égalités de revenu. Mais d'un autre côté, elle exerce des effets défavorables en réduisant le taux d'accumulation du capital physique et en causant l'accroissement des dépenses publiques. Ekomié et Kobou (2003) montrent que les pays qui ont réalisé des progrès en matière de démocratie ont enregistré un taux de croissance du PIB par tête plus important que les autres. Les auteurs concluent qu'il existe un lien entre démocratie et croissance en Afrique et suggèrent que les pays africains accordent

une importance relativement grande aux motivations économiques afin d'atteindre un niveau de démocratie susceptible de favoriser la croissance économique. Martin et Plümper (2003) trouvent qu'il existe une relation non linéaire en U renversé entre le niveau de la démocratie et la croissance du revenu par tête. Papaioannou et Siourounis (2008) montrent qu'en moyenne une année de démocratisation augmente le taux de croissance par tête de 1%. Dans cette même perspective, Doucouliagos et Ulubasoglu (2008) montrent que la démocratie n'a pas d'impact direct sur la croissance économique, mais des effets indirects positifs grâce à un capital humain plus élevé, une inflation plus faible, une instabilité politique plus faible et des niveaux de liberté économique plus élevés. Mijiyawa (2010) met en exergue qu'une amélioration de la qualité des institutions démocratiques, des institutions de droits de propriété, et particulièrement des institutions de régulation est favorable à la soutenabilité de la croissance économique dans les pays en développement. Gründler et Krieger (2016) analysent les canaux de transmission de la démocratie sur la croissance économique et découvrent que la démocratie exerce son influence sur la croissance à travers l'éducation des populations, l'accroissement de l'investissement et la réduction de la fécondité et du niveau de redistribution. Dans une approche similaire, Sohail et al. (2016) montrent que la démocratie influence indirectement la croissance économique à travers divers canaux à savoir, le capital humain, le capital physique, la réduction du niveau de corruption, les innovations technologiques, l'investissement, l'éducation et la gouvernance. Acemoglu et al. (2019) démontrent que la démocratie a un effet positif significatif et robuste sur le PIB par tête. Par ailleurs, les auteurs identifient les canaux par lesquels la démocratie agit sur la croissance économique et trouvent que la démocratie augmente le PIB en encourageant l'investissement et l'ouverture commerciale, en augmentant la scolarisation, en induisant des réformes économiques, en améliorant les recettes fiscales et la fourniture de biens publics et en réduisant les troubles sociaux et la mortalité infantile. Ces résultats suggèrent que la démocratie influence la croissance économique à travers plusieurs canaux. Bien que la stratégie adoptée par les auteurs ne permette pas d'établir de manière concluante que ce sont les mécanismes les plus importants, car ils peuvent être eux-mêmes des résultats de la croissance économique, mais le fait que ces variables augmentent suite à une démocratisation suggère que ce sont des candidats de choix pour les canaux par lesquels la démocratie pourrait engendrer la croissance. Ghardallou et Sridi (2020) analysent la littérature théorique existante qui souligne les effets d'un système politique démocratique sur la croissance économique avec un bref aperçu de certains modèles connexes. Les auteurs examinent quatre canaux par lesquels la démocratie pourrait affecter la croissance et le développement à savoir, la protection des droits de propriété, la stabilité politique, l'accumulation du capital humain et l'innovation technologique.

Au terme de cette revue de la littérature, un constat majeur mérite d'être fait. Très peu d'études sont consacrées spécifiquement aux pays d'Afrique subsaharienne en

ce qui concerne l'analyse du lien entre démocratie et croissance économique. Par ailleurs les rares études qui existent sont vieillissantes. Cette étude se propose donc de combler cette lacune en menant spécifiquement une analyse comparative sur les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique entre les pays francophones et anglophones d'Afrique subsaharienne.

2. Méthodologie

2.1. Spécification du modèle

Pour mieux cerner les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique, nous utilisons un système d'équations simultanées. L'avantage de cette méthode est qu'elle permet non seulement d'étudier l'effet de la démocratie sur la croissance, mais aussi d'appréhender les principaux canaux à travers lesquels la démocratie influence la croissance économique. L'approche par un modèle à équations simultanées permet aussi de tenir compte d'une importante critique des études sur le lien entre démocratie et croissance qui mettent uniquement l'accent sur la relation entre les deux phénomènes sans expliciter les mécanismes par lesquels ils interagissent.

Notre modèle empirique comporte cinq principales équations qu'il convient de présenter.

a) L'équation de la croissance

En nous inspirant du modèle de Barro (1996), Tavarez et Wacziarg (2001), de Martinez-Vazquez et al. (2005) et de Acemoglu, Naidu et al. (2019), nous utilisons la forme fonctionnelle suivante :

$$Y_{it} = f(Democ_{it}, Gov_{it}, Invest_{it}, Corrup_{it}, Pop_{it}, Com_{it}, Fiscal_{it}, IDE_{it}) \quad (1)$$

où Y_{it} , $Democ_{it}$, Gov_{it} , $Invest_{it}$, $Corrup_{it}$, Pop_{it} , $Trade_{it}$, $Taxrev_{it}$, FDI_{it} désignent respectivement le taux de croissance du PIB réel, l'indicateur de démocratie, les dépenses de consommation finale des administrations publiques (% du PIB), l'investissement à savoir la formation brute de capital en dollars courant, l'indice de corruption, le taux de croissance démographique, l'ouverture commerciale, les recettes fiscales et l'investissement direct étranger. i , t , représentent respectivement les pays et les périodes.

b) L'équation de la démocratie

A la suite de Barro (1996, 1999), nous retenons la spécification suivante :

$$Democ_{it} = f(Y_{it}, Gov_{it}, Corrup_{it}, Pop_{it}, Com_{it}, Aide_{it}) \quad (2)$$

où $Democ_{it}$, Y_{it} , Gov_{it} , $Corrup_{it}$, Pop_{it} , Com_{it} , $Aide_{it}$ représentent respectivement l'indicateur de la démocratie, le taux de croissance du PIB réel, les dépenses publiques, l'indice de corruption, le taux de croissance de la population, l'ouverture commerciale et l'aide publique au développement.

c) L'équation des dépenses publiques

La spécification de l'équation représentative des dépenses publiques repose en partie sur les travaux de Khan et Kumar (1997), Gupta et al. (2005) et Nguyen et al. (2003). Nous adaptons le modèle utilisé par ces auteurs afin de tenir compte des spécificités des pays africains.

Ainsi l'équation des dépenses publiques s'établit comme suit :

$$Gov_{it} = f(Democ_{it}, Y_{it}, Aide_{it}, Servid_{it}) \quad (3)$$

où Gov_{it} , $Democ_{it}$, Y_{it} , $Aide_{it}$, $Servid_{it}$ désignent respectivement les dépenses publiques, l'indicateur de démocratie, le taux de croissance du PIB réel, l'aide publique au développement et le service de la dette extérieure.

d) L'équation des investissements

Pour spécifier l'équation des investissements, nous empruntons une large part des variables du modèle à Mlambo et Oshikoya (2001) qui ont montré qu'au niveau macroéconomique, le revenu national, les politiques fiscale et monétaire, la politique du taux de change et la stabilité macroéconomique sont les principaux déterminants de l'investissement dans les pays africains. Mais, un grand nombre d'écrits s'attardent aujourd'hui sur les causes institutionnelles et politiques du retard de l'Afrique (Barro & Lee, 1993, 1994 ; Alesina et al., 1996 ; Easterly & Levine, 1997, 2003 ; Sachs & Warner, 1997).

Ainsi dans le cadre de la présente recherche, nous utilisons une variable institutionnelle à savoir le niveau de démocratie qui influence de nos jours les investissements dans les pays africains.

Notre équation des investissements se présente donc ainsi :

$$Invest_{it} = f(Democ_{it}, Y_{it}, Servid_{it}, Inflation_{it}, Epargne_{it}) \quad (4)$$

où $Invest_{it}$, $Democ_{it}$, Y_{it} , $Servid_{it}$, $Inflation_{it}$, $Epargne_{it}$ désignent respectivement l'investissement, l'indicateur du niveau de démocratie, le taux de croissance du PIB réel, le service de la dette extérieure, le taux d'inflation et l'épargne intérieure.

e) L'équation de la corruption

À la suite de Mauro (1995), Delavallade et De La Croix (2011), nous utilisons le modèle suivant :

$$Corrup_{it} = f(Democ_{it}, Gov_{it}, Y_{it}, Rulaw_{it}, Re gqua_{it}, Goveff_{it}) \quad (5)$$

avec : $Corrup_{it}$, $Democ_{it}$, Gov_{it} , Y_{it} , $Rulaw_{it}$, $Re gqua_{it}$, $Goveff_{it}$ représentant respectivement l'indice de corruption, l'indicateur de démocratie, les dépenses publiques, le taux de croissance du PIB réel, état de droit, qualité de la réglementation et efficacité du gouvernement.

En définitive, le système d'équations simultanées se présente comme suit :

$$\left. \begin{array}{l} Y_{it} = f(Democ_{it}, Gov_{it}, Invest_{it}, Corrup_{it}, Pop_{it}, Com_{it}, Fiscal_{it}, IDE_{it}) \quad (1) \\ Democ_{it} = f(Y_{it}, Gov_{it}, Corrup_{it}, Pop_{it}, Com_{it}, Aide_{it}) \quad (2) \\ Gov_{it} = f(Democ_{it}, Y_{it}, Aide_{it}, Servid_{it}) \quad (3) \\ Invest_{it} = f(Democ_{it}, Y_{it}, Servid_{it}, Inflation_{it}, Epargne_{it}) \quad (4) \\ Corrup_{it} = f(Democ_{it}, Y_{it}, Gov_{it}, Rulaw_{it}, Re gqua_{it}, Goveff_{it}) \quad (5) \end{array} \right\} (6)$$

Les variables sont celles définies dans chaque équation développée auparavant.

2.2. Méthodes d'estimation

Avant d'estimer notre modèle matérialisé par le système d'équations simultanées (6) il urge d'analyser les statistiques descriptives et d'effectuer le test de stationnarité sur les différentes variables du modèle. Ainsi le test d'Im, Pesaran et Shin (2003) est mis à contribution pour l'étude de la stationnarité des variables. Après l'étude de la stationnarité des variables, le modèle de l'équation (6) sera estimé par la méthode des triples moindres carrés.

En effet, la méthode des triples moindres carrés permet de prendre en compte les problèmes d'endogénéité. Greene (2005) montre que parmi tous les estimateurs de variables instrumentales, l'estimateur des triples moindres carrés est asymptotiquement efficace. L'estimateur des triples moindres carrés est généralement utilisé pour les estimations des systèmes d'équations simultanées pour sa pertinence. La principale raison qui nous amène au choix de la méthode des triples moindres carrés pour l'estimation de notre modèle est que par rapport à l'endogénéité, cette méthode nous permet d'utiliser toute l'information disponible sur les variables et d'avoir des estimateurs efficaces.

2.3. Données et sources

Les données sur les variables économiques proviennent de diverses sources notamment le World Development Indicators (2020), Worldwide Governance Indicators (2020), Transparency International (2021) et la base Polity5 Project (2020). Notre recherche porte sur 18 pays francophones d'Afrique et 18 pays anglophones d'Afrique dont la liste figure dans les tableaux A1 et A2 en annexe. Compte tenu de

la disponibilité des statistiques pour chacun des pays de l'échantillon, la période couverte va de 2000 à 2017.

3. Les résultats empiriques

3.1. Les statistiques descriptives et les tests de stationnarité

Les statistiques descriptives des variables utilisées dans l'étude sont présentées dans les tableaux 1 et 2 et les résultats des tests de stationnarité sont présentés dans les tableaux 3 et 4.

Tableau 1. Statistiques descriptives sur les variables dans les pays francophones

Variabes	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum	Observations
Démocratie	1,799383	4,367045	-6	9	324
Croissance économique	3,858697	4,472356	-36,69995	33,62937	324
Dépenses publiques	13,90039	5,070145	2,05759	31,57298	324
Investissement	2,07e+09	1,91e+09	2,42e+07	8,41e+09	324
Corruption ²	2,639815	0,5847293	1,6	4,4	324
Population	2,776194	0,5726813	0,2054935	3,843262	324
Ouverture commerciale	70,17719	27,11032	20,96405	165,6459	324
Recettes fiscales	13,20101	5,6555	0	31,6	324
IDE	3,956934	6,178794	-4,852284	50,01802	324
Aide extérieure	5,92e+08	6,63e+08	-1,09e+07	5,53e+09	324
Service de la dette	2,151921	2,067757	0,0529651	19,72589	324
Inflation	7,809282	35,1877	-8,97474	513,9069	324
Épargne domestique	13,54073	16,75605	-40,81475	64,92741	324
État de droit	-0,9140482	0,447904	-1,94745	0,0382851	324
Qualité de la réglementation	-0,7851482	0,4127685	-2,110226	0,3058709	324
Efficacité du gouvernement	-1,004659	0,427286	-1,960637	0,0206843	324

Source : estimations de l'auteur basées sur les données de World Development Indicators (2020), Polity5 Project (2020), Worldwide Governance Indicators (2020) and Transparency International (2021).

Le tableau 1 récapitulatif fait ressortir des écarts dans les valeurs de certaines variables. Les chiffres font état d'une différence de l'ordre de 4,36 ; 4,47 ; 5,07 ;

² La variable corruption a été transformée selon la formule : $\hat{X} = X_{\max} - X$. Avec X_{\max} : valeur maximale de l'indice de corruption et X : valeur initiale de l'indice de corruption. Cette nouvelle variable \hat{X} est comprise entre 0 et 10 telle que 0 représente un faible niveau de corruption et 10 représente un niveau élevé de corruption.

0,58 comme valeur de l'écart type respectivement pour les variables démocratie, croissance économique, dépenses publiques et corruption. Cela signifie que les pays francophones présentent des caractéristiques différentes en ce qui concerne le niveau de démocratie et de croissance économique. Les statistiques montrent que la valeur moyenne de l'indice de démocratie pour les pays francophones est de 1,79. La valeur minimum de l'indice de démocratie (-6) a été enregistrée au Congo et en Mauritanie en 2000. La valeur maximale de l'indice de démocratie (9) a été enregistrée au Comores de 2006 à 2017. Quant à la croissance économique, les statistiques montrent que sa valeur moyenne est de 3,85%. Par ailleurs, la valeur minimum de la croissance économique (-36,69%) est enregistrée en Centre Afrique en 2013. La valeur maximale de la croissance économique (33,62%) est enregistrée au Tchad en 2004.

Tableau 2. Statistiques descriptives sur les variables dans les pays anglophones

Variabiles	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum	Observations
Démocratie	3,790123	4,488626	-5	10	324
Croissance économique	5,17039	4,706152	-30,14522	28,61593	324
Dépenses publiques	13,92884	8,181106	0	47,19156	324
Investissement	8,93e+09	1,82e+10	0	8,98e+10	324
Corruption	3,515741	1,196343	1	6,5	324
Population	2,384782	0,9573552	-2,628656	5,539102	324
Ouverture commerciale	76,31145	47,67151	0	311,3553	324
Recettes fiscales	16,51473	7,011998	0,9054617	33,64857	324
IDE	7,775159	16,52803	-0,6100591	159,7189	324
Aide extérieure	8,80e+08	1,03e+09	-1,45e+07	1,14e+10	324
Service de la dette	2,882401	6,528339	0	59,67141	324
Inflation	9,330596	6,080925	-2,404639	36,96476	324
Épargne domestique	8,79383	23,096	-141,9739	44,23119	324
État de droit	-0,3384958	0,607567	-2,113683	1,056726	324
Qualité de la réglementation	-0,3076251	0,5569507	-1,879218	1,000709	324
Efficacité du gouvernement	-0,3829909	0,6181949	-1,842823	1,130958	324

Source : estimations de l'auteur basées sur les données de World Development Indicators (2020), Polity5 Project (2020), Worldwide Governance Indicators (2020) and Transparency International (2021).

Le tableau 2 récapitulatif fait ressortir des écarts dans les valeurs de certaines variables. Les chiffres font état d'une différence de l'ordre de 4,48; 4,70 ; 8,18 ; 1,19 comme valeur de l'écart type respectivement pour les variables démocratie, croissance économique, dépenses publiques et corruption. Cela signifie que les pays anglophones présentent des caractéristiques différentes en ce qui concerne le niveau de démocratie et de croissance économique. Les statistiques montrent

que la valeur moyenne de l'indice de démocratie pour les pays anglophones est de 3,79. La valeur minimum de l'indice de démocratie (-5) a été enregistrée en Gambie de 2000 à 2017. La valeur maximale de l'indice de démocratie (10) a été enregistrée à Maurice de 2000 à 2017. Quant à la croissance économique, les statistiques montrent que sa valeur moyenne est de 5,17%. Par ailleurs, la valeur minimum de la croissance économique (-30,14%) est enregistrée au Libéria en 2003. La valeur maximale de la croissance économique (28,61%) est enregistrée au Libéria en 2000.

Nous remarquons à travers ces statistiques descriptives que les pays anglophones ont enregistré en moyenne un indice de démocratie (3,79) plus élevé que celui des pays francophones (1,79). Ce qui pourrait signifier que le processus démocratique fonctionne mieux dans les pays anglophones que dans les pays francophones. Par ailleurs, concernant les performances économiques, les statistiques montrent que le taux de croissance économique dans les pays anglophones (5,17%) est plus élevé en moyenne que celui réalisé dans les pays francophones (3,85%). Ce constat permet d'affirmer que les pays anglophones d'Afrique réalisent plus de progrès économique que les pays francophones d'Afrique.

Tableau 3. Résultats du test IPS de stationnarité pour les pays francophones

Variabiles	Valeur	p-value	Avec décalage	Avec tendance	Décision
Croissance économique	-2,9156	0,0018	oui	oui	I(0)
Dépenses publiques	-1,9897	0,0233	oui	non	I(0)
Investissement	-3,5136	0,0002	oui	non	I(0)
Corruption	-5,6521	0,0000	non	oui	I(0)
Population	-13,9492	0,0000	oui	oui	I(0)
Ouverture commerciale	-2,7840	0,0027	oui	oui	I(0)
IDE	-2,9750	0,0015	oui	non	I(0)
Aide extérieure	-4,6083	0,0000	oui	non	I(0)
Service de la dette	-3,3533	0,0004	oui	non	I(0)
Inflation	-7,0430	0,0000	oui	oui	I(0)
Épargne domestique	-7,1361	0,0000	non	oui	I(0)
État de droit	-4,2695	0,0000	oui	oui	I(0)
Qualité de la réglementation	-2,6927	0,0035	oui	oui	I(0)
Efficacité du gouvernement	-3,2741	0,0005	oui	oui	I(0)

Source : estimations de l'auteur basées sur les données de World Development Indicators (2020), Polity5 Project (2020), Worldwide Governance Indicators (2020) and Transparency International (2021).

Les résultats du test de stationnarité IPS dans le tableau 3 montrent que toutes nos variables sont stationnaires. Nous réalisons le même test sur les variables dans les pays anglophones et les résultats sont le tableau 4.

Tableau 4. Résultats du test IPS de stationnarité pour les pays anglophones

Variables	Valeur	<i>p</i> -value	Avec décalage	Avec tendance	Décision
Croissance économique	-4,7573	0,0000	oui	oui	I(0)
Dépenses publiques	-2,3818	0,0086	non	oui	I(0)
Investissement	-3,2593	0,0006	oui	non	I(0)
Corruption	-7,9952	0,0000	non	oui	I(0)
Population	-9,5568	0,0000	oui	oui	I(0)
Ouverture commerciale	-2,8790	0,0020	non	oui	I(0)
Recettes fiscales	-2,4929	0,0063	non	oui	I(0)
IDE	-5,6066	0,0000	non	oui	I(0)
Aide extérieure	-2,8668	0,0021	oui	non	I(0)
Service de la dette	-1,8874	0,0296	oui	non	I(0)
Inflation	-3,8964	0,0000	non	oui	I(0)
État de droit	-4,1019	0,0000	oui	oui	I(0)
Qualité de la réglementation	-4,4681	0,0000	oui	oui	I(0)
Efficacité du gouvernement	-3,0532	0,0011	oui	oui	I(0)

Source : estimations de l'auteur basées sur les données de World Development Indicators (2020), Polity5 Project (2020), Worldwide Governance Indicators (2020) and Transparency International (2021).

Les tests de stationnarité IPS dans le tableau 4 révèlent que toutes les variables du modèle sont stationnaires. Après avoir examiné les statistiques descriptives et effectué les tests de stationnarité, nous avons estimé le système d'équations simultanées. L'analyse des différents résultats obtenus est faite dans les sections suivantes.

3.2. Présentation des résultats des estimations

Les estimations du système d'équations simultanées dans les pays francophones et anglophones figurent en annexe (tableau A3 et A4). Nous présentons ici les résultats concernant les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique dans chaque groupe de pays compte tenu de l'objectif de l'étude. Les tableaux 5 et 6 présentent les résultats des différentes estimations des canaux de transmission.

3.3. Analyse et discussion des résultats

Avant toute interprétation il convient de rappeler la démarche méthodologique utilisée. En effet, l'objectif de cette recherche est d'identifier les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique dans les pays francophones et anglophones. En nous basant sur l'hypothèse que cet impact peut ne pas être forcément linéaire, un modèle de système d'équations simultanées a été élaboré.

Tableau 5. Canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance dans les pays francophones

Variables	Effet de la démocratie sur le canal (1)	Effet du canal sur la croissance (2)	Effet de la démocratie sur la croissance via les trois canaux (3) = (1) · (2)	Effet direct de la croissance sur la démocratie (4)	Effet direct de la démocratie sur la croissance (5)
Dépenses publiques	0,257 (S)	0,287 (S)	0,073 (S)	-	-
Investissement	2,088 (S)	0,005 (NS)	0,010 (NS)	-	-
Corruption	-0,062 (S)	0,782 (S)	-0,048 (S)	-	-
Croissance	-	-	-	-	0,309 (S)
Démocratie	-	-	-	2,608 (S)	-

Note : S = Significatif. NS = Non Significatif.

Source : calculs de l'auteur.

Tableau 6. Canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance dans les pays anglophones

Variables	Effet de la démocratie sur le canal (1)	Effet du canal sur la croissance (2)	Effet de la démocratie sur la croissance via les trois canaux (3) = (1) · (2)	Effet direct de la croissance sur la démocratie (4)	Effet direct de la démocratie sur la croissance (5)
Dépenses publiques	0,422 (S)	0,916 (S)	0,386 (S)	-	-
Investissement	3,601 (S)	0,055 (S)	0,198 (S)	-	-
Corruption	-0,038 (NS)	0,489 (S)	-0,018 (NS)	-	-
Croissance	-	-	-	-	-0,318 (S)
Démocratie	-	-	-	-1,371 (S)	-

Note : S = Significatif. NS = Non Significatif.

Source : calculs de l'auteur.

Ainsi nous avons supposé qu'en plus de déterminer l'effet direct de la démocratie sur la croissance il était intéressant de mesurer cet effet par trois canaux à savoir, les dépenses publiques, l'investissement et la corruption. Par exemple le produit du coefficient de la variable démocratie dans l'équation des dépenses publiques et le coefficient des dépenses publiques dans l'équation de croissance permet d'obtenir l'effet de la démocratie sur la croissance via les dépenses publiques. L'approche du système d'équations simultanées nous permet de quantifier précisément tous les effets partiels et de tester statistiquement leur significativité. À travers les résul-

tats consignés dans les tableaux 5 et 6, on peut remarquer à l'aide d'une étude comparative que les estimations faites dans les pays francophones et anglophones donnent des résultats différents. Quelles interprétations pouvons-nous donner à ces différents résultats ? En effet, les résultats obtenus dans les pays francophones montrent que la démocratie a une influence positive sur la croissance et que cet effet s'exerce directement mais aussi indirectement. Concernant les canaux de transmission, on note que sur les trois canaux identifiés seuls deux canaux apparaissent pertinents à savoir le canal des dépenses publiques et celui de la corruption. Les résultats révèlent que la démocratie exerce un effet positif sur la croissance économique via le canal des dépenses publiques alors que l'effet de la démocratie sur la croissance économique est négatif via le canal de la corruption. En revanche, les résultats montrent que l'effet de la démocratie sur la croissance économique via le canal des investissements n'est pas statistiquement significatif. On peut retenir donc que dans les pays francophones, la démocratie agit sur la croissance économique à travers principalement les dépenses publiques et la corruption. Le canal des dépenses publiques est un facteur favorable pour la croissance alors que le canal de la corruption constitue un frein à la croissance. Quant aux résultats obtenus dans les pays anglophones, on note que sur les trois canaux identifiés, deux canaux apparaissent pertinents à savoir le canal des dépenses publiques et celui des investissements. Les résultats révèlent que la démocratie exerce un effet positif sur la croissance économique via le canal des dépenses publiques et celui des investissements. En revanche, les résultats montrent que l'effet de la démocratie sur la croissance économique via le canal de la corruption n'est pas statistiquement significatif. On peut retenir donc que dans les pays anglophones, la démocratie agit sur la croissance économique à travers principalement les dépenses publiques et les investissements. Le canal des dépenses publiques et celui des investissements constituent des facteurs favorables pour la croissance alors que le canal de la corruption n'est pas pertinent.

En guise d'analyse comparative, notons que le seul point commun de ces résultats est l'effet positif de la démocratie sur la croissance économique à travers le canal des dépenses publiques dans chacun des groupes de pays. Il ressort à travers nos résultats que lorsque l'indice de démocratie s'améliore de 1%, le taux de croissance de l'économie augmente à travers le canal des dépenses publiques de 0,073% dans les pays francophones et de 0,386% dans les pays anglophones. On remarque donc que l'effet de la démocratie sur la croissance via le canal des dépenses publiques est plus fort dans les pays anglophones que dans les pays francophones car les élasticités sont plus fortes dans les pays anglophones (0,386) que dans les pays francophones (0,073). Ce résultat montre que les dépenses publiques influencent fortement et positivement la croissance économique dans les pays anglophones que dans les pays francophones. Les performances économiques des pays anglophones d'Afrique semblent largement meilleures à celles des pays francophones selon le classement

de Afrikmag (2021) des 10 pays africains les plus riches en 2021 selon leur PIB. En effet, ce classement montre que sur les dix pays, cinq pays sont anglophones et occupent les meilleurs rangs alors qu'aucun pays francophone n'y figure. Ce sont le Nigéria (1er), l'Afrique du Sud (2ème), le Kenya (8ème), le Ghana (9ème) et la Tanzanie (10ème). Tous ces cinq pays font partie de notre échantillon de pays anglophones.

Les points de divergence entre les résultats concernent le canal des investissements, celui de la corruption et l'effet direct de l'interaction entre démocratie et croissance. En effet, notre article montre que dans les pays anglophones, la démocratie influence positivement la croissance économique à travers le canal des investissements alors que dans les pays francophones ce canal n'est pas pertinent. Par ailleurs, dans les pays francophones, la démocratie agit négativement sur la croissance économique à travers le canal de la corruption alors que dans les pays anglophones ce canal n'est pas pertinent. L'influence négative de la démocratie sur la croissance économique à travers le canal de la corruption s'explique par le fait que les institutions démocratiques ne fonctionnent pas bien à cause de la corruption. En effet, la corruption entrave l'efficacité des institutions démocratiques ; ce qui par ricochet freine la création des richesses et réduit la croissance économique.

En effet, la divergence de certains résultats entre les pays francophones et les pays anglophones mérite une analyse culturelle, socio-économique et géopolitique. On remarque que le climat des affaires chez les pays anglophones d'Afrique est nettement plus propice que chez les pays francophones d'Afrique. Sur le plan culturel et géopolitique, la dépendance des pays francophones d'Afrique à l'égard de la France est régie par un pacte colonial qui sert en premier les intérêts français alors que les pays anglophones d'Afrique n'ont pas de pacte colonial avec l'Angleterre. Par ailleurs, le système britannique, dont ont hérité les anciennes colonies anglaises d'Afrique adopte le régime parlementaire, ce qui garantit une large participation dans la prise de décisions nationales contrairement au système français où le pouvoir est concentré entre les mains d'une élite au détriment de la grande partie de la population.

Enfin, nos résultats montrent l'existence d'une interaction directe positive entre démocratie et croissance économique dans les pays francophones alors que dans les pays anglophones, on observe une interaction directe négative entre démocratie et croissance économique. S'agissant de l'effet positif de la démocratie sur la croissance économique, nos résultats confirment ceux de Pourgerami (1988), Barro (1989, 1996), Ekomié et Kobou (2003), Papaioannou et Siourounis (2008), Acemoglu, Naidu et al. (2019) mais infirment ceux de Narayan et al. (2011), Aisen et Veiga (2013). Pour ce qui concerne les canaux de transmission de l'effet de la démocratie sur la croissance, nos résultats sont en cohérence ceux de Sohail et al. (2016), Acemoglu, Naidu et al. (2019).

Conclusion et recommandations de politiques économiques

La détermination de l'effet de la démocratie sur la croissance économique a fait l'objet de nombreuses études théoriques et empiriques. Cependant, les résultats qui ressortent de la littérature en termes de lien entre un système politique démocratique et la croissance économique restent ambigus. Ainsi, l'objectif de ce papier était d'analyser les canaux de transmission des effets de la démocratie sur la croissance économique à travers une analyse comparative entre dix-huit pays francophones et dix-huit pays anglophones d'Afrique. À cet effet, un système d'équations simultanées a été élaboré et estimé par la technique des triples moindres carrés en utilisant des données panel sur la période 2000–2017. Dans les pays francophones, les résultats révèlent que la démocratie exerce un effet positif sur la croissance économique via le canal des dépenses publiques alors que l'effet de la démocratie sur la croissance économique est négatif via le canal de la corruption. En revanche, les résultats montrent que l'effet de la démocratie sur la croissance économique via le canal des investissements n'est pas statistiquement significatif. Quant aux pays anglophones, les résultats montrent que la démocratie exerce un effet positif sur la croissance économique via le canal des dépenses publiques et celui des investissements. En revanche, l'effet de la démocratie sur la croissance économique via le canal de la corruption n'est pas statistiquement significatif. En guise d'analyse comparative, on note que le seul point commun des résultats est l'effet positif de la démocratie sur la croissance économique à travers le canal des dépenses publiques dans chacun des groupes de pays. Les points de divergence entre les résultats concernent l'effet de la démocratie sur la croissance économique à travers le canal des investissements, celui de la corruption et l'effet de l'interaction directe entre démocratie et croissance économique.

Les résultats obtenus dans ce papier suggèrent d'importantes implications en termes de recommandations de politiques économiques. Nos résultats ont montré que la démocratie constitue un élément déterminant de la croissance à travers ses effets sur les dépenses publiques et les investissements. Il est judicieux que les pays francophones et anglophones d'Afrique mettent en œuvre des réformes qui améliorent le fonctionnement de la démocratie, promeuvent les investissements et assurent l'efficacité des dépenses publiques. Il est important de garantir les libertés politiques et économiques à savoir la liberté de commercer, d'investir, de s'adonner à l'occupation de son choix, de prendre des risques, de garder le fruit de son labeur contre le poids de la fiscalité ou de la réglementation et le respect de la libre entreprise. Les états doivent favoriser l'émergence d'une nouvelle classe d'entrepreneurs à travers la création ou l'amélioration d'un cadre juridique et réglementaire approprié dans lequel se déroulent les activités économiques afin d'attirer les investisseurs étrangers et d'encourager les investisseurs nationaux qui

vont booster la croissance économique. Enfin, les pays francophones et anglophones d’Afrique doivent renforcer leur système juridique et lutter efficacement contre la corruption pour l’éradiquer ou à défaut la réduire en vue de booster la croissance économique. Il est utile en termes de perspective que des analyses ultérieures identifient les facteurs explicatifs des différences de croissance économique entre les pays anglophones et francophones d’Afrique subsaharienne.

Annexes

Tableau A1. Liste de 18 pays francophones d’Afrique

Bénin	Guinée
Burkina Faso	Madagascar
Burundi	Mali
Cameroun	Mauritanie
Centre Afrique	Niger
Comores	RDC
Congo	Sénégal
Côte d’Ivoire	Tchad
Gabon	Togo

Source: compilation de l’auteur.

Tableau A2. Liste de 18 pays anglophones d’Afrique

Afrique du Sud	Namibie
Botswana	Nigéria
Gambie	Rwanda
Ghana	Sao Tomé et Príncipe
Kenya	Seychelles
Libéria	Sierra Leone
Malawi	Tanzanie
Maurice	Ouganda
Mozambique	Zambie

Source: compilation de l’auteur.

Tableau A3. Résultats de l'estimation du système d'équations simultanées pour les pays francophones

Variabiles	Croissance économique	Démocratie	Dépenses publiques	Investissement	Corruption
Démocratie	0,309 (7,81)***		0,257 (2,45)**	2,088 (5,32)***	-0,062 (2,57)**
Dépenses publiques	0,287 (3,40)***	-0,673 (2,50)**			0,335 (7,54)***
Investissement	0,005 (0,44)				
Corruption	0,782 (2,39)**	-2,206 (2,26)**			
Population	0,321 (6,22)***	-0,923 (3,62)***			
Ouverture commerciale	0,097 (2,77)***	-0,228 (2,00)**			
Recettes fiscales	0,001 (0,58)				
IDE	0,002 (2,52)**				
Croissance économique		2,608 (6,00)***	0,522 (3,08)***	0,801 (1,53)	0,008 (0,18)
Aide extérieure		0,064 (2,09)**	-0,058 (3,09)***		
Service de la dette			0,041 (1,94)	0,081 (1,02)	
Inflation				0,004 (2,08)**	
Épargne domestique				0,054 (10,19)***	
État de droit					-0,146 (6,40)***
Qualité de la réglementation					-0,131 (2,72)***
Efficacité du gouvernement					0,012 (0,73)
Constante	-0,184 (0,19)	-0,525 (0,17)	1,131 (1,77)	12,153 (7,12)***	1,353 (6,42)***

Note : La méthode d'estimation utilisée est les triples moindres carrés. Les valeurs absolues des « t » statistiques sont entre parenthèses. *** et ** indiquent respectivement la significativité au seuil de 1% et 5%.

Source: estimations de l'auteur basées sur les données de World Development Indicators (2020), Polity5 Project (2020), Worldwide Governance Indicators (2020) and Transparency International (2021).

Tableau A4. Résultats de l'estimation du système d'équations simultanées pour les pays anglophones

Variabes	Croissance économique	Démocratie	Dépenses publiques	Investissement	Corruption
Démocratie	-0,318 (2,60)***		0,422 (5,48)***	3,601 (9,33)***	-0,038 (1,00)
Dépenses publiques	0,916 (4,36)***	0,343 (2,91)***			-0,197 (4,40)***
Investissement	0,055 (3,45)***				
Corruption	0,489 (2,81)***	0,102 (0,36)			
Population	-0,021 (0,49)	-0,322 (6,28)***			
Ouverture commerciale	0,130 (2,43)**	0,303 (5,04)***			
Recettes fiscales	-0,019 (1,77)				
IDE	-0,001 (1,27)				
Croissance économique		-1,371 (5,37)***	0,900 (3,80)***	7,540 (6,84)***	0,555 (5,03)***
Aide extérieure		0,216 (8,66)***	-0,054 (2,65)***		
Service de la dette			-0,013 (0,64)	-0,359 (4,49)***	
Inflation				0,005 (0,30)	
Épargne domestique				0,036 (9,19)***	
État de droit					-0,108 (2,22)**
Qualité de la régulation					-0,174 (1,40)
Efficacité du gouvernement					-0,099 (1,70)
Constante	-0,318 (0,48)	1,012 (0,82)	-0,623 (0,77)	-14,618 (3,42)***	0,743 (1,64)

Note : La méthode d'estimation utilisée est les triples moindres carrés. Les valeurs absolues des « t » statistiques sont entre parenthèses. *** et ** indiquent respectivement la significativité au seuil de 1% et 5%.

Source: estimations de l'auteur basées sur les données de World Development Indicators (2020), Polity5 Project (2020), Worldwide Governance Indicators (2020) and Transparency International (2021).

References

- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J. A. (2002). Reversal of fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 1231–1294.
- Acemoglu, D., Naidu, S., Restrepo, P., & Robinson, J. A. (2019). Democracy does cause growth. *Journal of Political Economy*, 127(1), 47–100.
- Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2006). *Economic origins of dictatorship and democracy*. Cambridge University Press.
- Afrikmag. (2021). Classement des 10 pays africains les plus riches en 2021. <https://www.ccilci.org/youkal/8988-top-10-des-pays-africains-les-plus-riches-en-2021-en-fonction-du-pib>
- Aisen, A., & Veiga, F. J. (2013). How does political instability affect economic growth? *European Journal of Political Economy*, 29, 151–167.
- Alesina, A., Özler, S., Roubini, N., & Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, 1, 189–211.
- Azam, J. P. (1994). Democracy and development: A theoretical framework. *Public Choice*, 80, 293–305.
- Barro, R. J. (1989). *A cross-country study of growth, saving, and government*. NBER Working Paper, 2855. <https://doi.org/10.3386/w2855>
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *The Journal of Political Economy*, 98(5), 103–125.
- Barro, R. J. (1996). Democracy and growth. *Journal of Economic Growth*, 1, 1–27.
- Barro, R. J. (1997). *Getting it right: Markets and choices in a free society*. MIT Press.
- Barro, R. J. (1999). Determinants of democracy. *Journal of Political Economy*, 107(S6), 158–183.
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (1993). Losers and winners in economic growth. *The World Bank Economic Review*, 7, 267–298. https://doi.org/10.1093/wber/7.suppl_1.267
- Barro, R. J., & Lee, J. W. (1994). Sources of economic growth. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40(1), 1–46.
- Bates, R. H., Fayad, G., & Hoeffler, A. (2012). The state of democracy in sub-Saharan Africa. *International Area Studies Review*, 15(4), 323–338.
- Burkhart, R. E., & Lewis-Beck, M. S. (1994). Comparative democracy: The economic development thesis. *The American Political Science Review*, 88(4), 903–910.
- Collier, P. & Hoeffler, A. (2009). Testing the neocon agenda: Democracy in resource-rich societies. *European Economic Review*, 53, 293–308.
- Cutright, P. (1963). National political development: measurement and analysis. *American Sociological Review*, 28, 253–264.
- Dasgupta, P. (1990). Well-being and the extent of its realisation in poor countries. *The Economic Journal*, 100, 1–32.
- Delavallade, C., & De La Croix, D. (2011). Democracy, rule of law, corruption incentives, and growth. *Journal of Public Economic Theory*, 13(2), 155–187.
- Doucouliafos, H., & Ulubasoglu, M. A. (2008). Democracy and economic growth: A meta-analysis. *American Journal of Political Science*, 52(1), 61–83.

- Easterly, W., & Levine, R. (1997). Africa's growth tragedy: Policies and ethnic divisions. *Quarterly Journal of Economics*, 112(4), 1203–1250.
- Easterly, W., & Levine, R. (2003). Tropics, germs, and crops: How endowments influence economic development. *Journal of Monetary Economics*, 50(1), 3–39.
- Ekomié, J. J., & Kobou, G. (2003). Démocratie et développement en Afrique. *Economie et Gestion*, 4(1), 83–98.
- Ghardallou, W., & Sridi, D. (2020). Democracy and economic growth: A literature review. *Journal of the Knowledge Economy*, 11, 982–1002.
- Giavazzi, F., & Tabellini, G. (2005). Economic and political liberalizations. *Journal of Monetary Economics*, 52(7), 1297–1330.
- Greene, W. H. (2005). *Econometric analysis* (5th ed.). Prentice Hall.
- Grier, K. B., & Tullock, G. (1989). An empirical analysis of cross-national economic growth, 1951–1980. *Journal of Monetary Economics*, 24, 259–276.
- Gründler, K., & Krieger, T. (2016). Democracy and growth: Evidence from a machine learning indicator. *European Journal of Political Economy*, 45, 85–107.
- Gupta, S., Clements, B., Baldacci, E., & Granados, C. M. (2005). Fiscal policy, expenditure composition and growth in low-income countries. *Journal of International Money and Finance*, 24(3), 441–463.
- Helliwell, J. F. (1994). Empirical linkages between democracy and economic growth. *British Journal of Political Science*, 24, 225–248.
- Huntington, S. P. (1968). *Political order in changing societies*. Yale University Press.
- Huntington, S. P. (1984). Will more countries become democratic? *Political Science Quarterly*, 99, 193–218.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53–74.
- Khan, M. S. & Kumar, M. S. (1997). Public and private investment and the growth process in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(1), 69–88.
- Lipset, S. M. (1959). Some social requisites of democracy: Economic development and political legitimacy. *American Political Science Review*, 53, 69–105.
- Lipset, S. M. (1981). *Political man: The social bases of politics* (2nd ed.). Johns Hopkins University Press.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42.
- Madsen, J. B., Raschky, P. A., & Skali, A. (2015). Does democracy drive income in the world, 1500–2000? *European Economic Review*, 78, 175–195.
- Martin, C. W., & Plümper, T. (2003). Democracy, government spending, and economic growth: A political-economic explanation of the Barro effect. *Public Choice*, 117, 27–50.
- Martinez-Vazquez, J., McNab, R. M., & Everhart, S. (2005). *Corruption, investment and growth in developing countries*. Working Paper Series, 2005/04. <https://core.ac.uk/download/pdf/36725251.pdf>
- Mauro, P. (1995). Corruption and growth. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 681–712.
- Mijiyawa, A. G. (2010). *Institutions et développement: Analyse des effets macroéconomiques des institutions et des réformes institutionnelles dans le pays en développement* (doctoral thesis). University of Auvergne-Clermont I.

- Mlambo, K. & Oshikoya, T. W. (2001). Macroeconomic factors and investment in Africa. *Journal of African Economies*, 10(2), 12–47.
- Murtin, F., & Wacziarg, R. (2014). The democratic transition. *Journal of Economic Growth*, 19, 141–181.
- Narayan, P. K., Narayan, S., & Smyth, R. (2011). Does democracy facilitate economic growth or does economic growth facilitate democracy? An empirical study of sub-Saharan Africa. *Economic Modelling*, 28, 900–910.
- Nguyen, T. C., Clements, B. J., & Bhattacharya, R. (2003). *External debt, public investment and growth in low-income countries*. IMF Working Paper, 249. <https://doi.org/10.5089/9781451875904.001>
- North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.
- North, D. C. (2016). Institutions and economic theory. *The American Economist*, 61(1), 72–76.
- Papaioannou, E., & Siourounis, G. (2008). Democratization and growth. *The Economic Journal*, 118, 1520–1551.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2006). Democracy and development: The devil in the details. *American Economic Review*, 96(2), 319–324.
- Polity5 Project. (2020). *Political regime characteristics database*. <https://prosperitydata360.worldbank.org/en/dataset/POLITY5+PRC>
- Pourgerami, A. (1988). The political economy of development: A cross-national causality test of development-democracy growth hypothesis. *Public Choice*, 58, 123–141.
- Przeworski, A., & Limongi, F. (1993). Political regimes and economic growth. *Journal of Economic Perspectives*, 7(3), 51–69.
- Rachdi, H., & Saidi, H. (2015). Democracy and economic growth: Evidence in MENA countries. *Procedia – Social and Behavioral Sciences*, 191, 616–621.
- Rodrik, D., & Wacziarg, R. (2005). Do democratic transitions produce bad economic outcomes? *American Economic Review*, 95(2), 50–55.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94, 1002–1037.
- Rustow, D. A. (1970). Transitions to democracy: Toward a dynamic model. *Comparative Politics*, 2, 337–367.
- Sachs, J. D., & Warner, A. (1997). Sources of slow growth in African economies. *Journal of African Economies*, 6, 335–376.
- Sohail, M., Majeed, M. T., & Ishtiaq, M. (2016). Financial sector, democracy and economic growth: A panel data analysis. *Pakistan Development Review*, 55(4), 437–453. <https://pide.org.pk/research/financial-sector-democracy-and-economic-growth-a-panel-data-analysis/>
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65–94.
- Tavares, J., & Wacziarg, R. (2001). How democracy affect growth. *European Economic Review*, 45, 1341–1378.
- Transparency International. (2021). *Indice de perception de la corruption 2020*. <https://www.transparency.org/fr/publications/corruption-perceptions-index-2020>

- Weede, E. (1983). The impact of democracy on economic growth: Some evidence from cross-national analysis. *Kyklos*, 36, 21–39.
- World Development Indicators. (2020). *Base de données de la Banque Mondiale*. World Bank.
- Worldwide Governance Indicators. (2020). *Indicateurs de gouvernance mondiale*. World Bank

COVID-19, mesures de liquidité et offre de crédit dans l'UEMOA

COVID-19, liquidity measures and credit supply in the WAEMU

Kolotioloman SORO¹

Université Peleforo Gon Coulibaly (Korhogo), Côte d'Ivoire
sorokolotioloman@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0008-7655-5324>

Abstract

Purpose: This article aims to analyse the effect of the COVID-19 pandemic on the dynamics of the supply of bank credit in WAEMU countries.

Design/methodology/approach: Based on monthly panel data from the BCEAO, we conducted a Pooled Means Group (PMG) analysis and FMOLS and DOLS for robustness check.

Findings: The results of our statistical and econometric analyses show that COVID-19 has a significantly negative effect on the supply of long-term bank credit in each of the WAEMU countries. Furthermore, the injection of liquidity by the BCEAO coupled with the facilities of lending and crediting rates have enabled some economies in the union to be resilient against the health crisis. The results suggest that the BCEAO maintain and strengthen its monetary ease policy, given the persistence and multiple waves of the pandemic. In addition, it must stay the course on its targeting inflation policy which is very crucial for the price stability and growth of the WAEMU economies.

Originality/value: This study uses monthly data to highlight the cyclical components while assessing the short- and long-term effects of the pandemic on the dynamics of the supply of bank credit in each WAEMU country.

Keywords: COVID-19, bank credits, liquidity injection, WAEMU, BCEAO.

Résumé

Objectif : Cet article vise à analyser l'effet de la pandémie de COVID-19 sur la dynamique de l'offre de crédits bancaires dans les pays de l'UEMOA.

¹ Université Peleforo, BP 1328, Korhogo, Côte d'Ivoire.

Conception/méthodologie/approche : Sur la base des données de panel mensuelles de la BCEAO, nous avons fait une analyse en Pooled Means Group (PMG) et vérifié la robustesse des résultats avec le FMOLS et le DOLS.

Résultats : Des résultats de nos analyses statistiques et économétriques il ressort que la COVID-19 a un effet significativement négatif sur l'offre de crédit bancaire à long terme dans chacun des pays de l'UEMOA. Par ailleurs, l'injection de liquidités effectuée par la BCEAO, associée aux modalités favorables des taux débiteurs et créditeurs, a permis à certaines économies de l'union de faire preuve de résilience face à la crise sanitaire. Les résultats suggèrent à la BCEAO de maintenir et de renforcer sa politique d'aisance monétaire, compte tenu de la persistance et des multiplicités des vagues de la pandémie. De plus, elle doit garder le cap sur sa politique de ciblage d'inflation qui est très cruciale pour la stabilité des prix et la croissance des économies de l'UEMOA.

Originalité/valeur : Cet étude utilise les données mensuelles permettant de ressortir les composantes cycliques tout en évaluant les effets de court et de long terme de la pandémie sur la dynamique de l'offre de crédit bancaire dans chaque pays de l'UEMOA.

Mots-clés : COVID-19, crédits bancaires, injection de liquidité, UEMOA, BCEAO.

JEL classification : C222, G220, O555.

Introduction

En tant que choc sanitaire et économique mondial, la pandémie de COVID-19, causée par le virus SARS-CoV-2, a eu des répercussions qui vont bien au-delà de la santé humaine. Elle a déclenché une crise économique sans précédent depuis la Grande Dépression (Baldwin & di Mauro, 2020), perturbant les chaînes d'approvisionnement mondiales et forçant des millions de personnes à cesser leurs activités. Afin de freiner la propagation du virus, des confinements stricts et des restrictions de déplacement ont été imposés dans la majorité des pays, entraînant une chute drastique de l'activité économique et des revenus des entreprises (IMF, 2020). Ces mesures ont fortement affecté les économies en développement, où la capacité de résilience est limitée et où la majeure partie de la population dépend d'activités informelles pour leur subsistance (World Bank, 2020).

La pandémie a exposé la vulnérabilité des systèmes économiques et financiers à des chocs exogènes. Dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), où le secteur bancaire joue un rôle central dans le financement des ménages et des entreprises, les banques ont été confrontées à un risque accru de défaut de paiement et à des retraits massifs de dépôts (Lagoarde-Segot & Leoni, 2013 ; Ozili, 2020). Selon la Banque mondiale, environ 160 milliards de dollars ont été alloués pour soutenir les économies des pays en développement durant cette crise (World Bank, 2020), tandis que le Fonds monétaire international

a enregistré plus de 100 milliards de dollars en demandes d'assistance financière (IMF, 2020).

Au niveau national, les banques et les institutions de financement ont vu leurs activités fortement perturbées par la difficulté d'interaction avec les emprunteurs et les restrictions d'accès physique aux agences, rendant le suivi des prêts et l'octroi de nouveaux crédits plus complexes (CGAP, 2020). Par ailleurs, une baisse de la demande de crédit s'est fait sentir, les emprunteurs étant réticents à engager des fonds dans un contexte d'incertitude économique (Beck, 2020). Pour compenser ces effets, des institutions ont proposé des mécanismes de soutien et de liquidités afin de stabiliser les systèmes financiers et éviter une crise bancaire généralisée (Cunliffe, 2020 ; Drehmann et al., 2020).

Cependant, dans un contexte où les secteurs économiques étaient relativement solides avant la pandémie, l'application stricte de mesures telles que l'augmentation des provisions pour pertes sur prêts pourrait s'avérer contre-productive en fragilisant davantage les entreprises affectées par la crise (Kahn & Wagner, 2020). Une aide directe aux entreprises pourrait en effet préserver leur capital organisationnel et leur permettre de rebondir plus rapidement une fois la pandémie maîtrisée (Hamermesh & Pfann, 1996). Face à cette situation, plusieurs experts suggèrent que les gouvernements agissent comme « payeurs de dernier recours » pour soutenir les entreprises en difficulté (Bénassy-Quéré et al., 2020 ; Saez & Zucman, 2020).

Cette étude s'inscrit dans ce contexte en examinant l'effet de l'injection de liquidité par les autorités monétaires de l'UEMOA et l'impact de la COVID-19 sur l'offre de crédit dans la région. Contrairement à d'autres recherches limitées à des cadres nationaux, notre analyse multi-pays avec un modèle PMG (Pooled Mean Group) permet d'évaluer les effets à court et à long terme de la pandémie sur la dynamique de crédit dans chaque pays de l'UEMOA. Ce travail explore ainsi l'importance du soutien monétaire et financier pour stabiliser l'économie pendant les crises.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La Section 2 présente un bref état des lieux des indicateurs monétaires dans l'UEMOA. La section 3 propose une synthèse de revue de la littérature. La Section 4 présente la méthodologie et la section 5 analyse les résultats des estimations et discussions. Enfin, une conclusion est présentée à la dernière section de l'article.

1. État des lieux des indicateurs monétaires dans l'UEMOA

L'analyse de l'état des indicateurs monétaires pendant la pandémie de COVID-19 dans l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine révèle des fluctuations significatives dans les domaines de la liquidité, des crédits bancaires, et de la stabilité

monétaire. Les restrictions et l'incertitude économique ont fortement influencé les dynamiques monétaires dans la région, posant des défis importants pour les politiques économiques et les banques centrales.

1.1. Évolution de la liquidité bancaire

La pandémie a entraîné une hausse significative de la demande de liquidités, due à des retraits de dépôts et à une volatilité accrue des marchés financiers. En réponse à cette situation, la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) a procédé à des injections de fonds supplémentaires afin de soutenir les établissements bancaires et d'éviter une crise de liquidité. La BCEAO a notamment réduit le taux directeur à 2,5% pour faciliter l'emprunt et stabiliser l'accès au crédit (BCEAO, 2020a). En complément de cette baisse du taux directeur, des liquidités ont été directement injectées pour renforcer la capacité des banques à octroyer des prêts aux entreprises et aux ménages, dans le but d'atténuer les impacts négatifs de la pandémie sur l'activité économique. En avril 2020, des facilités de refinancement supérieures à 3000 milliards de francs CFA ont été mises à disposition des banques de la région (BCEAO, 2020b).

1.2. Crédits bancaires et prêts aux entreprises

Les données indiquent une augmentation temporaire des crédits bancaires, en particulier vers les secteurs les plus touchés par la pandémie, tels que le commerce, le transport et les services. Toutefois, cette croissance des crédits a été contenue par l'incertitude économique et le risque accru de défaillance des emprunteurs (Beck, 2020). Les crédits destinés aux petites et moyennes entreprises (PME) ont été particulièrement affectés par la crise, les risques accrus ralentissant l'octroi de prêts à ce segment clé de l'économie de l'UEMOA. Des programmes de soutien spécifiques ont été instaurés pour stimuler le crédit aux PME, bien que les résultats aient varié entre les pays membres. La BCEAO a encouragé l'emploi de garanties publiques afin de réduire les risques pour les banques lors de l'octroi de prêts, représentant un mécanisme essentiel pour préserver la résilience des PME face aux chocs économiques (IMF, 2020).

1.3. Stabilité monétaire et pression inflationniste

La pandémie de COVID-19 a engendré des pressions inflationnistes modérées, principalement en raison des perturbations au niveau des chaînes d'approvisionnement et de l'augmentation des coûts des biens importés. Toutefois, ces pressions

ont été partiellement atténuées grâce aux politiques de soutien mises en œuvre par la BCEAO, qui ont contribué à limiter l'inflation moyenne dans la région à environ 2,5% en 2020 (BCEAO, 2021). Les effets inflationnistes ont varié selon les secteurs, avec une augmentation significative des prix des produits de première nécessité, aggravant ainsi les défis liés à la sécurité alimentaire dans certains pays de l'Union. La BCEAO a adopté une approche prudente afin de prévenir une inflation excessive tout en favorisant la reprise économique régionale (World Bank, 2021).

1.4. Évolution du taux de change et réserves de change

Les réserves de change de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ont été affectées par une baisse des recettes d'exportation et une diminution des flux de capitaux, en raison de l'incertitude économique mondiale. Néanmoins, ces réserves ont été partiellement stabilisées grâce aux financements d'urgence fournis par le Fonds Monétaire International (FMI), ce qui a permis de maintenir la parité fixe avec l'euro (IMF, 2021). La stabilité du taux de change a joué un rôle crucial dans la prévention de dévaluations susceptibles d'accroître l'inflation dans la région. Cependant, la dépendance à l'égard de ressources externes pour assurer la stabilité monétaire pourrait représenter un défi en termes de durabilité à moyen terme, surtout si les économies de la région ne parviennent pas à rétablir un équilibre budgétaire et commercial après la pandémie.

2. Revue de la littérature

Deux catégories de chocs sont identifiées dans la littérature. Il s'agit des chocs idiosyncratiques et les chocs covariés (Calvo & Dercon, 2005 ; Dercon, 2005). Les premiers sont spécifiques aux individus et peuvent être une maladie, une perte d'emploi ou un décès alors que les seconds affectent toute une communauté à savoir une inondation, une épidémie ou une pandémie comme la COVID-19 (Calvo & Dercon, 2005 ; Dercon, 2005 ; Krueger et al., 2016). Les chocs de santé rendent généralement les populations et les structures concernées vulnérables étant donné les interactions qui existent dans la société. Ainsi, un choc qui affecte les individus est susceptible d'affecter le système bancaire dans lequel ces individus vont constituer leur épargne, faire des emprunts et solliciter autres services d'intermédiation.

La littérature empirique qui examine les conséquences de la crise du COVID-19 se développe rapidement (Acharya & Steffan, 2020 ; Candelon & Moura, 2023 ; Kaftan et al., 2023). Acharya et Steffan (2020) ont montré que pendant les crises sanitaires, les banques augmentent leurs prêts beaucoup plus si elles avaient des engagements de prêt plus élevés. Les auteurs montrent que bien que les banques

aient augmenté leur offre de prêts, leur offre totale de crédit (c'est-à-dire le total des prêts plus les engagements) n'a pas changé. De même, Greenwald et al. (2020) montrent que les banques qui subissent des prélèvements plus importants sur les lignes de crédit restreignent davantage les prêts à terme pendant la crise du COVID-19. Aldasoro et al. (2020) dans le même sens analysent les effets de la COVID-19 sur le secteur bancaire Européen et Américain. Ils découvrent que l'ampleur de la crise de COVID-19 signifie qu'aucune banque ne restera intacte. La réaction initiale du système financier a été un tsunami qui a englouti un peu aveuglément de nombreuses banques. Ils évoquent également la difficulté des conditions financières d'octroi des prêts, malgré la modeste stabilisation des politiques macroéconomiques et financières, l'incertitude qui pèse sur le système financier renforce la méfiance à l'égard des perspectives à plus long terme du secteur bancaire, en particulier sur ses segments les plus risqués.

Des auteurs ont montré que la propagation du virus entraîne une réduction de l'activité économique dans le monde et que cette dernière pose de nouveaux risques à la stabilité financière (Boot et al., 2020 ; Candelon & Moura, 2023 ; Kaftan et al., 2023). Ces auteurs attirent l'attention sur l'urgence de stratégies d'atténuation ciblées au niveau Européen et suggèrent de prendre des mesures budgétaires coordonnées pour fournir des liquidités aux entreprises touchées, car les interruptions de trésorerie liées à l'incertitude de COVID-19 pourraient provoquer une autre crise financière à grande échelle. Ils soulignent qu'il est peu probable que les mesures de politique monétaire atténuent les pénuries de liquidités au niveau des entreprises individuelles. Une action macroéconomique coordonnée est essentielle pour éviter que les systèmes financiers ne perdent confiance dans la résilience des banques, en particulier dans les pays à capacité budgétaire limitée.

Leissa (2020) utilise le cadre d'entrées-sorties pour explorer les impacts de la pandémie de COVID-19 sur le système bancaire éthiopien et pour éclairer les interventions et réponses politiques. Son résultat montre que la pandémie a un impact à la fois sur le bilan et sur le compte de résultat des banques. Il identifie un besoin immédiat de liquidités pour les banques afin qu'elles puissent confortablement répondre aux besoins des clients. Il a conclu que le profil des banques sera d'une importance capitale pour la solidité durable du système bancaire. En outre, des programmes de réforme et de restructuration du secteur financier devraient être envisagés afin de s'adapter à ces changements et d'accélérer le processus de reprise.

Par ailleurs, certains auteurs ont montré que le manque de crédit à l'économie a induit une baisse de la rentabilité des entreprises, une baisse des investissements des entreprises et par ricochet une vague de défaillances d'entreprises (Elenev et al., 2020 ; Segura & Villacorta, 2020). Pour ces auteurs, certaines banques pourraient connaître des pertes si importantes qu'elles pourraient faire faillite. Leur faillite pourrait déprimer encore plus le crédit, ce qui entraînerait de nouvelles difficultés

dans le secteur des entreprises, réduirait la formation de capital et la production au cours des périodes suivantes et prolongerait ainsi la crise (Elenev et al., 2020 ; Segura & Villacorta, 2020). Dans ces conditions, certains pays ont mis en œuvre une politique de ralentissement de l'économie jusqu'à la maîtrise parfaite de la pandémie en utilisant des interventions politiques pour compenser certaines des nombreuses pertes auxquelles l'économie doit faire face.

En effet, lors d'une crise financière classique, si le secteur bancaire ferme et que les banques cessent d'accorder des prêts, certaines entreprises sont en mesure de remplacer les prêts bancaires par des financements obligataires (Becker & Ivashina, 2014 ; Cortina et al., 2020). Cependant, pendant la crise du COVID-19, tous les marchés de tous les pays ont été touchés simultanément et les financements provenant à la fois des banques et des marchés de capitaux se sont taris pour de nombreuses entreprises. Les entreprises se sont peut-être retrouvées sans source de financement évidente à une période où l'accès au financement pouvait déterminer leur propre survie.

Certaines banques centrales ont accordé des lignes de liquidité aux banques à un faible coût, les incitant à accroître les prêts à l'économie réelle. Néanmoins, contrairement à ce qui se passe dans une crise financière classique, les banques n'ont généralement pas rencontré de problèmes de liquidité majeurs (Zigrand et al., 2020). Elles ont plutôt dû faire face à une augmentation discrète du risque de crédit des entreprises, qui dépend de l'ampleur et de la durée du choc pandémique. En fait, l'utilisation massive des lignes de crédit par les grandes entreprises au début du choc de la pandémie pourrait indiquer que ces entreprises ont anticipé à une réduction des prêts à mesure que la crise progressait et que le risque de crédit augmentait (Ashworth & Goodhart, 2020 ; Li et al., 2020). Dans ce contexte, les politiques de liquidité ne fonctionneraient que dans la mesure où les banques transmettent aux entreprises les liquidités accrues de la banque centrale.

En conséquence, la pandémie de COVID-19 a mis en évidence la fonction fondamentale d'assurance de liquidité du système bancaire (Santos & Viswanathan, 2020). Le choc de trésorerie ayant coïncidé avec des perturbations sur les principaux marchés de financement, les entreprises ont prélevé des montants importants sur leurs lignes de crédit préexistantes auprès des banques (Acharya & Steffen, 2020). La baisse du crédit et le durcissement des normes de prêt suggèrent que les prélèvements sur les lignes de crédit ont pu affecter l'attitude des banques à l'égard de la prise de risque pendant la crise, les incitant à être plus prudentes dans leurs décisions de prêt. Le recul de la prise de risque peut également avoir été causé par les effets immédiats ou attendus des prélèvements sur les bilans bancaires, malgré le fait que les banques soient entrées dans la crise avec des positions financières solides (Li et al., 2020). Ceci confirme les travaux de Cornett et al. (2011) qui ont montré que les banques augmentent leurs liquidités pour gérer leur risque de liquidité avant de fournir des prêts en temps de crise. De même, Greenwald

et al. (2020) montrent que les banques qui subissent des tirages plus importants restreignent davantage les prêts à terme que les autres banques, évinçant ainsi le crédit aux petites entreprises.

Dans l'UEMOA, la BCEAO a élargi ses mécanismes de refinancement, permettant aux banques commerciales d'accéder à des liquidités à faible coût pour soutenir les entreprises et les ménages (IMF, 2021). Les mesures de liquidité mises en œuvre par la BCEAO ont joué un rôle stabilisateur crucial dans l'UEMOA. Cependant, leur impact a été limité par des contraintes structurelles, notamment la prédominance de l'économie informelle et l'accès inégal aux financements. La pandémie souligne la nécessité d'une approche intégrée, combinant politiques monétaires, fiscales et numériques pour renforcer la résilience économique à long terme.

3. Méthodologie

3.1. Données

Pour mettre en exergue la dynamique du financement de l'économie pendant la période des crises sanitaires, l'étude a exploité les données mensuelles principalement tirées de l'annuaire statistique de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Les données concernent les huit pays de l'UEMOA sur la période de Janvier 2015 à Décembre 2020 soit 120 mois. Les principales variables utilisées sont consignées dans les tableaux A1 et A2 de l'annexe. La variable dépendante est le montant de crédit à l'économie. Les variables d'intérêts sont le montant de l'injection de la liquidité et la variable binaire COVID qui prend 1 pour la période de COVID-19 et 0 sinon. Les autres variables de contrôle sont le taux d'intérêt créditeur, le taux d'intérêt débiteur et le taux d'inflation.

3.2. Test de racine unitaire de panel

Cette étude exploitant des données de panel dont la dimension temporelle est relativement élevée (120 mois), il est vraisemblable que ces séries macroéconomiques suivent un processus de racine unitaire (Nelson & Plosser, 1982). Il est donc nécessaire de faire des tests de racine unitaire en panel pour déterminer l'ordre d'intégration des variables. Dans cette étude, nous utilisons un test de racine unitaire largement répandu, proposé par Im et al. (2003), ci-après dénommé IPS. L'IPS est moins restrictif et plus adapté que les tests de racine unitaire développés par Levin et al. (2002) ; qui ne permettent pas l'hétérogénéité du coefficient autorégressif. IPS fournit une solution au problème de corrélation sérielle de Levin et Lin en supposant l'hétérogénéité entre les unités dans un cadre de panel dynamique. IPS

spécifie une régression Dickey-Fuller augmentée (ADF) avec un intercept individuel et une tendance temporelle pour chaque section transversale, comme suit :

$$\Delta y_{it} = \gamma_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\delta_i} \varnothing_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{i,t}; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

où y_{it} est une variable sélectionnée dans le pays i et l'année t , γ_i est l'effet fixe individuel et t est sélectionné pour rendre les résidus non corrélés dans le temps. L'hypothèse nulle est que $\delta_i = 0$ pour tous les i alors que l'hypothèse alternative est que $\delta_i < 1$ pour certains $i = 1, 2, \dots, N_1$ et $\delta_i = 0$ pour $i = N_{1+1}, \dots, N$ et $\delta_i = 0$ pour $i = N_{1+1}, \dots, N$. La statistique IPS est basée sur la moyenne des statistiques individuelles Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour produire un test standardisé, et peut être écrite comme suit :

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$$

où t_{iT} est la statistique t ADF pour le pays i basée sur la régression ADF spécifique au pays, comme dans l'équation (1). La statistique t est supposé être normalement distribuée sous H_0 et les valeurs critiques pour des valeurs données de N et T sont fournies dans Im et al. (2003).

3.3. Test de stationnarité et de cointégration

Le tableau 1 présente le test de racine unitaire sur les variables de l'étude. Bien que l'ordre d'intégration des séries ne soit pas important avec l'estimation de l'ARDL, du fait que les séries sont stationnaire soit à niveau ou en première différence (Pesaran, 1997 ; Pesaran et al., 1999 ; Pesaran & Smith, 1995), nous faisons le test de racine unitaire pour nous assurer que les séries ne sont pas intégrées d'un ordre supérieur à 1. Nous adoptons l'approche IPS de Im et al. (2003). Les statistiques du test suggèrent que les séries sont soit non stationnaires à niveau ou en première différence. En effet, en dehors des variables crédit à l'économie et injection de

Tableau 1. Tests de stationnarité

Variables	A niveau	Première différence
ln crédit à l'économie	-1,13	-23,36***
ln Injection de liquidité	1,18	-27,29***
ln Masse monétaire	-18,79***	-24,49***
ln Dépôt	-18,48***	-25,80***
Taux d'intérêt créditeur	-18,73***	-27,18***
Taux d'intérêt débiteur	-20,20***	-29,06***
COVID	-23,21***	-24,94***

Source : élaboration propre.

liquidité qui sont stationnaires en première différences, toutes les autres variables sont stationnaires à niveau. Nous pouvons donc conclure que les données de panel sont intégrées d'ordre 1.

3.4. Test de cointégration en panel

Ensuite, nous effectuons un test de cointégration en panel après avoir identifié l'ordre de cointégration. Dans cette étude, nous utilisons le test de cointégration en panel préconisé par Westerlund (2007) qui nous permet d'éviter le problème de restriction du facteur commun. L'hypothèse nulle est que les variables ne sont pas cointégrées. L'hypothèse nulle est testée en déduisant si le terme de correction d'erreur dans un modèle de correction d'erreur conditionnelle est égal à zéro. Si l'hypothèse nulle d'absence de correction d'erreur est rejetée, alors l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est également rejetée.

Westerlund (2007) a proposé quatre statistiques différentes pour tester la cointégration en panel en se basant sur les estimations par les moindres carrés de α_i et son rapport t . Ces statistiques peuvent être regroupées en deux : les statistiques de panel et les statistiques de moyenne de groupe. Les statistiques de panel sont basées sur la mise en commun des informations concernant la correction d'erreur le long de la dimension transversale du panel alors que les statistiques de moyenne de groupe n'exploitent pas ces informations. Alors que deux des quatre tests sont des tests de panel avec l'hypothèse alternative que l'ensemble du panel est cointégré (H1: $\alpha_i = \alpha < 0$ pour tous les i), les deux autres tests sont des tests de moyenne de groupe qui testent contre l'hypothèse alternative qu'il y a une preuve de cointégration pour au moins une unité de section transversale (H1: $\alpha_i = \alpha < 0$ pour au moins un i). Les statistiques de panel, désignées par P_τ et P_α , testent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'alternative simultanée selon laquelle le panel est cointégré, tandis que les statistiques de moyenne de groupe de P_τ et G_α , testent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'alternative, à savoir qu'au moins un élément du panel est cointégré. Un avantage de l'utilisation des

Tableau 2. Tests de cointégration

Statistique*	Valeur	Valeur de Z	Probabilité
G_t	-4,243	-5,682	0,000
G_α	-38,837	-9,987	0,000
P_t	-12,794	-6,114	0,000
P_α	-74,438	-23,619	0,000

* G_t et G_α sont les statistiques des moyennes des groupes qui test l'hypothèse nulle de non-cointégration contre l'hypothèse alternative de cointégration parmi certains des pays. P_t et P_α sont les statistiques de panel qui testent l'hypothèse nulle de non-cointégration contre l'hypothèse alternative entre tous les pays.

tests de cointégration en panel de Westerlund (2007) est que les séries temporelles peuvent être de longueur inégale.

Le tableau 2 résume les résultats du test de Westerlund. Tous les tests suggèrent de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration au seuil de 1%. Ainsi, il existe une cointégration entre les séries et ces dernières sont supposées avoir une relation de long terme.

3.5. Estimation par Pooled Mean Group

Afin d'estimer les effets de l'infrastructure des TIC sur la croissance économique, cette étude applique la méthode d'estimation par groupes moyens regroupés (PMGE) de panels hétérogènes dynamiques de Pesaran et al. (1999). L'analyse de panel sur la spécification non restreinte du modèle ARDL (autoregressive distributed lag) pour les périodes de temps $t = 1, 2, \dots, T$ et les groupes $i = 1, 2, \dots, N$; et la variable dépendante y est :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q \xi'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où y_{it} est une variable dépendante scalaire, $x_{i,t}$ est le vecteur $k \cdot 1$ des variables explicatives pour le groupe i , μ_i désigne les effets fixes, λ_{ij} sont des coefficients scalaires des variables dépendantes retardées, ξ'_{ij} sont des vecteurs de coefficients $k \cdot 1$.

La forme reparamétrée de l'équation (2) peut être formulée comme suit :

$$\Delta y_{it} = \varnothing_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

On suppose que les termes de perturbation ε_{it} sont distribués indépendamment entre i et t , avec des moyennes nulles et des variances $\sigma_i^2 > 0$. On suppose en outre que $\varnothing_i < 0$ pour tous les i . Ainsi, il existe une relation à long terme entre y_{it} et x_{it} qui est définie par

$$y_{it} = \theta' x_{it} + \eta_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

où θ' , est le vecteur $k \cdot 1$ des coefficients à long terme et η_{it} sont stationnaires avec des moyennes éventuellement non nulles (y compris les effets fixes). Par conséquent, l'équation (3) peut être écrite comme suit :

$$\Delta y_{it} = \phi_i \eta_{it-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où η_{it-1} est le terme de correction d'erreur donné par l'équation (4) et donc ϕ_i est le coefficient du terme de correction d'erreur mesurant la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. Ce paramètre devrait être significativement négatif, ce qui implique que les variables reviennent à un équilibre de long terme.

La méthode d'estimation PMGE permet aux coefficients à court terme, aux intercepts et aux variances d'erreur de varier entre les pays mais contraint les coefficients à long terme à être égaux. Cela implique que θ_j pour tous les i . Afin d'estimer les coefficients à court terme et les coefficients communs à long terme, Pesaran et al. (1999) ont adopté l'approche de l'estimation du maximum de vraisemblance (MLE) en supposant que les perturbations ε_{it} sont normalement distribuées. Les estimateurs sont dénotés par :

$$\hat{\phi}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\phi}_i}{N}; \quad \hat{\beta}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i}{N}; \quad \hat{\lambda}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_i}{N}; \quad j = 1, \dots, p-1 \quad \text{et}$$

$$\hat{\xi}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\xi}_i}{N}; \quad j = 0, \dots, q-1, \hat{\theta}_{PMG} = \tilde{\theta}$$

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous re-estimons le PMG sur les groupes des pays selon le niveau de développement. Nous construisons donc deux clusters dont le premier est constitué de la Côte d'Ivoire, du Sénégal, du Bénin et du Burkina Faso qui sont considérés comme des pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure. Le second cluster est constitué de la Guinée Bissau, du Mali, du Niger et du Togo qui sont considérés comme des pays à faible revenu. De plus, nous estimons un modèle de panel à Effet Fixe Dynamique (Dynamics Fixed Effect Panel) pour comparer les résultats du PMG.

4. Résultats et discussion

4.1. Évolution de l'offre de crédit bancaire de 2015 à 2020 dans les pays de l'UEMOA

Les banques sont indispensables surtout lorsque l'économie nationale subit les conséquences néfastes d'une crise à l'instar de la pandémie de COVID-19. Elles doivent financer l'activité économique en accordant des crédits en particulier aux entreprises, qui demeurent les principaux acteurs créateurs de richesse nationale. Celles-ci ont, en effet, besoin de ressources financières suffisantes pour accroître la quantité et la qualité de biens et services produits et répondre ainsi à une demande

nationale et étrangère de plus en plus diversifiée et exigeante. La figure 1 présente l'évolution mensuelle des crédits bancaires avant et pendant la COVID-19 (2015–2020). L'existence fort probable d'effets cycliques ou saisonniers du crédit suggère de comparer l'évolution des crédits sur une période mensuelle identique. Il ressort de la figure 1 que la pandémie de COVID-19 a sérieusement affecté l'offre de crédit du système bancaire dans l'UEMOA. Les crédits bancaires sont constitués du stock initial de crédits augmenté des nouvelles mises en place de crédits nets des remboursements opérés. Tous les pays de l'union ont connu une tendance baissière du volume de crédit entre fin 2019 et 2020.

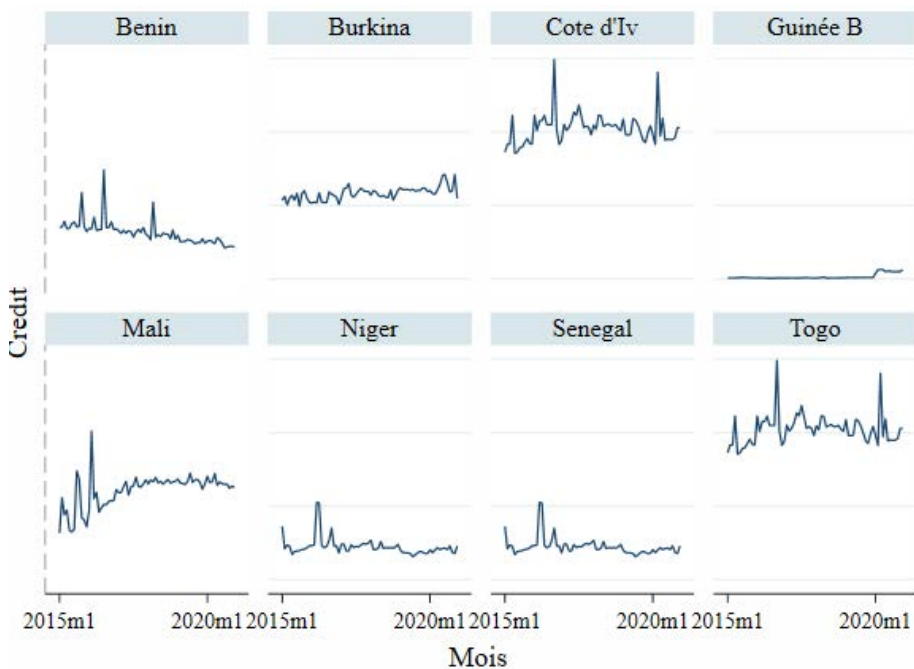


Figure 1. Évolution du volume de crédit à l'économie de janvier 2015 à décembre 2020

Source : élaboration propre.

L'offre de crédit a connu une fluctuation plus ou moins forte dans toutes les économies de l'UEMOA. Cependant, cette fluctuation est moins forte pour le Bénin, le Burkina Faso, la Guinée, le Niger et le Sénégal ces dernières années. Cette dynamique peut être expliquée par la politique monétaire pro-active de la BCEAO de même que le dynamisme de certaines économies comme la Côte d'Ivoire. En mettant un focus sur la crise sanitaire de COVID-19, il ressort une instabilité dans l'évolution de l'offre de crédit à l'économie. Dans certains pays de l'UEMOA, le

volume de crédits octroyés à la clientèle a augmenté au cours du second semestre de 2019, avec un léger repli au mois d'août 2019. Dans d'autres, il est constaté une diminution des crédits bancaires malgré le frémissement noté vers fin 2020. L'avènement de la pandémie de COVID-19 a engendré une rupture du dynamisme des banques en matière d'octroi de crédits. En effet, à l'avènement de la crise, la BCEAO a pris un certain nombre de mesure visant à injecter de la liquidité dans l'économie comme stratégie de survie à la crise.

4.2. Résultat des régressions du Pooled Means Group

Le tableau 3 présente les résultats de la regression par l'estimateur de PMG. Nous testons l'homogénéité des coefficients de long terme avec le test de Hausman (1978). Les probabilités associées au test de Hausman sont toutes supérieures à 5% ; ce qui ne rejette pas l'hypothèse de restriction d'homogénéité de long terme. Tous les coefficients ont les signes espérés et sont significativement différent de zéro au seuil de 5%.

L'avènement de la pandémie du COVID-19 a eu de graves répercussions tant sur les humains que sur les moyens d'existence matériels et financiers. Ceci est confirmé par les résultats des estimations du PMG qui suggèrent que le COVID-19 affecte négativement et significativement le financement bancaire dans les pays de l'UEMOA. En effet, à long terme, il ressort que l'offre de crédit à l'économie dans les pays de l'UEMOA pourrait baisser de près de 11% si des mesures sérieuses ne sont pas prises par les autorités monétaires. Cependant, les résultats suggèrent qu'à court terme, les pays comme le Bénin et le Sénégal sont les plus affectés par la pandémie en termes d'offre de crédit à l'économie alors que le Burkina Faso et le Mali sont les plus résilients. Les résultats sont nos concluants pour les autres pays de l'UEMOA. Une des interprétations plausibles de ces résultats serait d'imputer cette situation au comportement attentiste des entrepreneurs. En effet, l'incertitude plus ou moins radicale pesant sur les économies de l'UEMAO et le contexte international peut légitimement justifier le pessimisme des entrepreneurs opérant dans les pays de l'UEMOA, les conduisant à reporter leurs investissements et à réduire drastiquement leur demande de crédits bancaires.

Par ailleurs, les résultats révèlent que l'injection de liquidité par la BCEAO a un effet mitigé sur le financement des économies de l'UEMOA. A long terme, elle influence positivement et significativement le montant du crédit de l'ensemble des économies de l'UEMOA. À court terme, cet effet varie d'un pays à un autre. En effet, les résultats suggèrent que les économies du Burkina Faso et du Mali répondent favorablement à l'injection de liquidité de la BCEAO. Par contre, elle s'est avérée non concluante pour les autres économies du fait de la non-significativité des coefficients. Ce résultat nous conduit à conclure que soit la politique

Tableau 3. Résultats de la régression par l'estimateur de PMG

Variables	ec	Bénin	Burkina Faso	CI	Guinée	Mali	Niger	Sénégal	Togo
L. ln crédit à l'économie		-0,691*** (0,000)	-0,289*** (0,001)	-1,017*** (0,000)	-0,895*** (0,000)	-0,530*** (0,000)	-1,072*** (0,000)	-1,165*** (0,000)	-1,051*** (0,000)
D. ln Injection de liquidité		0,034 (0,300)	0,101*** (0,001)	-0,019 (0,631)	-0,014 (0,839)	0,046*** (0,006)	0,026 (0,438)	0,009 (0,773)	-0,039 (0,313)
D. ln Masse monétaire		-0,126 (0,577)	-0,005 (0,926)	0,174*** (0,006)	-0,011 (0,989)	0,650*** (0,000)	0,122 (0,525)	0,311*** (0,000)	0,200*** (0,001)
D. Taux créditeur		-0,002 (0,915)	-0,034** (0,020)	-0,010 (0,187)	-0,051 (0,384)	-0,012 (0,617)	-0,030** (0,049)	0,045 (0,126)	-0,021 (0,265)
D. Taux débiteur		-0,020 (0,338)	0,009 (0,466)	-0,006 (0,728)	-0,029 (0,740)	0,008 (0,784)	-0,025 (0,256)	-0,018 (0,408)	-0,048 (0,113)
D. COVID		-0,127*** (0,006)	0,090*** (0,000)	-0,024 (0,439)	0,261 (0,215)	0,101*** (0,009)	-0,037 (0,324)	-0,068** (0,042)	-0,024 (0,432)
ln Injection de liquidité	0,221*** (0,000)								
ln Masse monétaire	-0,077 (0,203)								
Taux créditeur	0,003 (0,740)								
Taux débiteur	0,013 (0,432)								
COVID	-0,109*** (0,000)								
Constant		8,006*** (0,000)	3,500*** (0,001)	13,192*** (0,000)	7,568*** (0,000)	6,621*** (0,000)	11,983*** (0,000)	13,148*** (0,000)	13,488*** (0,000)
Observations	568	568	568	568	568	568	568	568	568
Stat. Hausman		1,91 (0,68)	2,54 (0,46)	6,52 (0,08)	1,97 (0,58)	5,46 (0,12)	6,56 (0,09)	3,89 (0,23)	1,58 (0,75)

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

d'injections de liquidité est inopérante ; soit il existe un décalage quant à la réaction des banques commerciales de ces pays vis-à-vis de la politique monétaire de la BCEAO. Ceci peut être due à une faiblesse relative des injections rendant les banques commerciales de l'union peu sensibles à l'égard de celles-ci. Ces résultats quoique mitigés dans le contexte de l'UEMOA semble en ligne avec les résultats des travaux réalisés dans les pays occidentaux qui montrent que les politiques d'achat de la banque centrale à travers l'open market permet de lever les contraintes de liquidité pour les banques et de réduire les risques de défauts pour les entreprises. C'est le cas de la banque centrale américaine (FED) durant la crise financière mondiale (Carpenter et al., 2015 ; Neely, 2015) et la banque centrale européenne durant la crise de dette souveraine (Eser & Schwaab, 2016 ; Koetter, 2019 ; Krishnamurthy et al., 2018). De plus, l'achat par la banque centrale américaine (FED) des bonds des entreprises permet de faciliter le financement des entreprises emprunteuse et d'assurer la stabilité bancaire.

De même, les variables masse monétaire, taux d'intérêt créditeur et débiteur influencent diversement le financement de chacune des économies de l'UEMOA. À part le Bénin, le Burkina et la Guinée dont le financement de l'économie à travers l'offre de crédit à l'économie répond négativement à la masse monétaire, tous les autres pays ont un coefficient positif associé à la masse monétaire. Ces résultats sont en ligne avec ceux trouvés dans la littérature récente sur les effets des chocs exogènes sur le crédit à l'économie (Acharya & Steffen, 2020 ; Greenwald et al., 2020 ; Li et al., 2020). Ainsi, la baisse du crédit et le durcissement des normes de prêt suggèrent que les prélèvements sur les lignes de crédit ont pu affecter l'attitude des banques à l'égard de la prise de risque pendant la crise, les incitant à être plus prudentes dans leurs décisions de prêt.

4.3. Analyse de robustesse

Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous utilisons deux approches. La première consiste à refaire les estimations du PMG sur les sous échantillons des pays de l'UEMOA. Le premier sous échantillon inclue les pays à revenu intermédiaire à savoir le Bénin, la Côte d'Ivoire et le Sénégal (tableau A3, A6). Le second sous échantillon inclue les pays à faible revenu dont le Burkina Faso, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Togo (tableau A4, A6). Les résultats des estimations des PMG sur les deux sous échantillon soutiennent l'effet négatif global de long terme de la pandémie sur l'offre de crédit bancaire dans l'UEMOA. Cependant, cet effet est négatif pour les pays à revenu intermédiaire et positif pour la plupart des pays à faible revenu à l'exception du Togo. De plus, l'ampleur de l'effet de l'injection de liquidité est plus élevée pour les pays à revenu intermédiaire. Cela supporte le point de vue de certain auteur qui montrent que l'injection de liquidité est favorable à la croissance de l'offre de crédit dans les économies dynamiques.

La seconde approche consiste à estimer un DFE (*Dynamic Fixed Effect*), un FMOLS (*Full Modified Least Square*) et un DOLS (*Dynamics Ordinary Least Square*) sur l'ensemble des pays de l'UEMOA et sur les clusters de pays afin de voir la consistance des résultats. En effet, le DFE sont aussi appropriés pour les panels dynamiques avec une dimension temporelle plus élevée que la dimension individuelle comme dans notre cas. Ainsi, les estimations du DFE confirment les effets de long terme du Corona virus sur l'offre de crédit bancaire dans l'UEMOA (tableau A5). L'analyse des estimations FMOLS et DOLS pour les données des pays de l'UEMOA confirme la robustesse globale des résultats obtenus via le modèle Pooled Mean Group. Les coefficients associés à la masse monétaire sont significatifs et cohérents pour toutes les catégories (ensemble, revenus faibles, revenus intermédiaires), soulignant son rôle central dans l'expansion de l'offre de crédit pendant la pandémie. De même, les effets négatifs de la COVID-19 sur l'offre de crédit sont significatifs dans les pays à revenu intermédiaire, où la dépendance à la conjoncture économique semble plus marquée. Les différences observées dans les coefficients pour les taux créditeurs et débiteurs, notamment entre les groupes de revenus, reflètent des structures financières hétérogènes au sein de l'UEMOA.

Les résultats DOLS et FMOLS sont globalement proches, renforçant la robustesse méthodologique et la validité des conclusions. Les variations mineures entre les deux méthodes, comme une meilleure capture des dynamiques temporelles par le DOLS, ne remettent pas en cause les relations établies. Toutefois, l'analyse met en évidence l'importance de contextes spécifiques, tels que la vulnérabilité des pays à faible revenu et la résilience relative des pays à revenu intermédiaire, dans la réponse des systèmes bancaires et financiers aux mesures de liquidité. Ces résultats justifient une approche différenciée des politiques monétaires et financières au sein de l'UEMOA.

Conclusion et implications de politiques économiques

La COVID-19 a eu de graves impacts sur toutes les économies du monde. Des stratégies de résiliences à la crise ou de relance économique ont été mises en œuvre dans la plupart des pays. Les pays de l'UEMOA ont eux aussi adopté des mesures de ripostes y compris les interventions de la BCEAO pour la relance des économies de la zone. Cet article a pour objectif d'analyser l'effet de la COVID-19 sur l'offre de crédit bancaire à l'économie dans les pays de l'UEMOA. Sur la base des données de panel mensuelles de la BCEAO, nous avons fait une analyse en PMG afin de mettre en évidence les effets de court et de long terme de la pandémie sur le financement des économies de l'UEMOA. Des résultats de nos analyses statistiques il ressort à première vue que le système bancaire de l'UEMOA a maintenu inchangé son

offre de crédits malgré l'avènement de la pandémie de la COVID-19. Ceci peut être justifié par les différentes mesures d'assouplissement des conditions monétaires de la BCEAO et de soutien des gouvernements des différents Etats de l'union.

Les résultats des estimations du PMG montrent que la COVID-19 a eu un effet significativement négatif sur l'offre de crédit bancaire à court et à long terme dans chacun des pays de l'UEMOA. Par ailleurs, l'injection de liquidité opérée par la BCEAO de même que la réduction des taux créditeurs ont permis à certaines économies de l'union d'être résiliée contre la crise sanitaire. Plusieurs implications de politiques économiques émergent de ces résultats. Elles consistent, pour la BCEAO, à maintenir et renforcer sa politique d'aisance monétaire, compte tenu de la persistance et des multiplicités des vagues de la pandémie. De plus, elle doit maintenir sa politique de ciblage d'inflation qui est très cruciale pour la stabilité des prix et la croissance des économies de l'UEMOA malgré la COVID-19.

Ce travail empirique présente, toutefois, des limites qui doivent être prises en compte dans les travaux à venir. Il s'agit particulièrement de la non-prise en compte de variables pertinentes pouvant influencer l'offre de crédit bancaires telles que les caractéristiques spécifiques aux banques à savoir leur niveau de fonds propres. De plus, la non-disponibilité des données couvrant une longue période d'expérience de la pandémie constitue une limite que les recherches futures pourraient corriger.

Annexes

Tableau A1. Statistiques descriptives (période pré COVID-19)

Variable	Observations	Moy	Écart type	Min	Max
Credit	400	1,011e+06	718240	9692	2,984e+06
TxcreditCT	400	7,887	1,431	4,320	11,08
TxdepotCT	400	5,144	0,772	2,336	6,380
InjectLiqui	400	34411	69649	71,44	738770
MasseMonA©	400	2763	2249	238,0	9724
Depots	400	2,003e+06	1,584e+06	97414	5,682e+06

Sources : élaboration propre.

Tableau A2. Statistiques descriptives (période de COVID-19)

Variable	Observations	Moy	Écart type	Min	Max
Credit	176	990619	725009	18865	2,811e+06
TxcreditCT	176	7,489	1,170	5,370	10,67
TxdepotCT	176	5,140	0,750	2,920	7,712
InjectLiqui	176	28435	15317	1081	115134
MasseMonA©	176	3693	3103	350,4	13043
Depots	176	2,066e+06	1,630e+06	127511	5,630e+06

Sources : élaboration propre.

Tableau A3. PMG pour les pays à revenu intermédiaire (Bénin, Côte d'Ivoire et Sénégal)

Variabes	ec	Bénin	Côte d'Ivoire	Sénégal
L. In crédit à l'économie		-0,663*** (0,000)	-0,987*** (0,000)	-1,153*** (0,000)
D. In Injection de liquidité		0,038 (0,251)	-0,024 (0,576)	0,009 (0,790)
D. In Masse monétaire		-0,106 (0,643)	0,235*** (0,001)	0,366*** (0,000)
D. Taux créditeur		-0,001 (0,964)	-0,007 (0,404)	0,046 (0,108)
D. Taux débiteur		-0,016 (0,476)	-0,003 (0,886)	-0,013 (0,582)
D. COVID		-0,138*** (0,003)	-0,032 (0,356)	-0,070* (0,057)
In Injection de liquidité	0,227*** (0,000)			
In Masse monétaire	0,186** (0,041)			
Taux créditeur	-0,002 (0,888)			
Taux débiteur	0,001 (0,981)			
COVID	-0,083** (0,015)			
Constant		8,267*** (0,000)	13,810*** (0,000)	14,114*** (0,000)
Observations	213	213	213	213

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

**Tableau A4. PMG pour les pays à faible revenu
(Burkina Faso, Guinée, Mali, Niger, Togo)**

Variables	ec	Burkina Faso	Guinée	Mali	Niger	Togo
L. ln crédit à l'économie		-0,737*** (0,000)	-0,926*** (0,000)	-0,664*** (0,000)	-0,824*** (0,000)	-0,998*** (0,000)
D. ln Injection de liquidité		0,053* (0,066)	0,014 (0,827)	0,045*** (0,010)	0,113*** (0,001)	0,046 (0,223)
D. ln Masse monétaire		-0,105** (0,049)	-0,234 (0,777)	0,528*** (0,000)	-0,105 (0,622)	0,129* (0,053)
D. Taux créditeur		-0,024* (0,079)	-0,042 (0,474)	-0,009 (0,729)	-0,027 (0,129)	-0,007 (0,743)
D. Taux débiteur		-0,011 (0,348)	-0,048 (0,581)	-0,004 (0,898)	-0,037 (0,129)	-0,055* (0,081)
D. COVID		0,078*** (0,000)	0,233 (0,280)	0,097** (0,011)	-0,054 (0,195)	-0,074** (0,019)
ln Injection de liquidité	0,149*** (0,000)					
ln Masse monétaire	0,159** (0,018)					
Taux créditeur	-0,016 (0,348)					
Taux débiteur	0,054*** (0,003)					
COVID	-0,081*** (0,003)					
Constant		8,020*** (0,000)	7,119*** (0,000)	7,474*** (0,000)	8,389*** (0,000)	11,709*** (0,000)
Observations	355	355	355	355	355	355

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

Tableau A5. Estimation du Dynamic Fixed Effects (DFE)

Variabes	ec	SR
L. ln crédit à l'économie		-1,009***
		(0,000)
D. ln Injection de liquidité		-0,039*
		(0,068)
D. ln Masse monétaire		0,282***
		(0,006)
D. Taux créditeur		-0,007
		(0,663)
D. Taux débiteur		-0,041*
		(0,078)
D. COVID		-0,099***
		(0,006)
ln Injection de liquidité	0,275***	
	(0,000)	
ln Masse monétaire	-0,121	
	(0,388)	
Taux créditeur	-0,028	
	(0,222)	
Taux débiteur	0,078**	
	(0,014)	
COVID	-0,098**	
	(0,045)	
Constant		11,346***
		(0,000)
Observations	.	.

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

Tableau A6. Estimation du FMOLS et DOLS

Variables	Ensemble		Revenu Faible		Revenu intermédiaire	
	ec	Burkina Faso	Guinée	Mali	Niger	Togo
ln crédit à l'économie	0,408 (0,263)	0,490 (0,376)	0,116 (0,205)	0,108 (0,297)	0,224** (0,098)	0,260*** (0,090)
ln Masse monétaire	0,939*** (0,256)	0,941*** (0,291)	1,415*** (0,318)	1,182*** (0,404)	0,606*** (0,103)	0,701*** (0,077)
Taux créditeur	-0,105 (0,160)	-0,078 (0,191)	-0,390** (0,154)	-0,465** (0,201)	0,344*** (0,043)	0,395*** (0,036)
Taux débiteur	0,007 (0,296)	-0,096 (0,423)	0,384 (0,295)	0,545 (0,485)	-0,260*** (0,094)	-0,153 (0,095)
COVID	-0,133 (0,434)	-0,281 (0,502)	-0,210 (0,383)	-0,315 (0,447)	-0,340*** (0,102)	-0,275*** (0,062)
Constant	2,854 (3,134)	2,379 (3,730)	3,022 (2,714)	4,588 (3,404)	5,258*** (1,699)	3,121** (1,478)
Observations	575	573	359	357	215	213
R-squared	0,024	0,625	0,099	0,858	0,497	0,930

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

References

- Acharya, V. V., & Steffen, S. (2020). The risk of being a fallen angel and the corporate dash for cash in the midst of COVID. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 430–471.
- Aldasoro, I., Fender, I., Hardy, B., & Tarashev, N. (2020). Effects of COVID-19 on the banking sector: The market's assessment. *BIS Bulletin*, 12.
- Ashworth, J., & Goodhart, C. (2020). *Coronavirus panic fuels a surge in cash demand*. CEPR Discussion Paper, 14910. <https://ssrn.com/abstract=3638014>
- Baldwin, R., & di Mauro, B. W. (2020). *Economics in the time of COVID-19*. CEPR Press.
- BCEAO. (2020a). *Communiqué de presse sur les mesures de la BCEAO pour faire face à la pandémie de COVID-19*. Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- BCEAO. (2020b). *Rapport annuel de la BCEAO 2020*. Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- BCEAO. (2021). *Perspectives économiques et monétaires de la zone UEMOA post-COVID-19*. Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- Beck, T. (2020). Finance in times of COVID-19: What next? In R. Baldwin & B. W. di Mauro (Eds.), *Mitigating the COVID Economic Crisis: Act fast and do whatever it takes*. CEPR Press.
- Becker, B., & Ivashina, V. (2014). Cyclicity of credit supply: Firm level evidence. *Journal of Monetary Economics*, 62, 76–93.
- Bénassy-Quéré, A., Boot, A., Fatás, A., Fratzscher, M., Fuest, C., Giavazzi, F., Marimon, R., Martin, P., Pisani-Ferry, J., Reichlin, L., Schoenmaker, D., Teles, P., & di Mauro, B. W. (2020). A proposal for a COVID credit line. *VoxEU CEPR Offices*. <https://voxeu.org/article/proposal-covid-credit-line>
- Boot, A., Carletti, E., Haselmann, R., Kotz, H., Krahen, J., Pelizzon, L., Schaefer, S., & Subrahmanyam, M. G. (2020). The coronavirus and financial stability. *SAFE Policy Letter*, 78.
- Calvo, C., & Dercon, S. (2005). *Measuring individual vulnerability*. Department of Economics Discussion Paper Series, 229. https://www.researchgate.net/publication/5218283_Measuring_Individual_Vulnerability
- Candelon, B., & Moura, R. (2023). Sovereign yield curves and the COVID-19 in emerging markets. *Economic Modelling*, 127, 106453.
- Carpenter, S., Demiralp, S., Ihrig, J., & Klee, E. (2015). Analyzing Federal Reserve asset purchases: From whom does the FED buy? *Journal of Banking and Finance*, 52, 230–244.
- CGAP. (2020). *Microfinance and COVID-19: Principles for regulatory response*. Insights for Inclusive Finance.
- Cornett, M. M., McNutt, J. J., Strahan, P. E., & Tehranian, H. (2011). Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 297–312.
- Cortina, J. J., Didier, T., & Schmukler, S. (2020). Global corporate debt during crises: Implications of switching borrowing across markets. *Journal of International Economics*, 131, 103487. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2021.103487>
- Cunliffe, J. (2020). *Financial system resilience: Lessons from a real stress*. <https://www.bankofengland.co.uk/speech/2020/jon-cunliffe-speech-at-investment-association>

- Dercon, S. (2005). Risk, poverty and vulnerability in Africa. *Journal of African Economics*, 14(4), 483–488.
- Drehmann, M., Farag, M., Tarashev, N., & Tsatsaronis, K. (2020, April 24). Buffering COVID-19 losses—the role of prudential policy. *BIS Bulletin*, 9. <https://www.bis.org/publ/bisbull09.pdf>
- Elenev, V., Quintero, L., Rebucci, A., & Simeonova, E. (2020). Staggered health policy adoption: Spillover effects and their implications. *Management Science* (in print). <https://doi.org/10.1287/mnsc.2023.01033>
- Eser, F., & Schwaab, B. (2016). Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ECB's Securities Markets Programme. *Journal of Financial Economics*, 119(1), 147–167.
- Greenwald, D. L., Krainer, J., & Paul, P. (2020). *The credit line channel*. Working Paper Series, 26. <https://doi.org/10.24148/wp2020-26>
- Hamermesh, D. S. & Pfann, G. A. (1996). Adjustment costs in factor demand. *Journal of Economic Literature*, 34(3), 1264–1292.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1272. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- IMF. (2020). *Policy responses to COVID-19*. <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Policy-Responses-to-COVID-19>
- IMF. (2021). *West African Economic and Monetary Union: Selected issues*. IMF Staff Reports. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2021/050/article-A001-en.xml>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003) Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- Kaftan, V., Kandalov, W., Molodtsov, I., Sherstobitova, A., & Strielkowski, W. (2023). Socio-economic stability and sustainable development in the post-COVID era: Lessons for the business and economic leaders. *Sustainability*, 15(4), 2876.
- Kahn, C., & Wagner, W. (2020). Liquidity provision during a pandemic. *Journal of Banking & Finance*, 133, 106152. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106152>
- Koetter, M. (2020). Lending effects of the ECB's asset purchases. *Journal of Monetary Economics*, 116, 39–52.
- Krishnamurthy, A., Nagel, S., & Vissing-Jorgensen, A. (2018). ECB policies involving government bond purchases: Impact and channels. *Review of Finance*, 22(1), 1–44.
- Krueger, D., Mitman, K., & Perri, F. (2016). Macroeconomics and household heterogeneity. In J. B. Taylor & H. Uhlig (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (vol. 2, pp. 843–921). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.04.003>
- Lagoarde-Segot, T., & Leoni, P. L. (2013). Pandemics of the poor and banking stability. *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4574–4583.
- Lelissa, T. (2020). *The impact of COVID-19 on the Ethiopian private banking system*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3624944>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Li, L., Li, Y., Macchiavelli, M., & Zhou, X. (2020). *Liquidity restrictions, runs and interventions in the time of COVID-19: Evidence from money funds*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3607593>

- Neely, C. J. (2015). Unconventional monetary policy had large international effects. *Journal of Banking and Finance*, 52, 101–111.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139–162.
- Ozili, P. K. (2020). Financial inclusion and Fintech during COVID-19 crisis: Policy solutions. *The Company Lawyer Journal*, 8. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3585662>
- Pesaran, H. (1997). The role of econometric theory in modelling the long run. *Economic Journal*, 107(440), 178–191.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621–634.
- Pesaran, H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.
- Saez, E., & Zucman, G. (2020). *Keeping business alive: The government as buyer of last resort*. Economists for Inclusive Prosperity Policy Brief.
- Santos, J. A., & Viswanathan, S. V. (2020). *Bank syndicates and liquidity provision*. NBER Working Paper, w27701.
- Segura, A., & Villacorta, A. (2020). Policies to support firms in a lockdown: A pecking order. *Covid Economics*, 25, 90–121. web.unicz.it/admin/uploads/2020/06/covideconomics25.pdf#page=95
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748.
- World Bank. (2020, April). Assessing the economic impact of COVID-19 and policy responses in sub-Saharan Africa. *Africa's Pulse*, 21. api.developmentaid.org/api/frontend/cms/file/2020/04/9781464815683.pdf
- World Bank. (2021, October). Climate change adaptation and economic transformation in sub-Saharan Africa. *Africa's Pulse*, 24. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1805-9>
- Zigrand, J. P., Macrae, R., Vayanos, D., & Danielsson, J. (2020). The coronavirus crisis is no 2008. *VoxEU CEPR Offices*. <https://cepr.org/voxeu/columns/coronavirus-crisis-no-2008>

Liberalisation commerciale et mobilisation des recettes fiscales dans les pays de la CEDEAO

Trade liberalisation and tax revenue mobilisation in ECOWAS countries

Mamadou Laye NDOYE¹

Université Cheikh Anta Diop (UCAD), Sénégal
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)
mamadoul.ndoye@ucad.edu.sn
<https://orcid.org/0000-0003-2852-2065>

Abstract

Purpose: The purpose of this article is to analyse the impact of trade liberalisation on tax revenues in the countries of the Economic Community of West African States (ECOWAS).

Design/methodology/approach: The econometric analysis is based on panel data estimated using the fixed effects method and covers the period from 1990 to 2016.

Findings: The findings show that the effect of trade liberalisation on tax revenues is sensitive to the measure used. Trade liberalisation measured by average tariff rates has a positive and significant effect on total tax revenue and domestic tax revenue, while a negative and statistically significant relationship is found between tariff reductions and tax revenue from international transactions. Furthermore, when trade liberalisation is captured by the degree of trade openness, the effect is positive and significant for all categories of tax revenue.

Originality/value: It is in the interest of the governments of the various countries in the zone to promote lower tariffs and greater openness to international trade in order to increase the mobilisation of tax revenues. However, this trade liberalisation must be accompanied by appropriate macroeconomic policies to guarantee a stable economic environment and good governance to ensure the credibility of the policies implemented.

Keywords: tax revenues, trade liberalisation, panel data, ECOWAS.

¹ BP : 5683 Dakar-Fann, Sénégal.

Résumé

Objectif : L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de la libéralisation commerciale sur les recettes fiscales des pays de la Communauté Économique Des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO).

Conception/méthodologie/approche : L'analyse économétrique s'est faite sur des données de panel estimée par la méthode à effets fixes et couvre la période 1990–2016.

Résultats : Les résultats révèlent que l'effet de la libéralisation des échanges commerciaux sur les recettes fiscales est sensible à l'indicateur de mesure utilisé. La libéralisation commerciale, lorsqu'elle est mesurée par les taux tarifaires moyens, influence positivement et significativement les recettes fiscales totales et les recettes fiscales domestiques tandis qu'une relation négative et statistiquement significative est trouvée entre baisse des tarifs et recettes fiscales issues des transactions internationales. Par ailleurs, lorsque la libéralisation commerciale est captée par le degré d'ouverture commerciale, l'effet est positif et significatif pour toutes les catégories de recettes fiscales.

Originalité/valeur : Les gouvernements des différents pays de la zone ont intérêt à encourager la baisse des tarifs douaniers et l'ouverture au commerce international afin de renforcer la mobilisation des recettes fiscales. Toutefois, cette libéralisation commerciale doit s'accompagner d'une politique macroéconomique appropriée permettant de garantir un environnement économique stable et d'une bonne gouvernance pour assurer la crédibilité de la politique mise en œuvre.

Mots-clés : recettes fiscales, libéralisation commerciale, données de panel, CEDEAO.

JEL classification : C23, F13, H2, N77.

Introduction

Ces dernières décennies, le monde a été témoin d'une prolifération d'accords commerciaux bilatéraux et régionaux. Les pays de la Communauté Économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) ne sont pas restés en marge de cet élan mondial. Ils ont mis en place des politiques de libéralisation commerciale afin d'accroître leur compétitivité et donc favoriser leur insertion dans l'économie mondiale. Parmi ces politiques, nous pouvons citer le tarif extérieur commun (TEC) adopté le 1er janvier 2015 et devant régir les échanges extérieurs des pays de la région ; la conclusion des accords de partenariat économique UE-CEDEAO et récemment la participation au projet de la zone de libre-échange continentale africaine (ZLECAf), entrée dans sa phase opérationnelle depuis l'année 2021.

Ces réformes libérales présentent des avantages pour les pays en augmentant le choix et le bien être des consommateurs (Gnangnon, 2017), la croissance économique (Gnangnon, 2018 ; Wacziarg & Welch, 2008) et l'efficacité dans l'allocation des ressources (Moore et al., 2018). Toutefois, parallèlement, de telles réformes

inciteront les pays de la zone à ouvrir leurs marchés et à renoncer à d'importantes recettes douanières. Or, ces recettes constituent une source importante de revenus pour les États concernés (Ndoye, 2021). Elles représentent environ, un quart des recettes fiscales totales des pays à faible revenu (Keen & Baunsgaard, 2010) et plus de 20% des recettes fiscales des pays de la CEDEAO (MD, 2014). Par conséquent, il s'avère intéressant de s'interroger sur l'effet que peut avoir cette libéralisation commerciale sur les recettes fiscales des pays de la CEDEAO. Autrement dit, la baisse ou la suppression des droits et taxes à l'importation conduit-elle à une réduction des recettes fiscales des pays de la zone ?

L'impact de la libéralisation commerciale sur les recettes fiscales a été peu exploré et les quelques travaux qui se sont intéressés à cette problématique peuvent être divisés en deux groupes selon les conclusions auxquelles ils sont parvenus. Il y a d'une part les études qui ont trouvé une évidence empirique qui confirme, soit un lien négatif entre libéralisation des échanges et recettes fiscales (Adam et al., 2001 ; Keen & Baunsgaard, 2010 ; Khattry & Rao, 2002), soit une corrélation positive (Brun et al., 2015 ; Nwosa et al., 2012 ; Thomas & Trevino, 2013). D'autre part, il y a les travaux qui arrivent à des résultats contradictoires. Ces derniers concluent que l'absence de consensus est due à la diversité des méthodes économétriques et des indicateurs utilisés pour appréhender la libéralisation commerciale (Agbeyegbe et al., 2004 ; Crivelli & Gupta, 2014 ; Ebrill et al., 1999 ; Longoni, 2009 ; Pupongsak, 2009). Cependant, aucune de ces études n'a spécifiquement porté sur l'ensemble des pays de la CEDEAO en utilisant une technique d'estimation par les données de panel. Cette recherche veut combler cette lacune en analysant l'effet de la libéralisation commerciale sur les recettes fiscales totales des pays de la CEDEAO et ses différentes composantes (recettes fiscales domestiques et recettes de porte). En effet, il est important d'anticiper le choc fiscal induit par la libéralisation commerciale afin de prendre les mesures nécessaires, car, les recettes fiscales de ces pays sont étroitement liées aux recettes sur le commerce extérieur (Mansour, 2014).

La suite de cet article est orientée autour des points suivants : la section 1 présente la revue de littérature ; la section 2 présente la méthodologie et les données et la section 3 fournit les résultats de nos estimations.

1. Revue de littérature

Plusieurs études portant sur l'impact fiscal des réformes tarifaires ont conduit à la conclusion que la libéralisation du commerce extérieur entraîne une réduction des recettes fiscales (Farhadian-Lorie & Katz, 1989 ; Karingi & Mevel, 2012 ; Keen & Baunsgaard, 2010). L'effet négatif de la baisse des tarifs sur les recettes fiscales

est confirmé par Rao (1999). Même constat pour Khattry et Rao (2002) qui ont examiné la question sur 80 pays (pays en développement et pays développés) durant la période 1970–1998. À travers un modèle à effets fixes, ils ont trouvé que la libéralisation commerciale est corrélée négativement aux recettes fiscales totales et de porte dans les pays en développement. Cette situation est due à la baisse des tarifs douaniers cumulée, à l’incapacité des gouvernements à mobiliser des recettes de fiscalité intérieure. Gautier (2002) trouve que suite à l’abaissement des tarifs douaniers, 16 des 18 pays de son échantillon ont subi une baisse à la fois des droits et taxes à l’importation et de leur pression fiscale (recettes fiscales/PIB) sur la période 1980–1995. Seuls deux pays (Kenya et Ghana) ont réussi à augmenter leur taux de pression fiscale.

La Commission économique pour l’Afrique (UNECA, 2004) a également étudié l’impact fiscal de la libéralisation du commerce pour les pays africains. L’étude a été faite sur tous les pays d’Afrique à l’exception de l’Érythrée, du Libéria, de la Libye, de la RDC et de la Somalie sur la période 1980–2002. En appliquant la méthode des moments généralisés d’Arellano et Bond, ils révèlent que la libéralisation commerciale est une source potentielle d’instabilité fiscale pour les pays africains. L’étude conclut toutefois que la baisse des recettes tarifaires peut être compensée par une augmentation des recettes provenant des taxes domestiques. En étudiant le cas du Niger, Zafar (2005) trouve que les réductions tarifaires au cours des années 1980 et 1990 ont eu un effet négatif sur les recettes fiscales de porte. Toutefois, l’augmentation du volume des importations a permis de compenser partiellement les pertes de recettes douanières.

Keen et Baunsgaard (2010), en se servant d’un panel de 125 pays sur la période 1975–2000, montrent que la baisse des taxes sur les importations se traduit par une diminution significative des recettes fiscales dont l’enjeu est faible pour les pays riches et élevés pour les pays pauvres. Les auteurs arrivent à montrer que pour chaque euro perdu, les pays à revenu moyen arrivent à récupérer de 40 à 60 centimes, en augmentant les impôts domestiques alors que les pays pauvres n’y parviennent pas ou récupèrent au mieux 30 centimes. Karingi et Mevel (2012) estiment que la création d’une union douanière continentale, en sus de la ZLECAf, pourrait augmenter les échanges de l’Afrique subsaharienne avec le reste du monde de 4% en cinq ans. Cependant, il est peu probable que ces avantages potentiels soient uniformes, car l’activité se déplacera vers les parties du continent où les coûts sont plus faibles. Les auteurs trouvent aussi que, l’élimination des droits de douane entraînera des pertes de recettes tarifaires importantes pour les États à un moment où ils ont besoin de renforcer leur position budgétaire, d’où la nécessité de faire davantage de progrès en matière de recouvrement des recettes intérieures.

Des auteurs ont par ailleurs montré que l’effet net de la libéralisation sur les recettes fiscales dépend d’une multitude de faits, entre autres, la nature progressive ou rapide de la libéralisation (Ebrill et al., 1999 ; Fukasaku, 2003), les indicateurs

utilisés pour appréhender la libéralisation commerciale ou la méthodologie utilisée (Agbeyegbe et al., 2004 ; Pupongsak, 2009). Agbeyegbe et al. (2004), en menant une étude sur un échantillon de vingt-deux pays d'Afrique subsaharienne couvrant la période 1980–1996 ont capté la libéralisation commerciale à travers deux indicateurs, le degré d'ouverture commerciale et le tarif collecté. Avec un modèle dynamique, estimé par la Méthode des moments généralisés (GMM), les auteurs ont constaté que la relation entre libéralisation commerciale, les recettes fiscales et ses différentes composantes est sensible à l'indicateur utilisé. En effet, lorsque la libéralisation commerciale est captée par le tarif collecté, elle influence positivement et significativement les recettes fiscales totales et domestiques, tandis qu'un lien négatif et significatif est trouvé entre libéralisation commerciale et recettes de porte. Par ailleurs, lorsque la libéralisation est appréhendée par le degré d'ouverture commerciale, elle affecte positivement et significativement toutes les catégories de recettes fiscales. Pupongsak (2009) a mesuré la libéralisation commerciale à travers trois indicateurs : le degré d'ouverture commerciale, les taux tarifaires moyens et le nombre d'accords de libre-échange. S'appuyant sur un modèle à effets fixes, il trouve que l'ouverture commerciale agit positivement et significativement sur toutes les composantes de recettes fiscales de 30 pays à faible revenu. Un lien négatif et significatif est trouvé entre les taux tarifaires moyens et les recettes fiscales extérieures. De même, toutes les catégories de recettes fiscales sont reliées négativement à une hausse du nombre d'accords de libre-échange.

Quelques auteurs ont pu trouver un lien positif et significatif entre libéralisation commerciale et recettes fiscales. Immurana et al. (2013) se sont intéressés à l'économie ghanéenne en utilisant les mêmes indicateurs de libéralisation qu'Agbeyegbe et al. (2004). Les résultats ont montré que les deux indicateurs de libéralisation utilisés affectent positivement les recettes fiscales totales aussi bien dans le court que dans le long terme. Les auteurs concluent que la forte élasticité-prix de la demande d'importation au Ghana est à l'origine de l'effet positif de la libéralisation commerciale sur les recettes fiscales totales à court terme. Cette forte élasticité, complétée par des réformes fiscales, a permis de maintenir cet effet positif à long terme. Nwosa et al. (2012) ont examiné l'effet de la libéralisation commerciale sur les recettes commerciales au Nigéria. Ils ont trouvé que la libéralisation commerciale influence positivement les recettes sur le commerce international.

L'analyse des travaux antérieurs a permis de rendre compte de la complexité qui sous-tend la relation entre libéralisation commerciale et recette fiscale. Les études précédentes montrent que, toute politique de libéralisation des échanges a un effet sur les recettes fiscales des pays en développement. Toutefois, l'ampleur de l'effet qui peut être positif ou négatif dépend de plusieurs facteurs. Parmi ceux-ci, nous pouvons citer la structure initiale des tarifs douaniers dans chaque pays, les indicateurs retenus pour mesurer la libéralisation commerciale, les méthodes économétriques utilisées, les réformes fiscales mises en œuvre dans le pays.

2. Méthodologie

Pour apprécier l'effet de la libéralisation commerciale sur les recettes fiscales des pays de la CEDEAO, nous utilisons l'économétrie des données de panel qui tient compte des différences individuelles et/ou temporelles inobservées (Baltagi, 2013).

2.1. Spécification du modèle et technique d'estimation

En se référant aux travaux d'Agbeyegbe et al. (2004) et de Pupongsak (2009), la spécification de notre modèle empirique se présente comme suit :

$$Y_{it} = \alpha + \sum \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où $i = 1, \dots, 13$ représente les pays de la CEDEAO à l'exception de la Guinée-Bissau et du Libéria et $t = 1, \dots, 26$ désigne la dimension temporelle de l'étude (1990–2016) ; Y_{it} est la variable endogène (recettes fiscales totales/PIB) observée pour le pays i à la période t ; α est un terme constant ; X désigne le vecteur des variables explicatives ; β représente l'ensemble des coefficients des différentes variables explicatives ; ε_{it} est le terme d'erreur.

Dans un premier temps, une régression linéaire simple avec les moindres carrés ordinaires (MCO) est effectuée avec l'équation (1) sans prendre en compte la nature particulière des données ni celle des termes d'erreurs. Ce modèle estime un terme constant commun à tous les pays de l'échantillon, correspondant aux niveaux moyens de notre variable dépendante. On estime donc à travers ce modèle les coefficients d'une seule et même droite pour tous les pays et pour toutes les périodes, ignorant ainsi les spécificités individuelles. Les résultats de cette régression (annexe 1) peuvent être interprétés comme les effets à long terme de nos variables explicatives. Il convient de souligner le risque d'effectuer une régression linéaire simple avec des données en panel.

Pour tenir compte effectivement de la dimension panel de nos données, la première étape consiste à vérifier la spécification homogène ou hétérogène du processus générateur des données. Sur le plan économétrique, cela revient à tester l'égalité des coefficients du modèle étudié dans la dimension individuelle tandis que sur le plan économique, cela revient à déterminer si le modèle théorique étudié est parfaitement identique pour tous les pays ou au contraire, s'il existe des spécificités propres à chaque pays.

Les résultats de ces tests nous amènent à retenir un modèle hétérogène où la seule source d'hétérogénéité provient des constantes. Autrement dit, le modèle à estimer ne diffère par individu que par la valeur de la constante (voir tableau 1).

Tableau 1. Résultats des tests de spécification

Test	Statistique calculée	Probabilité	Résultat
F1	5,835	0,0000	On rejette H_0^1 au seuil de 5%
F2	1,264	0,1941	On ne rejette pas H_0^2 au seuil de 5%
F3	3,592	0,0004	On rejette H_0^3 au seuil de 5%

Source : élaboration propre.

La présence des effets individuels étant confirmée, il convient à présent de déterminer comment ces effets sont modélisés. Deux cas se présentent : les modèles à effets fixes et les modèles à effets aléatoires. Dans le premier cas, l'hétérogénéité individuelle prend la forme de paramètres à estimer tandis que dans le second cas, l'hétérogénéité individuelle est considérée comme aléatoire, et fait partie du terme d'erreur. Pour choisir entre ces deux modèles, nous avons procédé à l'estimation du modèle à effets fixes. La statistique de Fisher calculée confirme l'hétérogénéité des individus sous la forme d'un effet fixe puisque la p -value associée au test est inférieure au seuil de 5%. Ensuite, la statistique de Breusch Pagan obtenue après estimation du modèle à effets aléatoires indique une p -value inférieure à 5% attestant aussi de la significativité des effets aléatoires. Enfin, nous avons effectué le test de Hausman afin de choisir la meilleure spécification entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires.

Le test de Hausman réfute l'hypothèse d'absence de corrélation entre le terme aléatoire et les variables explicatives du modèle, car la p -value associée au test vaut 0,0017 et donc, inférieure à 5%. Les estimateurs du modèle à effets aléatoires sont biaisés, il est donc préférable de retenir ceux du modèle à effets fixes qui sont sans biais (annexe 2). Le modèle final à estimer peut s'écrire comme suit :

$$TPF_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{tarif_moyen}_{it} + \beta_2 \text{ouvcom}_{it} + \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où TPF_{it} est le ratio recettes fiscales totales au PIB du pays i à l'année t ; tarif_moyen capte le premier indicateur de libéralisation commerciale ; ouvcom est le second indicateur de libéralisation commerciale ; X est le vecteur des autres variables explicatives ; α_i représente l'hétérogénéité individuelle, c'est-à-dire les effets individuels variant en fonction du pays, et fixe dans le temps. ε_{it} est le terme d'erreur.

Pour mieux appréhender l'effet de la libéralisation commerciale sur les composantes des recettes fiscales, nous allons également tester l'effet sur les recettes fiscales domestiques et sur les recettes fiscales de porte. La spécification des modèles se présente comme suit :

$$TPFI_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{tarif_moyen}_{it} + \beta_2 \text{ouvcom}_{it} + \beta_k X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$TPFE_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{tarif_moyen}_{it} + \beta_2 \text{ouvcom}_{it} + \beta_k X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où *TPFI* et *TPFE* désignent les ratios respectifs des recettes fiscales domestiques et des recettes fiscales de porte au PIB.

2.2. Présentation des variables du modèle

Le taux de pression fiscale (recettes fiscales/PIB) est retenu pour capter la performance fiscale d'un pays (Agbeyegbe et al., 2004 ; Khattry & Rao, 2002 ; Longoni, 2009 ; Ndoye, 2021). Au sein de la CEDEAO, il y'a un critère de convergence qui stipule que le taux de pression fiscale doit être supérieur ou égal à 20%. Nous cherchons donc à voir si un abaissement des tarifs douaniers peut contrarier l'atteinte de cet objectif. En outre, les recettes fiscales sont décomposées en recettes fiscales de porte et en recettes fiscales domestiques pour mieux capter l'effet de la libéralisation commerciale sur chacune des deux composantes des recettes fiscales.

Les variables d'intérêt sont les indicateurs de mesure de la libéralisation commerciale. En effet, le taux effectif d'imposition commerciale (recettes provenant des tarifs douaniers externes sur la valeur des importations et des exportations), le tarif collecté (ratio taxes à l'importation à la valeur des importations), le degré d'ouverture commerciale (ratio exportations et importations au PIB), les taux tarifaires moyens pondérés et le nombre d'accords de libre-échange sont les principaux indicateurs de libéralisation commerciale utilisés dans la littérature empirique (Agbeyegbe et al., 2004 ; Khattry et Rao, 2002 ; Longoni, 2009 ; Pupongsak, 2009). Nous retenons ici les tarifs moyens pondérés (*tarif_moyen*) et le degré d'ouverture commerciale (*ouvcom*) comme indicateurs de libéralisation commerciale. Le tarif moyen pondéré est la moyenne des taux tarifaires effectivement appliqués, pondérés par les parts des importations de produits correspondant à chaque pays partenaire. Notre choix est porté sur cet indicateur pour tenir compte des importations réellement taxables, pour une estimation plus précise des pertes de recettes fiscales. Une baisse des tarifs indique une faible taxation des importations et donc, une plus grande libéralisation des échanges commerciaux. Toutefois, du fait de la suppression ou de la baisse des tarifs, nous formulons l'hypothèse que la libéralisation commerciale affectera négativement les recettes sur le commerce international et positivement les recettes de fiscalité intérieure. Par contre, son impact sur les recettes fiscales globales peut être positif ou négatif. En ce qui concerne l'ouverture commerciale, il ressort des travaux précédents qu'un plus grand degré d'ouverture de l'économie conduit à un accroissement des transactions commerciales avec l'extérieur. Or, les revenus issus des échanges internationaux constituent une assiette facilement taxable (Agbeyegbe et al., 2004 ; Diarra, 2012 ; Pupongsak, 2009). Une telle constatation nous amène ainsi à formuler l'hypothèse que la libéralisation

commerciale à travers l'indicateur (*ouvcom*) améliore l'efficacité de la collecte des recettes fiscales.

Le premier groupe de variables de contrôle inclut les variables susceptibles de capter la structure économique des pays. Elles sont considérées comme les déterminants traditionnels des recettes fiscales. Il s'agit d'une part du niveau de développement économique appréhendé par le revenu réel par habitant (PIB/tête). En effet, on suppose que plus le niveau de développement d'un pays est avancé, plus sa capacité à mobiliser des ressources est forte (Brun et al., 2008). Ainsi, de nombreux travaux ont conclu à un impact positif du revenu réel par habitant sur les recettes fiscales (Agbeyegbe et al., 2004 ; Attila et al., 2009 ; Longoni, 2009) et peu d'études empiriques ont trouvé une relation négative (Gupta et al., 2003 ; Morissey et al., 2006). D'autre part, il y a les parts sectorielles dans le produit. Il s'agit en général de la part de l'agriculture, de l'industrie et/ou des services dans le PIB. La plupart des analyses dégagent une relation négative entre recettes fiscales et part de l'agriculture dans l'économie (Brun et al., 2008 ; Morissey et al., 2006 ; Mutascu & Danuletiu, 2013). Ces auteurs estiment que, les activités agricoles se déroulent le plus souvent en milieu rural et en majorité dans l'informel et sont difficiles à imposer. D'autres études ont également utilisé la part de l'industrie et/ou des services dans le PIB et les résultats ne sont pas concordants, même si un effet positif semble dominé (Mutascu & Danuletiu, 2013).

Le second groupe de variables de contrôle couvre des variables de politique macroéconomique. Il s'agit du taux de change effectif réel, du service de la dette publique et de l'inflation. Une appréciation ou une dépréciation du taux de change effectif réel conduit à une augmentation ou une diminution du volume des importations, ce qui affecterait directement la base taxable. Plusieurs auteurs à l'instar d'Ebrill et al. (1999) et Agbeyegbe et al. (2004) ont introduit cette variable dans leur modèle. Ils concluent qu'une dépréciation du taux de change réel engendre des effets positifs sur les recettes fiscales grâce à l'augmentation des recettes de TVA. Pour la dette publique, les auteurs soulignent que son remboursement et son service doivent nécessiter un effort fiscal plus élevé pour les gouvernements (Brun et al., 2008). Le service de la dette est retenu pour capter l'effet de la dette publique. L'inflation est considérée dans plusieurs travaux comme une variable macroéconomique qui exerce un effet négatif sur la mobilisation des recettes fiscales (Agbeyegbe et al., 2004). Ce dernier considère qu'un fort taux d'inflation exerce un effet négatif et significatif sur les recettes fiscales. Ces constatations diffèrent cependant de celles de Pupongsak (2009) et de Diarra (2012) qui ont trouvé une corrélation positive.

La troisième catégorie de variables de contrôle capte l'effet du financement extérieur. Brun et al. (2008) montrent que l'effet négatif de l'aide sur les recettes fiscales apparaît de manière systématique dans presque toutes les études. Mais pour Immurana et al. (2013), la relation entre l'aide extérieure et les recettes fiscales est

ambiguë. L'impact négatif ou positif de l'aide extérieure sur les recettes fiscales dépend de la nature de l'aide.

Le dernier groupe de variables de contrôle appréhende les effets de la qualité des institutions. En effet, la qualité des institutions a un impact direct sur la performance fiscale d'un pays (Attila et al., 2009). Dans les pays en développement, les niveaux de corruption élevés, l'instabilité politique et l'inefficacité des institutions en charge de la collecte des impôts sont à l'origine de la difficulté de l'évaluation et de la perception de l'impôt. Dès lors, nous anticipons une relation positive entre recettes fiscales et institutions efficaces.

2.3. Sources des données et analyse statistique

Les données relatives aux recettes fiscales et au taux de change effectif réel sont extraites de la base de données sur les recettes fiscales en Afrique subsaharienne². Les recettes fiscales domestiques sont constituées des impôts sur le revenu, des impôts sur les sociétés et des impôts et taxes sur les biens et services (TVA et droits d'accises). Les recettes fiscales de porte désignent les droits et taxes à l'importation et à l'exportation. Cette catégorie d'impôt ne comprend pas les recettes de TVA et droits d'accises collectées à la frontière, sur les importations puisque celles-ci sont considérées comme des impôts sur la consommation et donc sont intégrées dans les recettes fiscales domestiques. Les recettes fiscales totales sont égales à la somme des recettes fiscales domestiques, des recettes de porte et des taxes sur les ressources naturelles. Le PIB par tête, les importations, les exportations, l'inflation, le service de la dette publique, l'aide extérieure et les parts sectorielles en pourcentage du produit sont tirés de la base de données de la Banque mondiale (World Development Indicators, 2016). Les variables sur la qualité des institutions retenues sont 03 des 06 indicateurs de gouvernance élaborés par Kaufman et al. (2010). Ces données ne sont disponibles qu'à partir de 1996. Elles proviennent de la base de données Worldwide Governance Indicators et prennent des valeurs comprises entre -2,5 (faible) et 2,5 (bonne) performances en matière de gouvernance. Les variables retenues sont :

- **Government Effectiveness (*goveff*)**: qui reflète la perception de la qualité des services publics, la qualité de la fonction publique et le degré de son indépendance vis-à-vis des pressions politiques, la qualité de la formulation des politiques, leur mise en œuvre et la crédibilité de l'engagement du gouvernement à l'égard de telles politiques.
- **Control of Corruption (*ccorrupt*)**: qui reflète la perception de la mesure dans laquelle les biens publics sont utilisés à des fins d'enrichissement personnel.

² Décrit en détail dans Mansour (2014).

- **Political of Stability (*pstab*)**: qui reflète la perception de la probabilité que le gouvernement soit déstabilisé ou renversé par des moyens anticonstitutionnels ou violents, y compris la violence politique et le terrorisme.

Le tableau 2 donne les statistiques descriptives des variables retenues pour nos estimations.

Tableau 2. Statistiques descriptives entre 1990–2016

Variables	Observation	Moyenne	Écart type	Minimum	Maximum
Recettes fiscales totales/PIB	351	14,510	5,234	5,369	39,687
Recettes domestiques/PIB	351	8,193	3,314	2,210	18,752
Recettes tarifaires/PIB	351	3,523	1,704	0,951	10,023
Taux tarifaire moyen pondéré	351	11,916	6,374	5,259	112,570
Ouverture commerciale (X+M)/PIB	351	64,362	19,820	21,124	131,485
Niveau de développement (PIB/POP)	351	713,120	650,386	139,315	3670,429
Valeur ajoutée agricole en % PIB	351	28,726	11,094	8,257	59,866
Valeur ajoutée industrie en % PIB	351	21,877	7,397	4,425	50,819
Inflation	351	8,092	13,430	-35,837	110,946
Taux de change effectif réel	351	0,439	2,760	0,000	30,660
Service dette publique en % PIB	351	1,136	0,925	0,026	6,245
Aide extérieure en % PIB	351	10,648	6,524	0,375	34,305
Efficacité gouvernance	234	-0,706	0,447	-1,553	0,366
Contrôle corruption	234	-0,559	0,520	-1,431	1,143
Stabilité politique	234	-0,423	0,849	-2,400	1,219

Source : élaboration propre à partir des données de FERDI et de la Banque mondiale (World Development Indicators, 2016).

3. Résultats des estimations

Les résultats du tableau 3 révèlent que la libéralisation commerciale à travers l'indicateur des tarifs moyens influence significativement les recettes fiscales totales sauf dans la régression incluant les variables de qualité institutionnelle (voir colonne 4). Le signe négatif indique une relation positive. Autrement dit, une baisse des tarifs appliquée sur les transactions commerciales entraîne une hausse des recettes fiscales globales. De manière spécifique, une réduction des tarifs d'un point induit une hausse qui varie entre 0,09 et 0,06 point de recettes fiscales (voir colonne 1 à 3). L'interprétation économique de cet effet positif et significatif peut être appréhendée par le fait que l'effet volume des importations l'a emporté sur la baisse des tarifs douaniers. En effet, l'accroissement des importations induit par la baisse des tarifs a entraîné une hausse de la matière imposable et donc des recettes fiscales. Ce

Tableau 3. Résultats de l'estimation du modèle de recettes fiscales totales en % du PIB

	Recettes totales/PIB [1]	Recettes totales/PIB [2]	Recettes totales/PIB [3]	Recettes totales/PIB [4]
Tarif_moyen	-0,091*** (0,000)	-0,068*** (0,009)	-0,070*** (0,007)	0,018 (0,847)
Ouverture commerciale	0,073*** (0,000)	0,075*** (0,000)	0,072*** (0,000)	0,057*** (0,000)
Niveau développement	0,002*** (0,000)	0,001*** (0,001)	0,001** (0,011)	0,002*** (0,005)
VA agricole % PIB	-0,057 (0,140)	-0,064 (0,107)	-0,072* (0,072)	-0,013 (0,770)
VA industrie % PIB	0,089** (0,011)	0,104*** (0,003)	0,096*** (0,007)	0,116*** (0,009)
Inflation		-0,035*** (0,009)	-0,037*** (0,007)	-0,034 (0,243)
Taux de change reel		-0,034 (0,607)	-0,034 (0,611)	-0,009 (0,983)
Dette publique % PIB		-0,169 (0,395)	-0,098 (0,630)	-0,793*** (0,002)
Aide extérieure % PIB			0,058 (0,123)	0,102* (0,067)
Efficacité gouvernance				2,163* (0,064)
Contrôle corruption				-1,439 (0,218)
Stabilité politique				-0,567 (0,124)
_cons	9,424*** (0,000)	9,513*** (0,000)	10,842*** (0,000)	8,361*** (0,002)
N	351	351	351	234
R ² Within	0,271	0,291	0,296	0,217
F-Statistics	24,817	16,927	15,374	4,830
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000
Effets fixes pays	oui	oui	oui	oui

Notes : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

1. Les probabilités estimées sont entre parenthèses et les notations (***) (**) et (*) indiquent la significativité des variables aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

2. Les données relatives à la qualité des institutions (*goveff*, *ccorrupt* et *pstab*) ne sont disponibles qu'à partir de 1996 raisons pour laquelle dans la régression incluant ces variables nous avons 234 observations.

Source : élaboration propre.

résultat confirme ceux trouvés dans plusieurs travaux empiriques (Agbeyegbe & al., 2004 ; Immurana et al., 2013 ; Pupongsak, 2009). De plus, la robustesse de ce résultat semble avérée puisqu'en contrôlant l'effet de la libéralisation commerciale sur les recettes fiscales par plusieurs variables et dans diverses spécifications, la relation positive demeure. Le second indicateur de libéralisation à savoir le degré d'ouverture commerciale est relié positivement et significativement aux recettes fiscales totales. Une plus grande ouverture au commerce mondial est favorable aux recettes fiscales des pays de la CEDEAO, quelle que soit la dimension des variables de contrôle. Spécifiquement, une augmentation d'un point du taux d'ouverture commerciale induit une hausse des recettes fiscales totales variant entre 0,07 et 0,05 point. Ce résultat confirme le fait que les recettes issues de l'accroissement des importations et des exportations sont plus faciles à taxer et corrobore les analyses précédentes (Fenochietto & Pessino, 2013).

S'agissant des variables de contrôle, les résultats montrent que la première catégorie de variables, en l'occurrence, les variables qui captent la structure économique des pays affectent différemment les recettes fiscales totales. Le niveau de développement exerce un effet positif et significatif sur les recettes fiscales (colonne 1 à 4). Autrement dit, une élévation du niveau de vie réduit la réticence des contribuables vis-à-vis de l'impôt (Besley & Persson, 2013). Pour les parts sectorielles dans le PIB, les estimations montrent que la présence d'un secteur agricole influence négativement et de manière significative les recettes fiscales (colonne 3) tandis qu'une relation positive et statistiquement significative est trouvée entre recettes fiscales et présence d'un secteur industriel (colonne 1 à 4). Ce dernier qui est considéré comme un secteur à forte valeur ajoutée contribue à l'accroissement des recettes fiscales contrairement au secteur agricole qui est majoritairement informel et donc difficile à imposer. Ces résultats sont en conformité avec ce qui a été trouvé dans la littérature empirique pour les pays en développement (Fenochietto & Pessino, 2013).

Les variables de politique macroéconomique, notamment l'inflation, la dette publique et le taux de change effectif réel exercent un effet négatif sur la mobilisation des recettes fiscales. Les deux premières ont un effet significatif tandis que pour le taux de change réel l'effet est non significatif. Ce résultat montre qu'une hausse du niveau général des prix ainsi qu'un niveau de dette élevé contrarient la mobilisation des recettes fiscales des pays de la CEDEAO.

L'aide extérieure a un effet positif et significatif sur les recettes fiscales (colonne 4). Ce résultat corrobore les travaux de Ouattara (2006) dans le contexte d'un échantillon relativement important de pays bénéficiaires de l'aide au cours de la période 1980–2000. Il contredit toutefois les constatations de Brun et al. (2008) qui ont décelé un effet négatif de l'aide sur la mobilisation des recettes fiscales dans les pays en développement. Dans la zone CEDEAO, l'aide extérieure n'est pas utilisée comme un substitut aux recettes, mais plutôt, comme source de financement complémentaire à la mobilisation des ressources fiscales.

La qualité des institutions à travers l'efficacité de la gouvernance publique influence positivement et significativement les recettes fiscales totales des pays de la zone. Ceci confirme qu'en Afrique de l'Ouest, la crédibilité des gouvernements contribue à l'amélioration de la collecte de recettes fiscales (Attila et al., 2009). Une bonne qualité du service public et de la fonction publique réduit la réticence des contribuables vis-à-vis de l'impôt. Par ailleurs, les variables qui captent la corruption et la stabilité politique exercent un effet non significatif.

Le tableau 4 montre que la libéralisation des échanges commerciaux à travers l'indicateur des tarifs moyens exerce un effet significatif sur les recettes issues du commerce extérieur (colonne 4). Le signe positif des coefficients indique une relation négative. En d'autres termes, une réduction d'un point de pourcentage des tarifs appliqués sur les échanges internationaux conduit à une diminution des recettes sur le commerce international de 0,09 point. Ces résultats sont en adéquation avec notre hypothèse de recherche et corroborent les constatations de plusieurs auteurs (Agbeyegbe et al., 2004 ; Karingi & Mevel, 2012 ; Longoni, 2009 ; Pupongsak, 2009). Toutefois, il faut noter que l'effet significatif n'est observé que dans la régression incluant les variables de qualité institutionnelle. Ce qui confirme le fait qu'il faut des institutions non corrompues et une bonne gouvernance pour contrôler la mise en œuvre de la baisse des tarifs. Le degré d'ouverture commerciale influence positivement et significativement les recettes extérieures (colonnes 2 et 4), coïncidant avec la théorie économique selon laquelle, la libéralisation des échanges conduit les pays à des volumes commerciaux plus élevés et donc entraîne une augmentation des recettes de porte.

Concernant les autres variables explicatives, nous observons que celles qui captent la structure économique des pays sont reliées négativement et de manière significative aux recettes sur le commerce extérieur. La relation négative entre le niveau de développement et les recettes de porte indique que les pays de la CEDEAO ont tendance à réduire leur dépendance vis-à-vis des recettes provenant des activités commerciales extérieures au fur et à mesure que le niveau de vie de leurs populations augmente. Même constat pour les variables de politique macro-économique. Une augmentation de l'inflation et de la dette publique influence négativement la perception des taxes provenant des transactions internationales. Une hausse de l'aide provenant de l'extérieur est aussi défavorable à la mobilisation des recettes fiscales de porte. Les variables de qualité institutionnelle ont un effet non significatif.

Le tableau 5 montre que la libéralisation commerciale influence significativement les recettes fiscales domestiques (colonnes 1, 2 et 3). Par contre, dans la régression incluant les variables institutionnelles (colonne 4), l'effet est non significatif. Le signe négatif des coefficients indique une corrélation positive. Donc dans la zone CEDEAO, une baisse des tarifs appliqués sur les importations stimule la collecte des recettes fiscales domestiques. La relation positive entre l'ouverture et les taxes

Tableau 4. Résultats de l'estimation du modèle de recettes fiscales de porte en % du PIB

	Recettes sur le commerce extérieur/PIB [1]	Recettes sur le commerce extérieur/PIB [2]	Recettes sur le commerce extérieur/PIB [3]	Recettes sur le commerce extérieur/PIB [4]
Tarif_moyen	0,008 (0,377)	0,002 (0,815)	0,004 (0,696)	0,093*** (0,001)
Ouverture commerciale	0,006 (0,111)	0,007* (0,076)	0,006 (0,165)	0,009* (0,059)
Niveau développement	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)	-0,001*** (0,000)
VA agricole % PIB	-0,065*** (0,000)	-0,062*** (0,000)	-0,058*** (0,000)	-0,049*** (0,001)
VA industrie % PIB	-0,030** (0,018)	-0,024* (0,062)	-0,020 (0,126)	-0,013 (0,331)
Inflation		-0,016*** (0,001)	-0,016*** (0,002)	-0,014 (0,112)
Taux de change reel		-0,024 (0,324)	-0,024 (0,326)	-0,132 (0,318)
Dette publique % PIB		-0,075 (0,297)	-0,115 (0,118)	-0,137* (0,089)
Aide extérieure % PIB			-0,033** (0,017)	-0,004 (0,814)
Efficacité gouvernance				-0,062 (0,863)
Contrôle corruption				-0,320 (0,378)
Stabilité politique				-0,169 (0,141)
_cons	7,490*** (0,000)	7,508*** (0,000)	6,762*** (0,000)	5,510*** (0,000)
N	351	351	351	234
R ² Within	0,201	0,238	0,251	0,323
F-Statistics	16,713	12,873	12,248	8,295
Prob > F	0,000	0,000	0,000	0,000
Effets fixes pays	oui	oui	oui	oui

Notes : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

1. Les probabilités estimées sont entre parenthèses et les notations (***) (**) et (*) indiquent la significativité des variables aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

2. Les données relatives à la qualité des institutions (*goveff*, *ccorrupt* et *pstab*) ne sont disponibles qu'à partir de 1996 raisons pour laquelle dans la régression incluant ces variables nous avons 234 observations.

Source : élaboration propre.

Tableau 5. Résultats de l'estimation du modèle de recettes fiscales domestiques en % du PIB

	Recettes domestiques/ PIB [1]	Recettes domestiques/ PIB [2]	Recettes domestiques/ PIB [3]	Recettes domestiques/ PIB [4]
Tarif_moyen	-0,029* (0,080)	-0,039** (0,026)	-0,032* (0,051)	0,018 (0,847)
Ouverture commerciale	0,073*** (0,000)	0,076*** (0,000)	0,070*** (0,000)	0,057*** (0,000)
Niveau développement	0,003*** (0,000)	0,003*** (0,000)	0,002*** (0,000)	0,002*** (0,005)
VA agricole % PIB	-0,017 (0,519)	-0,029 (0,270)	-0,049* (0,058)	-0,013 (0,770)
VA industrie % PIB	0,015 (0,525)	0,025 (0,281)	0,007 (0,757)	0,116*** (0,009)
Inflation		-0,025*** (0,005)	-0,028*** (0,001)	-0,034 (0,243)
Taux de change reel		-0,049 (0,275)	-0,048 (0,262)	-0,009 (0,983)
Dettes publiques % PIB		-0,114 (0,394)	-0,285** (0,030)	-0,793*** (0,002)
Aide extérieure % PIB			0,140*** (0,000)	0,102* (0,067)
Efficacité gouvernance				2,163* (0,064)
Contrôle corruption				-1,439 (0,218)
Stabilité politique				-0,567 (0,124)
_cons	1,380 (0,295)	1,233 (0,348)	4,437*** (0,001)	8,361*** (0,002)
<i>N</i>	351	351	351	234
<i>R</i> ² Within	0,464	0,478	0,527	0,217
<i>F</i> -Statistics	57,760	37,768	40,653	4,830
Prob > <i>F</i>	0,000	0,000	0,000	0,000

Notes : * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

1. Les probabilités estimées sont entre parenthèses et les notations (***) (**) et (*) indiquent la significativité des variables aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

2. Les données relatives à la qualité des institutions (*goveff*, *ccorrupt* et *pstab*) ne sont disponibles qu'à partir de 1996 raisons pour laquelle dans la régression incluant ces variables nous avons 234 observations.

Source : élaboration propre.

domestiques souligne également que l'ouverture contribue à l'accroissement de la perception des impôts domestiques. En effet, une plus grande ouverture au commerce mondial accroît les flux de biens et de services à l'intérieur des pays, stimule les bénéfices des entreprises locales et donc augmente la base taxable.

Les autres variables explicatives en l'occurrence le niveau de développement, la part de l'industrie dans le PIB, l'aide extérieure et l'efficacité de la gouvernance publique agissent positivement et significativement sur la mobilisation des recettes fiscales domestiques. Par contre, la présence d'un secteur agricole, un niveau d'inflation élevé et une dette publique élevée décourage la collecte de recettes domestiques.

Conclusion et recommandations

L'objectif de cette recherche a été d'analyser les effets de la libéralisation commerciale sur la mobilisation des recettes fiscales des pays de la CEDEAO. Nous avons fait usage d'une méthodologie basée sur un modèle à effets fixes appliqué sur des données de panel. Les résultats révèlent que l'effet de la libéralisation des échanges commerciaux sur les recettes fiscales est sensible à l'indicateur de mesure utilisé. La libéralisation commerciale, lorsqu'elle est mesurée par les taux tarifaires moyens, influence positivement et significativement les recettes fiscales totales et les recettes fiscales domestiques tandis qu'une relation négative et statistiquement significative est trouvée entre baisse des tarifs et recettes fiscales issues des transactions internationales. Par ailleurs, lorsqu'elle est captée par le degré d'ouverture commerciale, l'effet est positif et significatif pour toutes les catégories de recettes fiscales. Ces constatations sont largement en conformité avec ce qui a été trouvé dans la littérature (Agbeyegbe et al., 2004 ; Fenchietto & Pessino, 2013 ; Pupongsak, 2009).

Au regard de ces constats, force est d'admettre que le choc fiscal induit par la libéralisation commerciale ne constitue pas le cataclysme décrié par certains bien vrai que l'effet ne doit pas être ignoré. Dans la zone CEDEAO, une réduction des tarifs appliqués sur les importations et une plus grande ouverture au commerce mondial stimulent la mobilisation des recettes fiscales domestiques et des recettes fiscales globales. Dès lors, nous postulons l'idée que des réformes allant dans le sens de la libéralisation commerciale semblent profiter plus aux pays de la CEDEAO que des politiques visant à protéger leurs économies. Les gouvernements de la zone ont intérêt à encourager et à amorcer des politiques de libéralisation commerciale afin d'améliorer l'efficacité de la collecte des recettes fiscales.

Pour profiter pleinement du processus de libéralisation et de l'ouverture commerciale, l'étude suggère que les autorités étatiques prennent des mesures visant à mettre en place une fiscalité axée plus sur l'économie intérieure. Ils doivent accélérer le processus de transition fiscale afin de substituer les recettes douanières en

baisse à des recettes de fiscalité intérieure. Cette transition fiscale doit être mise en œuvre de concert avec une politique macroéconomique appropriée permettant de garantir un environnement économique stable. Les gouvernements doivent mettre l'accent sur la réduction du taux d'inflation et du niveau de la dette publique afin de préserver le rendement de la mobilisation des recettes fiscales domestiques. Ils doivent également veiller à ce que les activités dans le secteur de l'industrie progressent plus rapidement que dans le secteur agricole. Et parallèlement à la stabilité des conditions macroéconomiques, la crédibilité de la politique mise en œuvre par les gouvernements et leurs capacités à tenir les décisions prises pourrait jouer un rôle important dans la mobilisation des recettes fiscales.

Acknowledgments : Cet article a été financé par le Consortium pour la recherche économique en Afrique (CREA) dans le cadre de son programme de rédaction de propositions de recherche.

Annexes

Annexe 1. Résultat de la régression par les MCO

```
. reg tpf ttm ouvcom ndev vaagri vaindus inf sd tcex apd goveff ccorrupt pstab
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	234
Model	3320.41539	12	276.701283	F(12, 221) =	28.93
Residual	2114.11229	221	9.56611895	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.6110
				Adj R-squared	= 0.5899
Total	5434.52768	233	23.3241531	Root MSE	= 3.0929

tpf	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ttm	.2778458	.0951599	2.92	0.004	.0903088 .4653827
ouvcom	.0443518	.0118565	3.74	0.000	.0209854 .0677181
ndev	.0041385	.0004131	10.02	0.000	.0033243 .0049527
vaagri	.0353919	.0289055	1.22	0.222	-.0215738 .0923576
vaindus	.2664949	.0402477	6.62	0.000	.1871765 .3458134
inf	-.1030586	.0342381	-3.01	0.003	-.1705335 -.0355837
sd	-.4334439	.2952465	-1.47	0.144	-1.015303 .1484149
tcex	-1.197881	.4857254	-2.47	0.014	-2.155127 -.2406342
apd	.0147745	.0534776	0.28	0.783	-.0906167 .1201658
goveff	3.23692	1.043607	3.10	0.002	1.180224 5.293616
ccorrupt	-3.162579	.9997675	-3.16	0.002	-5.132877 -1.192281
pstab	-.767141	.4101966	-1.87	0.063	-1.575538 .0412564
_cons	.3954532	1.928527	0.21	0.838	-3.405204 4.196111

Source : élaboration propre à partir de Stata-15.

Annexe 2. Choix entre le modèle à effets fixes et le modèle à effets aléatoires

```
. xttest0

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

tpf[pays,t] = Xb + u[pays] + e[pays,t]

Estimated results:

      _____
      |              |      Var      |      sd = sqrt(Var)
      |              |      _____|
      | tpf          |      27.39994   |      5.234495
      | e            |      6.790755   |      2.605908
      | u            |      6.491348   |      2.547812
      |_____      |_____

Test:   Var(u) = 0
        _____
        | chibar2(01) = 762.48
        | Prob > chibar2 = 0.0000
```

Test de Hausman pour discriminer les effets fixes et aléatoires

```
. hausman fe re

      _____
      | Coefficients |
      |_____      |_____
      | (b)          | (B)          | (b-B)          | sqrt(diag(V_b-V_B))
      | fe          | re          | Difference     | S.E.
      |_____      |_____
      | ttm         | -.0843392   | -.0066517      | .
      | ouvcom      | .0702098   | .0024181      | .001129
      | ndev        | .0019498   | -.0003012     | .0000915
      | vaagri      | -.0406014  | -.0162135     | .0143175
      | vaindus     | .119552    | -.0303149     | .008672

      b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
      B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test:   Ho: difference in coefficients not systematic

      chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
              = 19.23
      Prob>chi2 = 0.0017
      (V_b-V_B is not positive definite)
```

Source : élaboration propre à partir de Stata-15.

References

- Adam, C., Bevan, D., & Chambas, G. (2001). Exchange rate regimes and revenue performance in sub-Saharan Africa. *Journal of Development Economics*, 64, 173–213.
- Agbeyegbe, T., Stotsky J., & Woldemariam, A. (2004). *Trade liberalization, exchange rate changes and tax revenue in sub-Saharan Africa*. IMF Working Paper, 04/178. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2004/wp04178.pdf>
- Attila, G., Chambas, G., & Combes, J. L. (2009). Corruption et mobilisation des recettes publiques: Une analyse économétrique. *Recherches Économiques de Louvain*, 75(2), 229–268. <https://doi.org/10.3917/rel.752.0229>
- Baltagi, B. H. (2013). *Econometric analysis of panel data* (5th ed.). Springer.
- Besley, T., & Persson, T. (2013). *Taxation and development*. CEPR Discussion Paper, DP9307. <https://ssrn.com/abstract=2210278>
- Brun, J. F., Chambas G., & Guerineau, S. (2008). *Aide et mobilisation fiscale dans les pays en développement*. Working Papers, 200812. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:hal:wpaper:halshs-00556804>
- Brun, J. F., Chambas, G., & Mansour, M. (2015). Tax effort of developing countries: An alternative measure. In M. Boussichas & P. Guillaumont (Eds.), *Financing sustainable development addressing vulnerabilities* (pp. 205–216). Economica.
- Crivelli, E., & Gupta, S. (2014). Resource blessing, revenue curse? Domestic revenue effort in resource-rich countries. *European Journal of Political Economy*, 35, 88–101.
- Diarra, S. (2012). Chocs et mobilisation des recettes publiques dans les pays en développement [doctoral dissertation]. Université d'Auvergne – Clermont-Ferrand I. <https://theses.hal.science/tel-00777227v1/document>
- Ebrill, L., Stotsky, J., & Gropp, R. (1999). *Revenue implications of trade liberalization*. IMF Occasional Paper, 99/80. <https://doi.org/10.5089/9781557758132.084>
- Farhadian-Lorie, Z., & Katz, M. (1989). Fiscal dimensions of trades policy. In M. I. Blejeer & K. Y. Chu (Eds.), *Fiscal policy, stabilization and growth in developing countries* (pp. 276–306). International Monetary Fund.
- Fenochietto, R., & Pessino, C. (2013). *Understanding countries' tax effort*. IMF Working Paper, 13/244. <https://ssrn.com/abstract=2376661>
- Fukasaku, K. (2003). *Fiscal impact of trade liberalization: A review of recent country experiences in Africa*. UNECA.
- Gautier, J. F. (2002). *Taxation optimale et réformes fiscales dans les PED: Une revue de la littérature*. Document de Travail DIAL, 2001–2002. <https://dial.ird.fr/wp-content/uploads/2021/12/2001-02.pdf>
- Gnangnon, S. K. (2017). Multilateral trade liberalization and government revenue. *Journal of Economic Integration*, 32(3), 586–614. <http://www.jstor.org/stable/44324471>
- Gnangnon, S. K. (2018). Multilateral trade liberalization and economic growth. *Journal of Economic Integration*, 33(2), 1261–1301. <http://www.jstor.org/stable/26431808>
- Gupta, S., Clements B., Pivovarsky, A., & Tiongson, E. R. (2003). *Foreign aid and revenue response: Does the composition of aid matter?* IMF Working Paper, 3/176. <https://doi.org/10.5089/9781451858839.001>

- Immurana, M., Rahman, A. M. A., & Iddrisu, A. A. (2013). The impact of trade liberalization on tax revenue in Ghana: A co-integration analysis. *Journal of Africa Development and Resources Research Institute*, 3(3), 1–19.
- Karingi, S., & Mevel, S. (2012). *Deepening regional integration in Africa: A computable general equilibrium assessment of the establishment of a continental free trade area followed by a continental customs union*. Conference Papers, 332288. Purdue University.
- Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2010). *The Worldwide Governance Indicators: Methodology and analytical issues*. Policy Research Working Paper, 5430. <https://ssrn.com/abstract=1682130>
- Keen, M., & Baunsgaard, T. (2010). Tax revenue and (or?) trade liberalization. *Journal of Public Economics*, 94(9–10), 563–577.
- Khattry, B., & Rao, J. M. (2002). Fiscal faux pas? An analysis of the revenue implications of trade liberalization. *World Development*, 30(8), 1431–1444. [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(02\)00043-8](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(02)00043-8)
- Longoni, E. (2009). *Trade liberalization and trade tax revenues in African countries*. Working Paper Series, 158. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:mib:wpaper:158>
- Mansour, M. (2014). *A tax revenue dataset for sub-Saharan Africa: 1980–2010*. IMF Working Paper, 119. <https://hdl.handle.net/10419/269280>
- Moore, M., Prichard, W., & Fjeldstad, O. H. (2018). *Taxing Africa: Coercion, reform and development*. Zed Books Ltd. <https://doi.org/10.5040/9781350222861>
- Morrissey, O., Islei, O., & M’amanja, D. (2006, 16–17 juin). *Aid loans versus aid grants: Are the fiscal effects different?* WIDER Conference on Aid: Principles, Policies and Performance. Helsinki, Finland.
- Mutascu, M., & Danuletiu, D. (2013). The literacy impact on tax revenues. *Economics Discussion Papers*, 2013–63.
- Ndoye, M. L. (2021). *Trade liberalization and tax revenue mobilization in ECOWAS countries*. AERC Research Paper, 425.
- Nwosa, P. I., Saibu, M. O., & Fakunle, O. O. (2012, fall). The effect of trade liberalization on trade tax revenue in Nigeria. *African Economic and Business Review*, 10(2).
- OMD (Organisation Mondiale des Douanes). (2014). *Étude visant à déterminer le pourcentage des recettes nationales constitué par les droits de douanes*. https://www.wcoomd.org/-/media/wco/public/fr/pdf/topics/nomenclature/overview/surveys/duties-revenues/dutysurveyhsc52_dec2013freved.pdf
- Ouattara, B. (2006). Foreign aid and government fiscal behaviour in developing countries: Panel data evidence. *Economic Modelling*, 23(3), 506–514.
- Pupongsak, S. (2009). *The effect of trade liberalization on taxation and government revenue* [doctoral dissertation]. University of Birmingham Research Archive.
- Rao, J. M. (1999). Globalization and the fiscal autonomy of the state. *Human Development Report Background Papers*, 1, 1–67. <https://doi.org/10.2139/ssrn.333746>
- Thomas, A., & Trevino, J. P. (2013). *Resource dependence and fiscal effort in sub-Saharan Africa*. IMF Working Paper, 13/188. <https://ssrn.com/abstract=2331323>
- UNECA. (2004). *Economic report on Africa 2004*. United Nations Economic Commission for Africa. <https://archive.uneca.org/publications/economic-report-africa-2004>
- Wacziarg, R., & Welch, K. (2008). Trade liberalisation and growth: New evidence. World Bank, *Economic Review*, 22(2), 187–231.

World Development Indicators. (2016). *DataBank*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

Zafar, A. (2005). *Revenue and the fiscal impact of trade liberalization: The case of Niger*. World Bank Policy Research Working Paper, 3005. <https://ssrn.com/abstract=654563>

Estimation d'un taux d'inflation optimal pour la croissance économique dans la CEDEAO : Une proposition de révision de la cible d'inflation

Estimation of an optimal inflation rate for economic growth in ECOWAS: A proposal for revision of the inflation target

Abdoulaye TRAORE¹

Université Cheikh Anta Diop, Sénégal
École Supérieure Polytechnique
abdtra@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0004-4747-5764>

Mamadou DIOP²

Université Cheikh Anta Diop, Sénégal
École Supérieure Polytechnique
diopexpert@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0004-6523-7524>

Adama DIAW³

Université Gaston Berger, Sénégal
UFR de Sciences Économiques et Gestion
adamadiaw@netcourrier.com
<https://orcid.org/0009-0007-4508-6310>

Abstract

Purpose: The aim of this paper is to determine an optimal inflation rate and study its impact on the inflation-growth relationship in ECOWAS.

Design/methodology/approach: We use the econometric modelling technique Panel Threshold Regression (PTR) developed by Hansen (1999), applied to data from ECOWAS countries covering the period 1980–2018.

Findings: The results confirm the existence of a non-linear relationship between inflation and economic growth. Two inflation thresholds emerge: the first at 6.6% is robust to sen-

¹ BP : 5085, Dakar-Fann, Sénégal.

² BP : 5085, Dakar-Fann, Sénégal.

³ BP : 234, Saint Louis, Sénégal.

sitivity analysis, and the second at 34.1%. Thus, the effect of inflation on growth would be positive for inflation rates below 6.6%, negative at levels above 34.1%, and insignificant within this range. The effect of inflation on growth proved to be very weak in all plans.

Originality/value: This paper is in line with recent empirical work attempting to determine an optimal inflation target for the definition and implementation of monetary policies in the ECOWAS region. These results show that the current 5% inflation norm, adopted within the framework of the ECOWAS Monetary Cooperation Program, could be revised upwards, towards a level close to 6.6%.

Keywords: inflation target, economic growth, PTR model, ECOWAS.

Résumé

Objectif : L'objectif de ce papier est de déterminer un taux d'inflation optimal et étudier son impact sur la relation inflation-croissance dans la CEDEAO.

Conception/méthodologie/approche : Nous utilisons la technique de modélisation économétrique Panel Threshold Regression (PTR) développée par Hansen (1999), appliquée sur des données de pays de la CEDEAO couvrant la période 1980–2018.

Résultats : Les résultats confirment l'existence d'une relation non linéaire entre l'inflation et la croissance économique. Deux seuils d'inflation apparaissent : le premier situé à 6,6% est robuste aux analyses de sensibilité et le second est à 34,1%. Ainsi, l'effet de l'inflation sur la croissance serait positif pour des taux d'inflation inférieurs à 6,6%, négatif à des niveaux supérieurs à 34,1% et non significatif dans cette fourchette. L'effet de l'inflation sur la croissance s'est avéré très faible dans tous les régimes.

Originalité/valeur : Ce papier s'inscrit dans la lignée des travaux empiriques récents tentant de déterminer une cible d'inflation optimale pour la définition et la mise en œuvre des politiques monétaire dans la CEDEAO. Ces résultats montrent que la norme actuelle de 5% d'inflation, adoptée dans le cadre du Programme de Coopération monétaire de la CEDEAO, pourrait être révisée à la hausse, vers un niveau proche de 6,6%.

Mots-clés : cible d'inflation, croissance économique, modèle PTR, CEDEAO.

JEL classification : C23, E31, F45, O40, O55.

Introduction

Au cours des dernières décennies, et plus particulièrement à partir du milieu des années 1980, les Banques centrales ont cherché à adapter leur cadre de politique monétaire aux nouveaux défis liés à la libéralisation des marchés de capitaux à l'échelle mondiale, en engageant des réformes institutionnelles et opérationnelles. De nos jours, la plupart d'entre elles ont pour principal objectif la stabilité des prix ; dans certains cas, les objectifs de stabilité du secteur financier et de croissance économique s'y ajoutent. Ainsi, les Banques centrales, conscientes du rôle l'inflation dans la détermination du niveau de la croissance économique, sont

amenées à intervenir dans la sphère économique par le jeu des taux d'intérêt afin d'assurer la stabilité des prix.

La littérature montre à quel point la relation inflation-croissance est ambiguë. Il y a d'un côté des travaux théoriques qui mettent en évidence la linéarité des effets de l'inflation sur la croissance économique ; cette littérature reprend dans une large majorité divers modèles de croissance (aussi bien exogène qu'endogène) tout en prenant en considération divers aspects monétaires. D'autre part, une nouvelle voie de recherche fondée sur les tests de Fischer (1993) montre des effets de non-linéarité.

Discutant de la linéarité dans la relation entre les deux variables, les principaux travaux théoriques développés à l'aide du modèle de croissance de Solow (1956) suggèrent une relation tantôt positive (Mundell, 1963 ; Tobin, 1965), tantôt négative (Stockman, 1981) ou encore neutre (Sidrauski, 1967). À partir d'une diversité de modèles basés sur la croissance endogène avec monnaie⁴, certaines études ont trouvé des effets insignifiants de l'inflation (Ireland, 1994 ; Dotsey & Sarte, 2000 ; Chari et al., 1996 ; tandis que d'autres ont abouti à des effets négatifs Gylfason & Herbertsson, 2001 ; Gillman & Kejak, 2002). Partant des avancées sur les séries temporelles, une nouvelle voie de recherche fondée sur les tests de Fischer (1993) montrant des effets de non-linéarité a été explorée depuis le début des années 1990. Une première classe de modèles à seuils possédant un mécanisme de transition brutale sur des données de panel (Panel Threshold Regression model – PTR) s'est développée avec les travaux de Hansen (1999). Plus tard, inspirés par la démarche de Hansen, González et al (2005) et Fok et al. (2005) proposent une modélisation à seuils reposant sur un mécanisme de transition lisse.

Pour les pays de la CEDEAO, caractérisée par une perspective d'unification monétaire, il n'y a pas encore assez d'études consacrées à la détermination d'un taux d'inflation optimal. Quelques-unes suggèrent des seuils dans une fourchette à un chiffre pour les zones UEMOA⁵ et ZMAO⁶. Pour les pays de l'UEMOA⁷, on peut citer les seuils suivants : 8,08% selon Combey et Nubukpo (2011), 3,9% selon (Sall, 2020) ou 1,03% pour Ndoricimpa et al. (2016). Pour la ZMAO⁸, Ndoricimpa et al. (2016) détectent un seuil de 8,15%.

⁴ Dans leur conception, le taux d'inflation affecte le taux de croissance à travers la productivité marginale du capital, soit physique comme dans les « modèles Ak », soit humain comme dans les « modèles Ah », ou les deux à la fois comme dans les modèles de croissance avec capital physique et humain.

⁵ Union économique et monétaire ouest africaine

⁶ Zone monétaire de l'Afrique de l'Ouest

⁷ L'UEMOA comporte huit pays membres : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

⁸ La ZMAO compte six pays : la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Libéria, le Nigeria et la Sierra Leone.

Cependant, dans la mesure où les pays candidats à l'unification monétaire envisagent de suivre une stratégie de ciblage d'inflation pour la mise en œuvre de la politique monétaire commune, d'importantes questions comme la connaissance de l'objectif numérique de l'inflation restent encore en suspens. De même, l'existence de plusieurs cibles d'inflation dans la région n'est pas de nature à favoriser une convergence macroéconomique ou une harmonisation des politiques monétaires, même si les autorités monétaires concernées visent un objectif d'inflation à un chiffre qui serait, selon elles, compatibles avec une croissance durable.

Dans le cadre du Programme de Coopération monétaire de la CEDEAO (PCMC), l'objectif d'inflation est fixé à 5% pour les pays constitutifs de la communauté alors qu'il est de 3% dans le Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité de l'UEMOA. Au niveau des Banques centrales, bien que l'objectif de stabilité des prix soit une orientation commune de leurs politiques monétaires respectives, les cadres institutionnels et les objectifs se trouvent fortement différenciés. En effet, si pour les Banques centrales de la Gambie, de la Guinée, du Liberia et de la Sierra Leone, la politique monétaire fondée sur le ciblage monétaire a pour priorité de ramener (ou de maintenir) l'inflation en dessous de 10% ou même à 5% (pour la Gambie), celle du Ghana, en régime de ciblage d'inflation, se fixe un objectif à moyen terme de 8%. La Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest et la Banque centrale du Nigeria, toutes deux en régime hybride (ciblage monétaire/ciblage d'inflation), se sont assignées respectivement une cible d'inflation à moyen terme de 2% dans un intervalle de $\pm 1\%$ et une fourchette de 6% à 9% (Central Bank of Nigeria, 2016).

En établissant un ajustement linéaire entre les différentes combinaisons de points, l'absence de linéarité est fortement confortée par la nature des différentes pentes tantôt positives, tantôt négatives (cf. annexe). Ainsi, en plus des arguments empiriques apportant des preuves sur les effets de non linéarité dans la relation inflation-croissance, un regard comparatif sur les divers graphiques tend à soutenir l'existence de seuils d'inflation dans la zone CEDEAO. La question qui se pose dès lors est de savoir à quel niveau se situe le taux d'inflation optimal ?

Le présent article répond à cette question. En s'inscrivant dans la lignée des travaux sur les non linéarités dans la relation inflation-croissance, il tente de compléter la littérature empirique sur la question. Nous déterminons un taux d'inflation optimal dans la CEDEAO, qui peut servir de cible pour l'ensemble des pays. Ce travail s'appuie sur une technique de modélisation économétrique utilisée dans l'estimation des relations non linéaires : le Panel Threshold Regression (PTR) développé par Hansen (1999).

La suite du travail est structurée de la manière suivante. La première section présente les évolutions de la relation inflation-croissance dans les pays de la CEDEAO et un survol des travaux empiriques récents. La deuxième section procède à l'analyse économétrique pour déterminer un objectif d'inflation favorable à la croissance

en estimant le seuil d'inflation optimal issu d'un modèle PTR utilisant des données de panel de pays candidats à l'unification monétaire dans la CEDEAO. L'étude s'achève par quelques remarques conclusives assorties d'implications de politique économique.

1. Evolutions inflation-croissance dans les pays de la CEDEAO et survol des travaux empiriques récents

Cette section décrit dans un premier temps les faits stylisés qui montrent l'évolution moyenne de la croissance et de l'inflation sur la période 2010–2018 dans les pays de la CEDEAO. Puis, en second lieu, elle présente la diversité des approches et la variabilité des seuils d'inflation selon les pays.

1.1. Tendances récentes de l'inflation et de la croissance

Etant donné son impact sur le niveau de vie et la croissance économique, la tendance de l'inflation constitue l'un des indicateurs les plus suivis parmi les outils de convergence macroéconomique dans la CEDEAO. L'objectif étant de maintenir un niveau d'inflation acceptable dans tous les États, une inflation avec un niveau structurel inférieur à 5% a été prescrite par les autorités. En d'autres termes, les taux d'inflation respectifs des États doivent être poussés et maintenus en dessous de ce seuil afin d'admettre une convergence nominale. Cependant, les résultats restent variés en termes de respect de l'objectif d'inflation, bien que les évolutions au cours

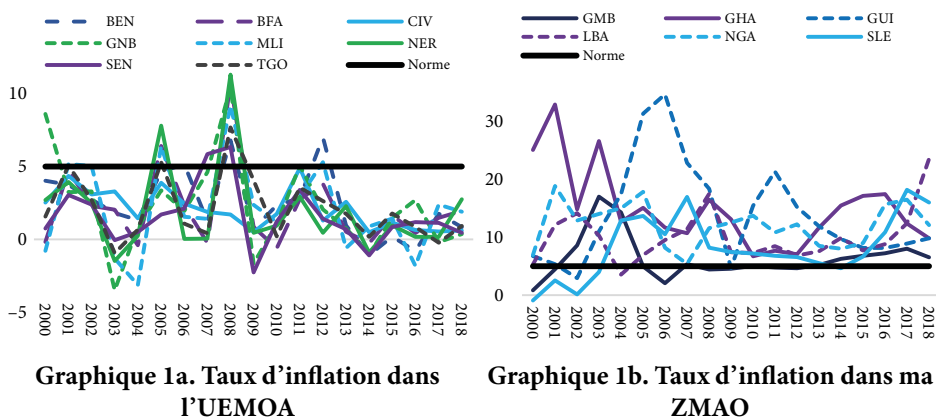


Figure 1. Profil temporel du taux d'inflation dans les pays par rapport à la norme communautaire

Source : élaboration propre.

des deux dernières décennies soient assez encourageantes, comparativement à celles des années 80 et 90 (voir figure 2). Hormis les pays de l'UEMOA, où l'inflation est structurellement inférieure à l'objectif fixé, comme illustré à la figure 1 (voir graphique 1a), la situation des autres pays est assez volatile (voir graphique 1b).

Dans les pays de l'UEMOA, les taux moyens d'inflation et de croissance entre 2001–2018 ont été respectivement de 2,3% et de 4,7% au Bénin, de 2,2% et de 5,9% au Burkina Faso, de 2,3% et de 3,7% en Côte d'Ivoire, de 2,1 et de 3,2% en Guinée Bissau, 2,2% et de 8,7% au Mali, de 2,1% et de 4,5% au Niger, de 1,6% et de 4,5% au Sénégal et, de 2,3% et 3,8% au Togo. Pour les pays de la ZMAO, il s'agit respectivement, de 6,7% et de 2,9% en Gambie, de 15% et de 3,2% au Ghana, de 14,3% et de 3,6% en Guinée, de 10,6% et de 1,5% au Libéria, de 12,3 et de 1,4% au Nigeria, 8,6% et de -2% en Sierra Leone.

Au niveau régional, les principales caractéristiques des performances macroéconomiques depuis les années 1980 peuvent se résumer comme suit (voir figure 2) : une inflation à deux chiffres, caractérisée par une tendance significativement baissière autour d'un taux moyen de 15,3% et une croissance faible marquée par une tendance légèrement haussière autour d'un trend de 3,5% par an. Ces évolutions appellent à considérer deux situations. La première qui va de 1980 à 2000, caractérisée par des taux d'inflation relativement élevés (19,4% en moyenne) et des taux de croissance relativement faible (1,6% en moyenne). La seconde qui part de 2001 à 2018, marquée par un renversement de tendance, avec une baisse significative des taux d'inflation (10,5% en moyenne) associée à une croissance plus importante (6,5% en moyenne).

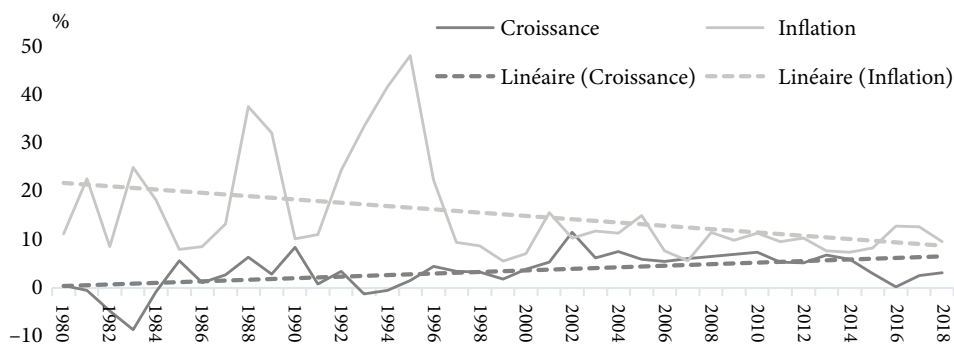


Figure 2. Performances régionales de l'inflation et de la croissance

Source : élaboration propre.

L'analyse de la relation inflation-croissance sur des données en coupe transversale de 2001 à 2018 (voir graphiques de la figure A1 en annexe) fait ressortir un certain nombre d'observations, à savoir :

- l'absence d'une relation linéaire entre l'inflation et la croissance au regard de la faible valeur du coefficient de détermination linéaire. Dans une grande majorité des cas (2001–2003, 2005–2015, 2017) un ajustement linéaire s'est révélé incapable de prendre en compte la majorité des points représentés par les pays ;
- une relation linéaire positive entre la croissance et l'inflation en 2004 qui permet d'illustrer, d'une part, une croissance et une inflation fortes dans certains pays comme le Nigeria, le Ghana, la Gambie et la Sierra Leone et, d'autre part, une croissance molle et une faible inflation dans les pays de l'UEMOA ;
- une corrélation significativement négative en 2016 et en 2018. En 2016, une relation inverse entre l'inflation et la croissance s'est établie dans les pays de l'UEMOA qui ont affiché une croissance non inflationniste de plus 5%, sauf au Bénin. Au Nigeria et au Ghana, les performances ont été bien moindres avec une inflation forte et une croissance faible. Un scénario similaire s'est produit en 2018 avec la plupart de ces pays.

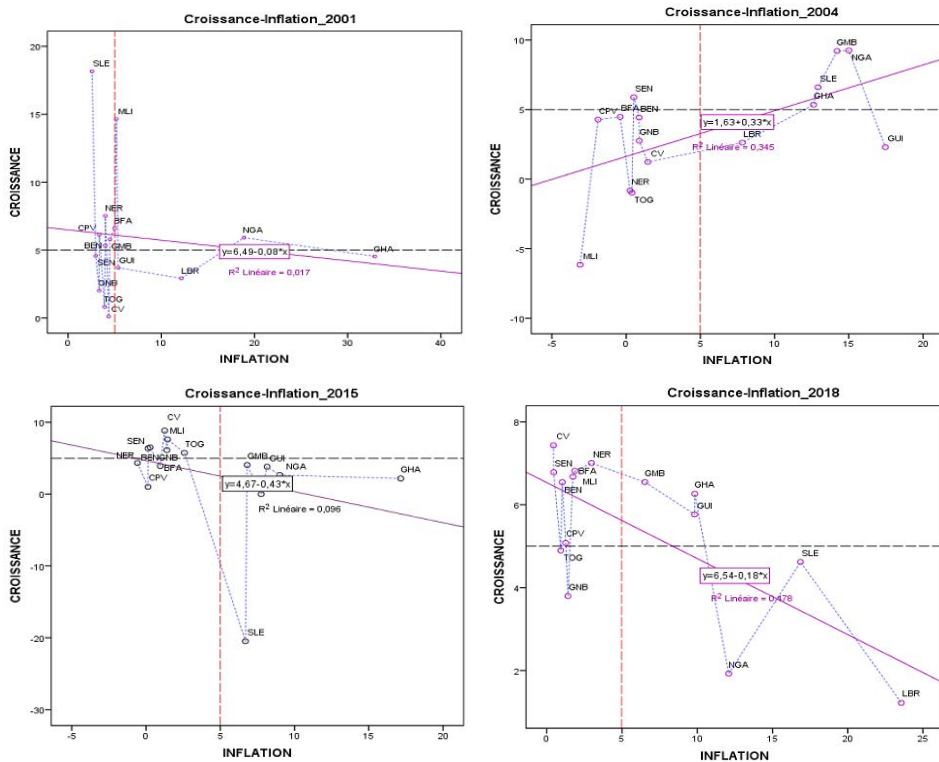


Figure 3. Relation entre la croissance économique et l'inflation dans la CEDEAO

Note : Afin d'éviter un encombrement de la figure, seuls les graphiques des années 2001, 2004, 2015 et 2018 sont représentés ; ceux des autres années sont reportés en annexe.

Source : élaboration propre.

1.2. Littérature empirique sur la diversité des approches et la variabilité des seuils

Au début des années 1990, une nouvelle piste de recherche montrant des effets de non-linéarité dans la relation entre l'inflation et la croissance a été ouverte à la suite des résultats de Fischer (1993). Les premiers tests de Fischer (1993) révèlent des niveaux d'inflation, arbitrairement choisis de 15 et 40%, à partir desquels la relation entre l'inflation et la croissance devient négative. En utilisant des données de 87 pays développés et en développement couvrant la période 1970–1990, Sarel (1996) apporte des preuves de l'existence d'un seuil d'inflation qui se situe à 8%. En dessous de ce taux, l'inflation est sans effet ou peut avoir un effet légèrement positif sur la croissance, et au-delà l'effet de l'inflation devient significativement négatif et extrêmement fort.

En s'appuyant sur l'hypothèse de non-linéarité, Ghosh et Phillips (1998) et Khan et Senhadji (2001), examinent la relation croissance-inflation à l'aide de méthodes prenant en compte cet aspect. La démarche utilisée par Ghosh et Phillips (1998) combine des *techniques de régression par panel avec un traitement non linéaire* de la relation inflation-croissance et une technique d'arbre de décision robuste par rapport aux valeurs aberrantes et aux non-linéarités. En travaillant sur des données de 145 pays membres du FMI couvrant la période 1960–1996, ils montrent une corrélation positive entre l'inflation et la croissance à un seuil d'inflation inférieur à 2,5%. Au-delà de 5% ou 10%, l'inflation et la croissance sont négativement corrélées. Ils indiquent toutefois que la relation est convexe de sorte que la baisse de la croissance associée à une hausse de l'inflation de 10% à 20% est plus importante que celle associée à une hausse de l'inflation allant de 40% à 50%. Ce qui corrobore un consensus dans la littérature d'études de cas de pays ayant connu une inflation extrême. Ce consensus était que la stabilisation de l'hyperinflation (ou de forte inflation) avait peu ou pas de coûts de production, alors que la stabilisation de simples inflations élevées (ou de taux d'inflation faible) était en effet coûteuse (voir Bruno & Easterly, 1996). Par rapport à la méthode de Ghosh et Phillips (1998), Khan et Senhadji (2001) apportent une innovation majeure en utilisant un modèle à seuils en données de PTR développé par Hansen (1999) tout en divisant leur échantillon entre les pays industrialisés et les pays en développement. Ils obtiennent ainsi un seuil de 1% à 3% pour les pays industrialisés et de 11% à 12% pour les pays en développement.

En adoptant la même démarche suivie par Khan et Senhadji (2001), des travaux comme ceux de Drukker et al. (2005) ou Kremer et al. (2013), tombent sur des résultats similaires. Drukker et al. (2005) révèlent un taux optimal d'inflation de 19,16% pour les économies non industrialisées et deux points de rupture à 2,57% et à 12,61% pour les pays industrialisés. Kremer et al. (2013) révèlent un seuil d'inflation d'environ 2,5% dans les pays industrialisés associé à un effet de l'inflation

significatif et positif sur la croissance économique à long terme et un seuil de 17,2% dans les pays en développement associé à un effet de l'inflation non significatif.

À partir du modèle Panel Smooth Threshold Regression (PSTR), une variante de modélisation à effets de seuil a été développée par González et al. (2005) et Fok et al. (2005). Des travaux comme ceux López-Villavicencio et Mignon (2011), Eggoh et Khan (2014), Thanh (2015) et Ibarra et Trupkin (2016) montrent aussi des résultats proches concernant le niveau relativement élevé des seuils d'inflation pour les pays en développement. L'étude de López-Villavicencio et Mignon (2011) révèle des seuils d'inflation de 2,7% et de 17,5% pour les économies développées et celles en développement, respectivement. Sur des données de pays développés et en développement entre 1960 et 2009, Eggoh et Khan (2014) parviennent à un seuil de 10,5% pour l'ensemble des pays, 3,4% pour les pays à revenu élevé, 10% pour les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure, 12,9% pour les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure et 19,5% pour les pays à revenu faible. Ibarra et Trupkin (2016) réexaminent les effets de seuil pour 138 pays sur la période 1950–2009 et se retrouvent avec un seuil d'inflation de 4,5% pour les pays industrialisés et de 19,1% pour les pays non industrialisés. Les estimations de Thanh (2015) révèlent quant à elles un seuil de 7,8% pour l'ASEAN-5⁹.

Suivant la démarche des travaux précités, une vaste littérature empirique concernant les pays africains s'est développée. Les récentes études incluent, entre autres, les travaux de Bikai et Kamga (2012), Yabu et Kessy (2015), Van Eyden et al. (2015) et Ndoricimpa (2017). En appliquant la méthodologie de Kremer et al. (2013) sur des données des pays africains entre 1960–2013, Ndoricimpa (2017) indiquent pour l'ensemble des pays un seuil de 6,7%. Pour ceux à faible revenu et à revenu intermédiaire, son étude aboutit respectivement à des seuils de 9% et de 6,5%. L'étude de Yabu et Kessy (2015) sur des données des États de la Communauté de l'Afrique de l'Est de 1970 à 2013 trouvent un seuil de 8,5%. En appliquant la méthodologie de Drukker et al. (2005) sur des données des pays de la CEMAC¹⁰ sur la période 1987–2008, Bikai et Kamga (2012) révèlent l'existence d'un seuil de 6%. Avec des données des pays de la SADC¹¹ sur la période 1980–2008, Seleteng et al. (2013) aboutissent à un seuil de 18,9%. En réexaminant les effets de non linéarités pour ces mêmes pays, Van Eyden et al. (2015) révèlent deux seuils d'inflation, un premier à 9%, puis un second à 30%. Ndoricimpa et al. (2016) estiment que le seuil d'inflation est de 1,38% pour la CEMAC, 13,13% pour le COMESA¹², 12,77% pour la SADC, 1,03% pour l'UEMOA et 8,15% pour la ZMAO. La modélisation du seuil de panel dynamique a été utilisée et les résultats suggèrent que le seuil d'inflation

⁹ Association des nations de l'Asie du Sud-Est constituée de l'Indonésie, de la Malaisie, des Philippines, de la Thaïlande et du Vietnam

¹⁰ Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale

¹¹ Communauté de Développement de l'Afrique australe

¹² Marché commun de l'Afrique de l'Est et de l'Afrique australe

estimé est de 1,38% pour la CEMAC, 13,13% pour le COMESA, 12,77% pour la SADC, 1,03% pour l'UEMOA et 8,15% pour la ZMAO. Pour l'UEMOA et la ZMAO, ils indiquent cependant que l'impact de l'inflation sur la croissance s'est avéré insignifiant dans tous les régimes d'inflation.

Globalement, si certaines vérifications empiriques effectuées sur des données de pays avancés et en développement ont permis de mettre en évidence l'existence de seuils, elles révèlent qu'ils peuvent varier considérablement d'un pays à l'autre selon certaines conditions macroéconomiques (Eggoh & Khan, 2014) ou institutionnelles (Ibarra & Trupkin, 2016).

2. Analyse économétrique

Dans cette section, nous commençons par présenter le modèle de base, puis nous décrivons la procédure d'estimation des paramètres. Ensuite nous utilisons un modèle augmenté de facteurs déterminants de la croissance qui fera l'objet du test de spécification d'Hausman afin de s'assurer de l'existence d'effets fixes autorisant la procédure d'estimation des paramètres. Et finalement, nous exposons les évidences empiriques.

2.1. Présentation du modèle Panel Threshold Regression (PTR) introduit par Hansen (1999)

Le modèle PTR a été introduit par Hansen (1999)¹³ pour estimer des modèles de panel non dynamiques avec des effets fixes individuels. Le modèle se présente de la façon suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma)} + \beta_2 X_{it} I_{(q_{it} > \gamma)} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où μ_i est le vecteur des effets fixes individuels et ε_{it} un bruit blanc [*iid* (0, σ^2)] ; $X_{it} = (X_{it}^1, \dots, X_{it}^k)$ est la matrice des k variables explicatives ne contenant pas de variables endogènes retardées ; β_0 et β_1 désignent respectivement le vecteur des paramètres du modèle linéaire et du modèle non linéaire ; q_{it} est la variable de transition, γ permettant de distinguer deux régimes dans l'équation avec les coefficients β_1 et β_2 et $I(.)$ la fonction indicatrice.

¹³ Le test de linéarité a pour objectif de prouver si l'effet de seuils est statistiquement significatif et réciproquement de montrer que la relation liant les variables explicatives à la variable expliquée peut-être représentée à l'aide d'un modèle à changements de régimes. Il consiste à tester l'égalité des coefficients des différents régimes.

Une présentation alternative du PTR est :

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_0 X_{it} + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma)} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Si la fonction indicatrice est binaire, l'équation (2) peut se réécrire :

$$Y_{it} = \begin{cases} \mu_i + \beta_0 X_{it} + \varepsilon_{it} & q_{it} \leq \gamma \\ \mu_i + (\beta_0 + \beta_1) X_{it} + \varepsilon_{it} & q_{it} > \gamma \end{cases} \quad (3)$$

Dans ce type de modèle, la transition est brutale étant donné qu'un individu peut basculer d'un régime à l'autre en une période. Aussi, les individus composant un régime sont susceptibles d'évoluer dans le temps, car la variable de transition dépend également de la dimension temporelle. Dans cette équation, il existe au maximum deux sous-groupes où les individus peuvent suivre un processus différent, ce qui suggère que le nombre de régimes est limité à deux. Mais lorsque la dimension individuelle et temporelle augmente, la possibilité de se retrouver avec plusieurs seuils ou plusieurs régimes s'établit, ce qui rend obsolète le modèle PTR de base pour représenter la non-linéarité. C'est ainsi que Hansen (1999) propose un ajustement du modèle PTR de manière séquentielle.

En ajoutant un second seuil au modèle, on obtient :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma_1)} + \beta_2 X_{it} I_{(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2)} + \beta_3 X_{it} I_{(\gamma_2 < q_{it})} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où γ_1 et γ_2 divisent l'équation en trois régimes avec les coefficients β_1 , β_2 et β_3 .

Lorsque le modèle comprend plusieurs régimes (ou p régimes), cette procédure conduit à une spécification PTR à plusieurs seuils et se présente ainsi :

$$y_{it} = \mu_i + \beta_1 X_{it} I_{(q_{it} \leq \gamma_1)} + \beta_2 X_{it} I_{(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2)} + \dots + \beta_p X_{it} I_{(\gamma_{p-1} < q_{it})} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où les seuils respectent l'inégalité suivante $\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_{p-1}$.

Cependant l'estimation d'un modèle où le nombre de régimes est important présente des limites à cause des difficultés d'estimation et des ressources informatiques nécessaires ; ainsi le nombre de régimes qu'il est possible de déterminer avec un modèle PTR est limité à quatre¹⁴.

2.2. Estimation des paramètres de l'équation

Suivant la spécification (2), se posent, d'une part, le problème de l'estimation des effets individuels qui sont communs aux différents régimes, et d'autre part, celui

¹⁴ Voir notamment Fouquau (2008) ou Wang (2015), pour des explications détaillées à ce sujet.

des coefficients de pentes et du paramètre de seuil. Ces derniers rendent impossible l'estimation directe par les moindres carrés ordinaires puisque les variables explicatives dépendent du paramètre de seuil. À cet effet, l'estimation s'effectue en deux étapes. La première consiste à éliminer les différences permanentes existant entre les individus qui pourraient biaiser l'estimation. Pour ce faire, il faut ôter les moyennes individuelles spécifiques, ce qui conduit au modèle suivant :

$$y_{it}^* = \beta X_{it}^*(q_{it}, \gamma) + \varepsilon_{it}^* \quad (6)$$

$$\text{Avec } y_{it}^* = y_{it} - \bar{y}_i \quad \bar{y} = T^{-1} \sum_{T=1}^n y_{it}$$

$$x_{it}^* = x_{it} - \bar{X}_i \quad \bar{X} = T^{-1} \sum_{T=1}^n X_{it}$$

$$\varepsilon_{it}^* = \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad \bar{\varepsilon} = T^{-1} \sum_{T=1}^n \varepsilon_{it}$$

La forme matricielle s'écrit comme suit :

$$y_i^* = \begin{pmatrix} y_{i1}^* \\ y_{i2}^* \\ \dots \\ y_{it}^* \end{pmatrix} x_i^*(\gamma) = \begin{pmatrix} x_{i1}^*(\gamma)' \\ x_{i2}^*(\gamma)' \\ \dots \\ x_{it}^*(\gamma)' \end{pmatrix} \varepsilon_i^* = \begin{pmatrix} \varepsilon_{i1}^* \\ \varepsilon_{i2}^* \\ \dots \\ \varepsilon_{it}^* \end{pmatrix} \quad (7)$$

Après leur élimination, il est possible d'estimer les coefficients de pente β en appliquant les moindres carrés séquentiels. Etant donné γ , l'estimateur des moindres carrés de β est :

$$\hat{\beta}(\gamma) = [X_{it}^*(\gamma)' X_{it}^*(\gamma)]^{-1} \cdot [X_{it}^*(\gamma)' y_{it}^*] \quad (8)$$

Le vecteur des résidus est $\hat{\varepsilon}^*(\gamma)$ et la somme carrée des résidus est $S_1(\gamma)$

$$\text{Avec} \quad \hat{\varepsilon}^*(\gamma) = y_{it}^* - \hat{\beta}(\gamma) X_{it}^*(\gamma) \quad (9)$$

et

$$S_1(\gamma) = \hat{\varepsilon}^{*'}(\gamma) \hat{\varepsilon}^*(\gamma) = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it}^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (y_{it}^* - \hat{\beta}(\gamma) X_{it}^*(\gamma))^2 \quad (10)$$

Pour estimer le seuil et les paramètres de l'équation, Hansen (1999) propose un algorithme qui retient comme estimateur le paramètre de seuil qui minimise la somme des carrés des résidus :

$$\hat{\gamma} = \arg \min S_1(\gamma) \tag{11}$$

$\hat{\gamma}S_1(\gamma)$ une fois que $\hat{\gamma}$ est calculé, il est possible d'obtenir à nouveau les coefficients de pentes $\hat{\beta} = \hat{\beta}(\gamma)$ par la méthode des moindres carrés ordinaires. Cependant, il est important de déterminer si l'effet de seuil est statistiquement significatif à partir d'un test de linéarité. La procédure de spécification qui permet de tester la linéarité du processus, d'estimer la valeur du seuil, de déterminer le nombre de seuils et de construire un intervalle de confiance pour la valeur seuil est reportée en annexe.

2.3. Spécification du modèle empirique

2.3.1. Représentation du modèle à estimer

De façon pratique, l'équation (12) augmentée d'un vecteur de variables de contrôles X_{it} sera d'abord confrontée au test de linéarité. Elle se formule donc comme suit :

$$Y_{it} = u_i + \alpha_1 \pi_{it} I_{(\pi_{it} \leq \gamma)} + \alpha_2 \pi_{it} I_{(\pi_{it} > \gamma)} + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{12}$$

La variable endogène Y_{it} est la croissance économique des pays mesurée en logarithme du PIB réel (lnGDP). La variable π_{it} représente le taux d'inflation (INF). Celle-ci est utilisée comme variable de transition et représente la variable d'intérêt. $I(\cdot)$ représente la fonction indicatrice et γ le paramètre de transition. Les paramètres α_1, α_2 captent l'effet marginal de l'inflation sur la croissance. Ainsi, pour un temps donné, on satisfait la condition :

$$\alpha_1 = \frac{\partial y_{it}}{\partial \pi_{it}} \quad \text{et} \quad \alpha_2 = \frac{\partial y_{jt}}{\partial \pi_{jt}} \quad \text{respectivement si} \quad \pi_{it} \leq \gamma \quad \text{et} \quad \gamma > \pi_{jt}$$

Les variables de contrôle représentées par le vecteur X_{it} comprennent quatre facteurs déterminants de la croissance économique, à savoir :

- le taux d'ouverture (TOUV) qui correspond à la part d'échanges internationaux dans une économie. Il est obtenu est divisant par deux fois le montant des exportations et des importations. En tant qu'indicateur de politique d'ouverture, son influence est favorable à la croissance ;
- le taux d'investissement (TINVEST), un indicateur de politiques de soutien à l'investissement mesuré par le rapport de la formation brute de capital fixe de tous les agents économiques au PIB. Puisqu'il reflète l'impact du capital physique dans le processus de production, son coefficient est attendu positif ;

- le taux de consommation publique (TCONSP) obtenu à partir du ratio des dépenses publiques. Comme variable représentative des effets de la politique budgétaire, le signe du coefficient est attendu positif ;
- la croissance démographique ($\ln(\text{POP})$), mesurée par la taille de la population en logarithme. Certains auteurs (Chan et al. (2005), Dao (2012), Thuku et al. (2013)) soutiennent que lorsque la population augmente suite à une amélioration des conditions de vie, à un moment la population active devient plus élevée, l'épargne et l'investissement augmentent, ainsi que la croissance économique. Par contre une forte croissance démographique tend à appauvrir le pays ou à empêcher le décollage économique dans la mesure où il est difficile de préserver un volume de capital par travailleur important en présence d'une croissance rapide du nombre de travailleurs.

2.3.2. Description des données et tests de stationnarité

Les données utilisées sont celles des pays d'Afrique de l'Ouest engagés dans le processus d'unification monétaire, à l'exception du Libéria et de la Guinée¹⁵. En raison d'absence de données infra-annuelles, comme les données trimestrielles ou mensuelles, l'analyse utilise des données annuelles et couvre une longue période allant de 1980 à 2018. Les données proviennent des bases de données du World Development Indicator (WDI), du FMI et de la CNUCED.

Tableau 1. Tests de stationnarité des variables

Variables	LLC		IPS	
	Statistic	Probability	Statistic	Probability
D(log(GDP))	-10,171	0,000	-10,630	0,000
INF	-8,120	0,000	-7,273	0,000
TOUV	-1,083	0,140	-2,254	0,012
TCONSP	-4,385	0,000	-4,288	0,000
D(TINV)	-11,916	0,000	-14,884	0,000
D(log(POP))	-6,821	0,000	-8,326	0,000

Source : élaboration propre.

Avant d'estimer le modèle, l'existence de racine unitaire dans les données de panel à l'aide des tests de stationnarité de Levin-Lin-Chu (LLC) et Im-Pesaran-Shin (IPS) (2001) a été vérifiée (tableau 1). Les résultats des tests montrent que seuls les

¹⁵ Ces deux pays sont exclus de l'analyse en raison de problème de disponibilité de données sur cette période et de la contrainte méthodologique qui veut que le panel soit cylindré.

taux d'inflation, d'ouverture et de consommation publique sont stationnaires en niveau. Ainsi, pour ne pas être confronté à des résultats erronés, toutes les autres variables ont été rendues stationnaires en tenant compte de leur différence première.

2.3.3. Test de spécification du modèle à effets fixes

Puisque le modèle PTR repose sur l'hypothèse restrictive de l'existence d'effets fixes, la question est alors de savoir si le modèle retenu est un modèle à effets aléatoires ou à effets fixes. La confirmation de la présence d'effets individuels avec le test de Fischer nous conduit ainsi à procéder au test de Hausman (1978) qui constitue le test standard de spécification des effets individuels. Selon les résultats, la p -value associée au test de Hausman est inférieure au seuil de 5%, on rejette donc l'hypothèse nulle de présence d'effets aléatoires, ce qui autorise la procédure d'estimation du modèle empirique à effets fixes¹⁶.

2.4. Présentation et analyse des résultats

Pour déterminer le nombre de seuils, le modèle est estimé de manière séquentielle pour n seuils et les statistiques de test de Fisher de linéarité $F1$, $F2$, associées à leurs p -values sont calculées. Afin de vérifier la sensibilité de(s) seuil(s) du modèle aux variables omises, ces tests sont appliqués au modèle en retirant quelques variables de contrôles l'une après l'autre. Cela se justifie par le fait que certaines variables telles que le taux de change effectif réel et la qualité des institutions identifiées dans la littérature pour tester la sensibilité des seuils n'ont pas été contrôlées en raison de données non disponibles sur la période considérée.

2.4.1. Estimation du taux optimal d'inflation et tests d'effets de seuil

Concernant l'estimation du seuil d'inflation, les résultats suggèrent un seuil de 6,62% (voir tableau 2). Le test de linéarité (F test) rejette l'existence de l'hypothèse nulle de linéarité. La p -value confirme la non-linéarité du modèle et la présence d'un seuil significatif à 5% (p -value = 0,01 < 5%). L'intervalle de confiance indique qu'à un risque de première espèce de 5%, le seuil d'inflation se situerait entre 5,78% et 6,69%. Les résultats du test de sensibilité indiquent que le seuil de 6,62% est robuste par rapport aux effets des variables omises. En effet, dans les deux

¹⁶ Le test indique que le modèle à effets fixes est préféré, cela signifie que les effets individuels sont corrélés avec les variables explicatives. Ce qui justifie l'utilisation du modèle à effets fixes.

autres modèles, l'effet d'un seul γ est statistiquement significatif avec une p -value inférieure au risque de 5%.

Tableau 2. Test de linéarité du modèle

	Modèle retenu	Modèle 2	Modèle 3
Estimateur de seuil			
Paramètre du seuil : γ	6,62%	6,62%	6,62%
IC à 95%	[5,78 6,69]	[5,78 6,69]	[5,78 6,69]
Test d'effet de seuil de Fisher			
F1 test	15,19	16,79	16,60
p -value	0,0100	0,0033	0,0100

Source : élaboration propre.

L'application du test de détermination du nombre de seuils révèle la présence d'un second seuil optimal de 34,09% avec p -value de 0,06% (voir tableau 3). L'intervalle de confiance indique que ce seuil se situerait entre 27,96% et 35,99% avec un risque de première espèce de 5%. Toutefois, le troisième seuil est rejeté avec une p -value de 0,73, ce qui suggère que le modèle est à double seuil. Les résultats du test de sensibilité indiquent que le seuil de 34,09% est robuste par rapport aux effets des variables omises.

Tableau 3. Test de détection d'autres seuils

	Modèle retenu	Modèle 2	Modèle 3
Test de double seuils			
Estimateur du 2ème seuil : γ_2	34,09	34,09	34,09
IC à 95%	[27,96 35,98]	[27,96 35,99]	[27,96 35,99]
F2 test	9,66	11,97	12,14
p -value	0,06	0,0367	0,0333
Test de triple seuils			
Estimateur du 3ème seuil : γ_3	1,32	6,62	6,62
IC à 95%	[1,30 1,36]	[6,52 6,69]	[6,52 6,69]
F3 test	4,57	4,75	4,63
p -value	0,73	0,6867	0,6767

Source : élaboration propre.

Les graphiques de la figure A2 (en annexe) montrent un intervalle de confiance à 5% pour l'ensemble des valeurs seuil pour lesquelles le ratio de vraisemblance est inférieur à la valeur critique de 7,35.

2.4.2. Estimations des régresseurs

En considérant les deux seuils dans le modèle (équation 13) comme coefficients de la variable indicatrice, l'étape suivante consiste à estimer les paramètres dépendants (α_1 et α_2 , α_3) et et indépendants (le vecteur de paramètres β') des trois régimes du modèle. Les résultats des estimations des régresseurs sont reportés dans le tableau 4.

$$y_{it} = u_i + \alpha_1 \pi_{it} I_{(\pi_{it} \leq 6,6)} + \alpha_2 \pi_{it} I_{(6,62 < \pi_{it} \leq 34,1)} + \alpha_3 \pi_{it} I_{(\pi_{it} > 34,1)} + \beta' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Tableau 4. Résultats des estimations des autres paramètres du modèle

	Modèle retenu	Modèle 2	Modèle 3
Impact des régresseurs dépendants des régimes			
α_1	0,007***	0,0045***	0,0078 ***
α_2	0,0016	0,0015	0,0015
α_3	-0,0015***	-0,0016***	-0,0016***
Impact des régresseurs indépendants des régimes			
Taux d'investissement	0,0013**	0,0014**	0,0014 **
Taux d'ouverture	0,0006***	0,0006***	0,0006 ***
Taux de consommation publique	0,00013	0,0002	
Croissance démographique	2,265*** (0,4264)		
Constante	-0,0539***	0,0068***	0,008
Nombre d'observation	456	456	456
Nombre de pays	12	12	12

Note : Les signes*** et ** indiquent respectivement la significativité aux seuils de 1% et 5%.

Source : élaboration propre.

Les résultats appellent les observations qui suivent :

- Dans le premier régime, quel que soit le modèle estimé, le coefficient d'inflation apparaît positif et significatif, ce qui suggère qu'à des taux d'inflation inférieurs à 6,6%, toute montée de l'inflation est favorable à la croissance économique. De ce point de vue, toute mesure expansionniste visant à favoriser la croissance serait profitable pourvu que les taux d'inflation soient maintenus de façon durable à un niveau de moins de 6,6%.
- Au niveau du second régime, le paramètre de seuil n'est pas significatif. Pour cette raison, on ne peut pas savoir avec précision quel serait l'effet d'une hausse

des prix sur l'activité économique lorsque les taux d'inflation se situent entre 6,6% et 34,1%.

- Dans le troisième régime, les estimations montrent qu'une poussée de l'inflation au-delà de 34,1% serait nuisible à l'activité économique. Ainsi, toute mesure de politique susceptible de ramener l'inflation à plus de 34,1% favoriserait une baisse de la croissance.
- L'effet marginal de l'inflation sur la croissance économique des pays est très faible dans les différents régimes. Par exemple, si le taux d'inflation est en dessous de son niveau optimal de 6,6%, une augmentation du niveau d'inflation de 1% induirait une augmentation de la croissance seulement de 0,007%.

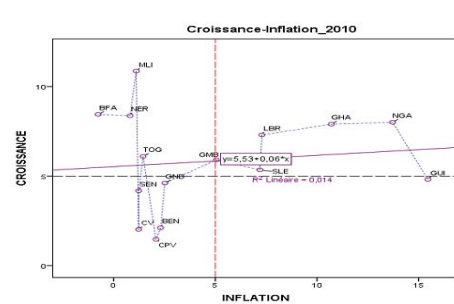
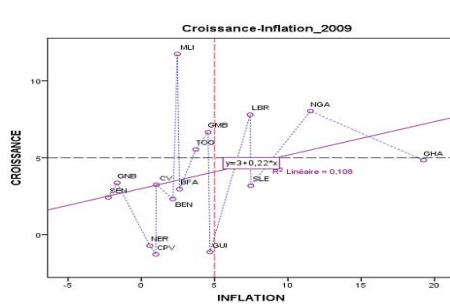
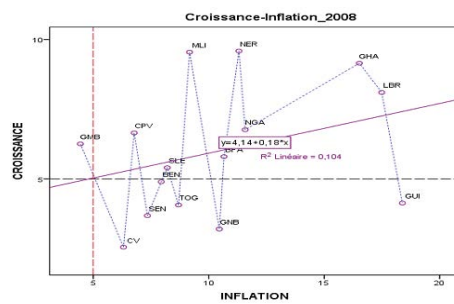
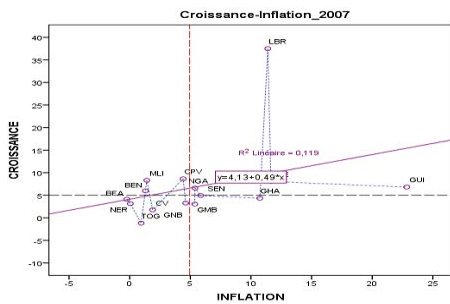
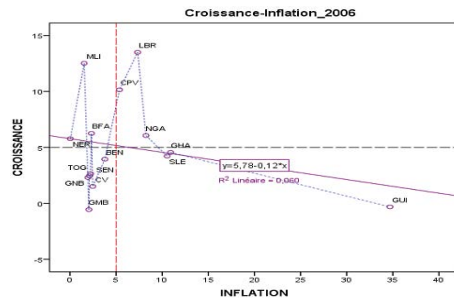
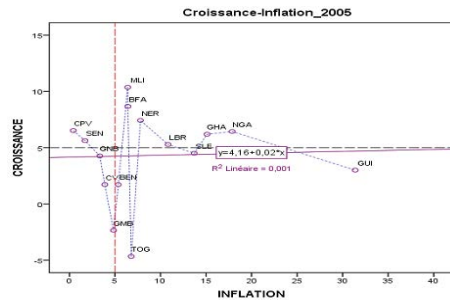
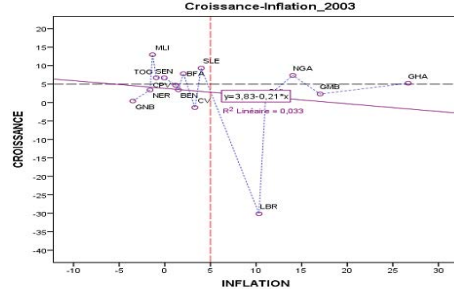
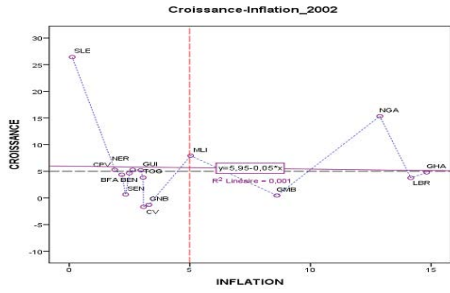
En ce qui concerne l'impact des variables de contrôle, les résultats sont assez concluants au regard de la théorie économique. Le coefficient associé au taux d'investissement est positif et statistiquement significatif (à 5%) conformément aux prédictions de la théorie selon lesquelles l'accumulation du capital est censée favoriser la croissance. L'effet positif de l'ouverture commerciale, à travers le développement des échanges, corrobore le consensus appuyant les effets bénéfiques de l'ouverture commerciale pour les pays en développement. Il s'agit là donc de deux potentiels canaux pouvant être utilisés pour accroître et soutenir la croissance économique au sein de la région. Aussi, le poids du coefficient associé à l'accroissement démographique montre son effet important sur la croissance des pays.

Conclusion et implications de politique économique

En s'inscrivant dans la lignée des travaux sur la recherche de taux d'inflation optimal et de ses effets sur la croissance, ce travail a cherché à déterminer un objectif d'inflation dans la CEDEAO en estimant le seuil d'inflation optimal issu de la relation inflation-croissance. À cet égard, il a été question d'établir une relation de non-linéarité entre l'inflation et la croissance des pays de la zone, candidats au projet d'unification monétaire de 1980 à 2018. Pour atteindre cet objectif, nous avons utilisé un modèle à seuils en données de panel développé par Hansen (1999). Les principaux résultats révèlent l'existence d'une relation non-linéaire entre l'inflation et la croissance dans la CEDEAO. Formellement, deux seuils d'inflation apparaissent : un seuil à un chiffre situé à 6,6% robuste aux analyses de sensibilité et un autre à 34,1%. L'effet de l'inflation sur la croissance serait positif à des taux d'inflation inférieurs à 6,6% dans la zone, mais négatif à niveaux supérieurs à 34,1%. L'effet de l'inflation est non significatif dans cette fourchette de taux. L'inflation agit très faiblement sur la croissance puisqu'une augmentation de 1% du niveau d'inflation induirait une augmentation de la croissance de 0,007% dans le premier régime. Dans le troisième régime, toute augmentation de l'inflation de

1% réduirait la croissance de 0,0015%. Ces résultats ne remettent pas en cause la norme d'inflation de 5% retenue dans le cadre du PCMC, mais appellent à une révision à la hausse de la cible à hauteur de 6,6%, pour non seulement favoriser une convergence nominale plus rapide. Aussi les Banques centrales ayant un objectif bien moindre devraient-elles assouplir leurs politiques monétaires en adoptant la même cible. Les effets faibles de l'inflation sur la croissance montrent qu'il faut un relâchement des politiques monétaires jugées restrictives. Un objectif d'inflation proche de 6,6% peut être envisagé dans le dispositif prévoyant l'harmonisation des politiques monétaires en vue de parvenir à un cadre commun de politique monétaire pour les banques centrales de la CEDEAO.

Annexe



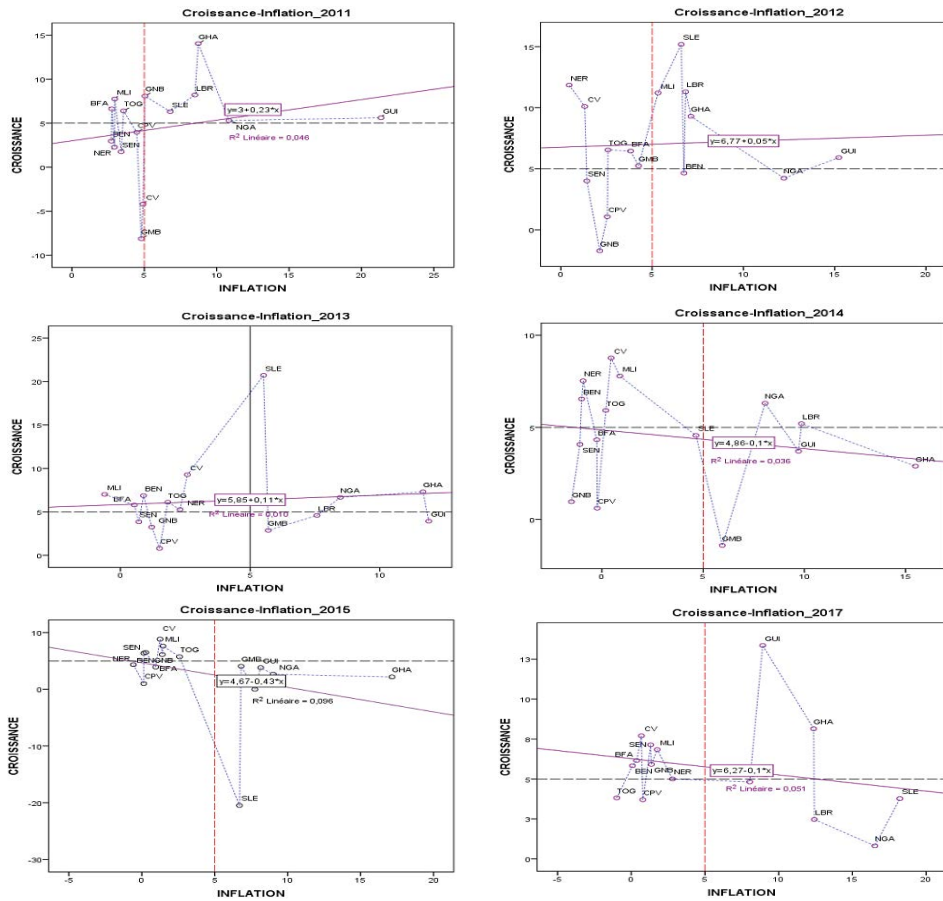


Figure A1. Relations entre l'inflation et la croissance moyennes des pays

Source : élaboration propre.

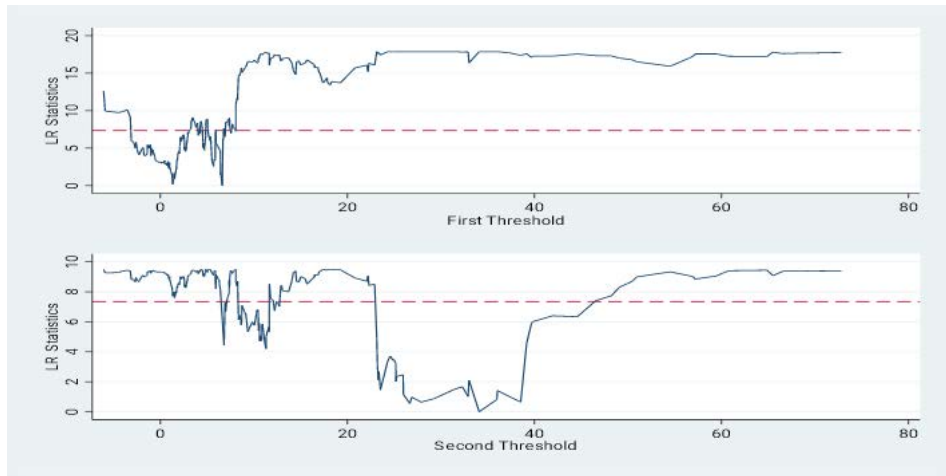


Figure A2. Intervalles de confiance pour les deux seuils

Note : La figure retrace les séquences de LR en fonction de toutes les valeurs possibles de seuil d'inflation. Les valeurs seuils correspondent aux points de contact entre la courbe du ratio de vraisemblance et l'axe des abscisses. La ligne rouge indique la valeur critique du test associée au seuil de 5%.

Source : élaboration propre.

References

- Bikai, J. S., & Kanga, S. Y. (2011). Effets de seuils de l'inflation sur l'activité économique en CEMAC: Analyse par un modèle de panel à seuil non dynamique. *Economies et Sociétés*, 46, 1017–1038.
- Bruno, M., & Easterly, W. (1998). Inflation crises and long-run growth. *Journal of Monetary Economics*, 41(1), 3–26.
- Central Bank of Nigeria. (2016). *Annual report 2016*. https://www.cbn.gov.ng/Out/2018/RSD/CBN%202016%20ANNUAL%20REPORT_WEB.pdf
- Chan, B., Sinha, S., Cho, D., Ramchandran, R., & Sukhatme, V. P. (2005). Critical roles of CD146 in zebrafish vascular development. *Developmental Dynamics*, 232(1), 232–244.
- Chari, V., Jones L., & Manuelli, R. (1996). Inflation, growth, and financial intermediation. *Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Review*, 78(3), 41–58.
- Combey, A., & Nubukpo, K. (2011). *Effets non linéaires de l'inflation sur la croissance dans l'UEMOA*. Communication présentée au Colloque, Dynamiques de croissance au sein de L'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), Ouagadougou.
- Dao, M. Q. (2012). Population and economic growth in developing countries. *International Journal of Academic Research in Business and Social Sciences*, 2(1), 6–17.
- Dotsey, M., & Sarte, P. D. (2000). Inflation uncertainty and growth in a cash-in-advance economy. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 631–655.

- Drukker, D., Gomis-Porqueras, P., & Hernandez, P. (2005). *Threshold effects in the relationship between inflation and growth: A new panel-data approach*. MPRA Paper, 38225. University Library of Munich.
- Eggho J. C., & Khan, M. (2014). On the nonlinear relationship between inflation and economic growth. *Research in Economics*, 68, 133–143.
- Fischer, S. (1993). The role of macroeconomic factors in growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3), 485–512.
- Fok, D., Van Dijk, D., & Franses, P. (2005). A multi-level panel STAR model for US manufacturing sectors. *Journal of Applied Econometrics*, 20(6), 811–827.
- Fouquau, J. (2008). *Threshold effects in Okun's law: A panel data analysis* (thèse de doctorat). Rouen Business School.
- Ghosh, A., & Phillips, S. (1988). Warning: Inflation may be harmful to your growth. *IMF Staff Papers*, 45(4), 672–710.
- Gillman, M., & Kejak, M. (2002, March 21). *Modeling the effect of inflation: Growth, levels, and Tobin*. Proceedings of the 2002 North American Summer Meetings of the Econometric Society: Money.
- González, A., Teräsvirta, T., & Dijk, D. (2005). *Panel smooth transition regression models*. Research Paper, 165. <https://econpapers.repec.org/scripts/redir.pf?u=https%3A%2F%2Fwww.uts.edu.au%2Fsites%2Fdefault%2Ffiles%2Fqfr-archive-02%2FQFR-rp165.pdf;h=repec:uts:paper:165>
- Gylfason, T., & Herbertsson, T. T. (2001). Does inflation matter for growth? *Japan and the World Economy*, 13(4), 405–428.
- Hansen, B. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. *Journal of Econometrics*, 93, 345–368.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271.
- Ibarra, R., & Trupkin, D. R. (2016). Reexamining the relationship between inflation and growth: Do institutions matter in developing countries? *Economic Modelling*, 52, 332–351.
- Ireland, P. (1994). Money and growth: An alternative approach. *American Economic Review*, 84(1), 47–65.
- Khan, M. S., & Senhadji, A. S. (2001). Threshold effects in the relationship between inflation and growth. *IMF Staff Papers*, 48(110), 1–21.
- Kremer, S., Bick, A. & Nautz, D. (2013). Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, 44(2), 861–878.
- López-Villavicencio, A., & Mignon, V. (2011). On the impact of inflation on output growth: Does the level of inflation matter? *Journal of Macroeconomics*, 33(3), 455–464.
- Mundell, R. (1963). Inflation and real interest. *Journal of Political Economy*, 71(3), 280–283.
- Ndoricimpa, A. (2017). Threshold effects of debt on economic growth in Africa. *African Development Review*, 29(3), 471–484.
- Ndoricimpa, A., Osoro, N. E., & Kidane, A. (2016). Threshold effects of inflation on economic growth in selected African regional economic communities: Evidence from a dynamic panel threshold modeling. *Applied Econometrics*, 41, 5–23.
- 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.

- Sall, A. K. (2020). Quel objectif d'inflation pour l'Union Monétaire Ouest-Africaine (UMOA). *Revue Économique et Monétaire*, 27, 9–42.
- Sarel, M. (1996). Nonlinear effects of inflation on economic growth. *IMF Staff Papers*, 43(1), 199–215.
- Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 57(2), 534–544.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 5(70), 65–94.
- Stockman, A. C. (1981). Anticipated inflation and the capital stock in a cash-in advance economy. *Journal of Monetary Economics*, 8(3), 387–393.
- Thanh, S. D. (2015). Threshold effects of inflation on growth in the ASEAN-5 countries: A Panel Smooth Transition Regression approach. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 20, 41–48.
- Thuku, G. K., Paul, G., & Almadi, O. (2013). The impact of population change on economic growth in Kenya. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 2(6), 43–60.
- Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica*, 33(4), 671–684.
- Van Eyden, R., Omay, T., & Gupta, R. (2015). *Inflation-growth nexus in Africa: Evidence from a pooled CCE multiple regime panel smooth transition model*. University of Pretoria Working Paper Series, 2015-04.
- Wang, Q. (2015). Fixed-effect panel threshold model using Stata. *Stata Journal*, 15(1), 121–134.
- Yabu, N., & Kessy, N. J. (2015). *Appropriate threshold level of inflation for economic growth: Evidence from the three EAC founding member countries*. Bank of Tanzania Working Paper Series, 7.

Rôle de l'agriculture dans le processus de transformation structurelle en Afrique de l'Ouest

Role of agriculture in the process of structural transformation in West Africa

Mamane TARNO¹

Université Abdou Moumouni, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Niger

tarnomamane@yahoo.fr

<https://orcid.org/0009-0008-4959-079X>

Abdoul Azizou Oumarou DAN-BAKI²

Laboratoire d'Analyse et de Recherche en Économie pour l'Émergence (LAREE), Niger

abdoulazizoumarou62@yahoo.fr

<https://orcid.org/0009-0009-5396-6224>

Abstract

Purpose: The objective of this article is to analyse the role of agriculture in the process of structural transformation in West Africa.

Design/methodology/approach: We use a random-effects panel model with World Bank and UNCTAD data from 16 countries over the period 1980–2018.

Findings: The results of this analysis show that agricultural value added and the productive capacity index are powerful accelerators of structural transformation in West African countries. On the other hand, the human capital, the agricultural employment rate and the adult literacy rate are obstacles to this process. Furthermore, FDIs (Foreign Direct Investments) have proven to be a powerful channel for this dynamic. Overall, the results suggest that governments should ensure the modernisation of the agricultural sector to make it more competitive and concentrate investments in high productivity sectors.

Originality/value: Finally, they urge policy makers to create an enabling environment for increased and sustained mobilisation of FDI, given these, combined with agricultural employment, significantly amplify structural transformation.

Keywords: agriculture, structural transformation, agricultural employment, agricultural value added, literacy rate, random-effect panel.

¹ BP : 10896, Niamey, République do Niger.

² BP : 12442 FSEG, UAM, Niamey, République do Niger.

Résumé

Objectif : L'objectif de cet article est d'analyser le rôle de l'agriculture dans le processus de transformation structurelle en Afrique de l'Ouest.

Conception/méthodologie/approche : Pour ce faire, nous utilisons un modèle de panel à effet aléatoire avec les données de la Banque mondiale et de la CNUCED de 16 pays sur la période 1980–2018.

Résultats : Les résultats de cette analyse montrent que la valeur ajoutée agricole et l'indice de capacité productive sont des accélérateurs puissants de la transformation structurelle des pays d'Afrique de l'Ouest. En revanche, le capital humain, le taux d'emploi agricole et le taux d'alphabétisation des adultes constituent des freins à ce processus. En outre, les IDE (Investissements Directs Étrangers) se sont révélés être un puissant canal de cette dynamique. Globalement, les résultats suggèrent aux gouvernements de veiller à la modernisation du secteur agricole afin de le rendre plus compétitif et de concentrer les investissements dans les secteurs à forte productivité.

Originalité/valeur : Enfin, ces résultats exhortent les décideurs à créer un environnement propice à une mobilisation accrue et soutenue des IDE, tant donné que, associés à l'emploi agricole, ils amplifient significativement la transformation structurelle.

Mots-clés : agriculture, transformation structurelle, emploi agricole, valeur ajoutée agricole, taux d'alphabétisation, panel à effet aléatoire.

JEL classification : J43, L16, N17, Q10.

Introduction

Depuis les années 1980, l'Afrique de l'Ouest peine à maintenir son niveau d'industrialisation des années 1970 (Tarno & Maman, 2019). La désintégration de son tissu industriel montre que la région rencontre des difficultés à être au diapason de la transformation structurelle. Celle-ci est définie comme un processus de réallocation des activités économiques des secteurs à faible productivité vers ceux à forte productivité (Chenery & Syrquin, 1975 ; CNUCED, 2012 ; Kuznets, 1966, 1973 ; Matsuyama, 2008 ; McMillan & Rodrik, 2011 ; Rodrik, 2013 ; Syrquin, 1988). Outre l'aspect réallocation, la transformation structurelle admet d'autres connotations. Pour Kuznets (1973) par exemple, elle désigne le changement de la structure de consommation, le changement des parts relatives de l'offre des biens domestiques et étrangers. Les exemples les plus saillants sont l'« industrialisation » et la « transition vers l'économie des services ». La transformation structurelle dépend certes de la croissance, autrement dit de l'augmentation soutenue des capacités d'offre de biens diversifiée à long terme, mais aussi du rôle des institutions, des croyances et des idéologies. Celles-ci sont si importantes qu'en l'absence d'ajustements institutionnels et idéologiques adéquats, le progrès technique dont dépend fortement la croissance, peut émerger sans être ni adopté ni utilisé de façon

efficace. Sans être exhaustif, on peut dire que ces définitions établissent au moins une réalité: la transformation structurelle est vitale pour les pays en développement. Lorsqu'elle n'existe pas ou lorsqu'elle est défailante, l'économie rentre dans une phase de stagnation qui se traduit par une croissance économique volatile et des coûts sociaux, humains et environnementaux élevés. Mais si elle est en marche, l'économie connaît non seulement un renversement de la croissance qui devient moins volatile, plus forte et plus inclusive (Chenery & Syrquin, 1975) mais aussi une atténuation significative de ces coûts.

En Afrique, même quand il existe, ce processus est très faible (Akrouit & Khadi-mallah, 2017), le centre de gravité de l'économie ne bouge pas (Cadot et al., 2016). Dans une étude sur un échantillon de 37 pays africains observés de 1991 à 2017, Gbemenou et al. (2020) ont confirmé cette absence de transformation structurelle. En effet, sur une moyenne de 1% par an de la croissance de la productivité du travail, la transformation structurelle n'a contribué que pour un tiers. Depuis 2000, la tendance s'est inversée mais le processus est disparate. Plus ample dans les pays sans littoral que dans les pays côtiers, il est porté en Afrique de l'Est par le secteur industriel. De plus, le mouvement s'opère en sens inverse de ce que prédit la théorie. Selon Rodrik (2016), McMillan et Rodrik (2011) et McMillan et al. (2014), prenant naissance dans le secteur primaire, le processus débouche directement dans le tertiaire, sautant ainsi le secondaire, la réallocation de la main d'œuvre étant son mode opératoire (Gbemenou et al., 2020).

Pour échapper aux inconvénients d'une croissance économique molle et au système d'économie de rente (Cadot et al., 2015), les pays en développement doivent promouvoir la transformation structurelle. C'est d'autant plus vrai que ce pari va dans le sens de la devise, qu'il n'y a pas de développement économique sans changement structurel et sans un secteur industriel dynamique (Organisation des Nations Unies pour le Développement Industriel, ONUDI, et Conférence des Nations Unies pour le Commerce et le Développement, CNUCED, 2011). Prônant un développement centré sur la manufacture, selon une séquence reliant le secteur primaire au secondaire et ce dernier au tertiaire, la transformation structurelle est le plus sûr moyen d'éradiquer la pauvreté, de réduire la volatilité de la croissance, de multiplier les opportunités d'emplois et d'éviter un développement « sans usines » (Cadot et al., 2015). Elle est plus apte à modifier la structure de l'économie (Otoo, 2013). Selon Szirmai (2009), la transformation structurelle jouit d'un préjugé favorable : une croissance économique forte, rapide et durable repose toujours sur un processus d'industrialisation. Ses nombreux atouts font d'elle un enjeu pour sortir du piège du sous-développement. C'est pour ces raisons que les institutions internationales et sous régionales telles que la CNUCED et la Banque Africaine de Développement (BAD) plaident en sa faveur. L'atteinte de cet objectif passe par la connaissance de ses sources potentielles, ce qui relance le débat sur le rôle de l'agriculture.

Historiquement, l'agriculture était à l'avant-garde de la révolution industrielle ; c'est son surplus qui a financé l'économie moderne (Baechler, 1971 ; Bairoch, 1963, 1992 ; Smith, 1776). Selon certaines analyses, elle peut aujourd'hui encore jouer ce rôle dans les pays en développement (Claquin & Chabane, 2013 ; de Janvry & Sadoulet, 2010 ; Rattso & Torvik, 2003 ; Timmer, 2009). Mais beaucoup pensent qu'il est peu probable que les « miracles » antérieurs soient reproduits à l'identique. Outre les contraintes techniques, les obstacles seraient ses coûts humains et environnementaux colossaux. Pour Losch (2008) et Byerlee et al. (2009), le contexte et l'époque ont changé et donc une vision « évolutionniste » reposant sur une fascination des succès passés a peu de chances de se réaliser. Un développement fondé sur l'agriculture est donc plus délicat aujourd'hui qu'hier. On ne peut plus faire l'agriculture comme avant, au risque de détruire la biodiversité, alors que le bien-être de l'homme en dépend (Ehui, 2018). Si à ces risques s'ajoutent ceux liés aux changements climatiques et à la croissance démographique rapide (Cadot et al., 2015)³, il ne serait pas facile de choisir le modèle de développement agricole à mettre en place. Mais une chose est sûre, l'agriculture d'hier ne peut plus être la solution de demain (Ehui, 2018), ce qui implique que les pratiques agricoles doivent être repensées totalement. Dans cette perspective, on doit prendre en compte le rôle du capital humain qui a des effets de diversification reconnus par plusieurs auteurs dont Bouwawe (2023), mais aussi celui des Technologies de l'Information et de la Communication (TIC), bien que des contraintes infrastructurales et institutionnelles selon Mbondo et Bouwawe (2023) limitent considérablement leur expansion en Afrique subsaharienne.

Le rôle de l'agriculture envers le processus de développement de l'Afrique est donc indéterminé. Vis-à-vis de la transformation structurelle, il est aussi hypothétique. Pour les auteurs optimistes, elle peut en dépit de ses tares jouer le rôle de catalyseur. Gbemenou et al. (2020) ont montré que le rythme de la transformation structurelle est fortement influencé par le niveau initial de l'emploi agricole, et donc par l'agriculture. L'idée que le développement du secteur industriel, vital pour la transformation structurelle, est impensable en l'absence du secteur agricole, est un argument qui vient en appui à cette thèse. En effet, même si son impact n'est pas direct, l'agriculture agit sur la transformation structurelle à travers l'industrie, à laquelle elle est rattachée par des liens multiples et variés. Des arguments ayant trait à la productivité et aux effets de complémentarité sont avancés pour étayer cette influence. Selon Debar (2019) la faiblesse de la productivité agricole en Afrique n'est pas que défavorable à la transformation structurelle, elle lui est même hostile. Si la complémentarité entre le secteur agricole et l'industrialisation

³ McKinsey Global Institute (2012) estime par exemple que le continent doit créer 122 millions d'emplois d'ici à 2020, la démographie impliquant que la force de travail du continent dépasse celle de la Chine ou de l'Inde en 2035.

est remise en cause, le processus de transformation structurelle sera pénalisé. Lorsque l'agriculture n'a pas les capacités de fournir des biens de consommation courante nécessaires à la compétitivité des entreprises nationales sur les marchés mondiaux, l'industrialisation en pâtira et avec elle la transformation structurelle. Partisans de la complémentarité, de Janvry et Sadoulet (2010) ont montré qu'un défaut de développement de l'agriculture peut être fatal à l'industrie et donc à la transformation structurelle, car c'est l'agriculture qui crée les avantages comparatifs de l'industrie. Rattso et Torvik (2003) ont démontré que si l'agriculture est marginalisée, ses liens commerciaux avec le secteur industriel seront directement affectés, ce qui se répercutera sur la transformation structurelle. La BAD (2016) a décliné les retombées sur l'industrie et donc sur la transformation structurelle d'un essor effectif de l'agriculture : effets directs sur la chaîne de valeur agro-industrielle, atténuation de la facture des importations agricoles et alimentaires, épargne des ménages plus abondante, réduction des inégalités spatiales, apport en devises pour importer les intrants intermédiaires pour les industries locales.

Le rôle de l'agriculture dans le processus de transformation structurelle passe par plusieurs voies et mécanismes. Étant riches autant d'arguments favorables que défavorables, ces analyses suscitent la présente question de recherche : dans quelles proportions l'agriculture, contribue-t-elle au processus de transformation structurelle des pays d'Afrique de l'Ouest ? Deux questions spécifiques émergent de cette question : (1) Y a-t-il une relation entre l'agriculture et la transformation structurelle en Afrique de l'Ouest ? (2) Dans l'affirmative, quelles variables agricoles matérialisent cette relation ?

Les réponses à ces questions inspireront les décideurs qui doivent engager des réformes hardies pour booster et stabiliser la croissance économique des pays d'Afrique de l'Ouest. L'atteinte de cet objectif général passe par la réalisation des objectifs spécifiques suivants : 1) étudier la relation entre l'agriculture et la transformation structurelle en Afrique de l'Ouest ; 2) identifier les variables explicatives et les canaux de transmission par lesquels les ressources sont allouées.

Nous formulons à cet effet les hypothèses ci-après :

- H1** : La transformation structurelle est fonction croissante de la valeur ajoutée agricole.
- H2** : Le niveau de l'emploi agricole évolue en sens contraire du processus de transformation structurelle en Afrique de l'Ouest.
- H3** : Le niveau d'éducation de la main-d'œuvre agricole agit positivement sur le rythme de transformation structurelle en Afrique de l'Ouest.
- H4** : La capacité productive renforce le processus de transformation structurelle en Afrique de l'Ouest.

Le reste du papier est structuré en trois sections. La première synthétise la revue de littérature, la seconde présente le cadre conceptuel et la troisième le cadre empirique, les résultats et leurs interprétations.

1. Revue de littérature

La transformation structurelle se manifeste à travers la convergence de l'agriculture vers les autres secteurs, notamment le secteur industriel (Akrouf & Khadimallah, 2017). Plusieurs auteurs ont analysé ce processus et expliqué les modalités par lesquelles les changements se produisent. Nous exposerons dans ce qui suit la revue de littérature, d'abord théorique et ensuite empirique.

1.1. Revue de littérature théorique

La relation entre l'agriculture et la transformation structurelle a fait l'objet de nombreux travaux. Phénomène empirique, elle résulte de l'analyse des faits stylisés de la croissance dont les pionniers sont Fisher (1939), Clark (1940), Fourastié (1969), Kuznets (1966, 1976), Maddison (1980) et Elfring (1989). Après une longue hibernation, le sujet a refait surface avec les contributions de Matsuyama (2008), McMillan et Rodrik (2011), McMillan et al. (2014) Rodrik (2016) qui prolongent celles de leurs devanciers Chenery et Syrquin (1975) et Syrquin (1988). Le postulat de départ dans leurs analyses est que le développement d'une économie s'accompagne toujours des changements profonds qui modifient totalement ou partiellement sa structure ou sa composition sectorielle. Ces changements sont diversement interprétés par les différents courants de pensée économique. Sous l'angle de l'histoire économique du développement, nous distinguons trois conceptions : celle de Bauer et Yamey (1958) qui définissent la transformation structurelle comme la modification de la composition sectorielle de l'économie ; celle de Kuznets (1973, 1979) qui, se référant à sa théorie de croissance économique moderne, l'assimile au processus qui concourt à la modernisation de l'économie ; et enfin celle de Pasinetti (1981) selon lequel, la transformation structurelle est une composante de la dynamique structurelle. Selon l'approche de l'économie du développement, approche plus large que la précédente, la transformation structurelle englobe toutes les transformations sociales, politiques et institutionnelles. Nonobstant les nuances entre ces définitions, les exigences de l'analyse empirique ont fini par imposer une interprétation plus opérationnelle. Utilisant des modèles formalisés, la plupart des travaux récents portent l'attention sur ses aspects spécifiques (Matsuyama, 2008). Elle est ainsi considérée comme le mécanisme par lequel des ressources sont transférées d'un secteur à un autre. Obéissant à une logique ascendante, ce transfert s'effectue des secteurs traditionnels vers ceux modernes, ou plus précisément, des activités à faible productivité vers celles à forte productivité. Le mouvement s'opère dans le sens de l'évolution de la productivité, par ordre croissant de capacité d'absorption du progrès technique, soit du secteur primaire (agriculture) vers le secondaire (industrie manufacturière et construction) et de ce dernier vers le

tertiaire (services). Le déplacement des ressources productives, en particulier de la main-d'œuvre de l'agriculture vers l'industrie puis les services, caractéristique de l'évolution des pays industrialisés, est largement documenté dans la littérature économique, depuis les travaux de Kuznets (1966), confirmés plus tard par Gollin et al. (2007), Tiffin et Irz (2006) et Timmer (2009). Ce processus met en évidence le changement structurel qui résulte de trois faits stylisés: 1) la transformation profonde de la structure de l'économie se traduit par la croissance de la part du secteur manufacturier dans le produit intérieur brut (PIB) couplée avec une réduction de la part de l'agriculture (Kuznets, 1973 ; Timmer, 2009) ; 2) la diminution de la part de l'emploi agricole et le transfert des travailleurs vers des secteurs plus productifs. Selon Kawagoe et al. (1985), cette baisse n'est pas absolue, elle peut être lente par rapport à la détérioration de la part de l'agriculture dans le PIB ; et 3) le noyau de l'économie passe des zones rurales aux villes et, sous l'effet de l'exode rural, l'urbanisation augmente de façon significative (Kuznets, 1966 ; Timmer, 2009).

Selon Kuznets (1973), ces transformations s'effectuent à travers deux canaux : les élasticités-revenu de la demande (qui sont d'autant plus élevées que la demande est sensible à la variation du revenu) et le progrès technologique (réputé être le moteur de la croissance). Au fur et à mesure que le progrès technologique dope la croissance, les chaînes de valeur se multiplient, la gamme des produits et des services augmentent et les marchés s'élargissent. Imbriquées et concomitantes, ces transformations structurent la croissance qui s'amplifie et se stabilise à mesure que le capital s'accumule et que la productivité s'accroît. Ainsi que l'ont souligné Akrouf et Khadimallah (2017), le moteur de la migration de la main-d'œuvre hors de l'agriculture est le différentiel des productivités. La main-d'œuvre quitte le secteur agricole qui a une productivité faible et « se déverse » dans les secteurs non-agricoles caractérisés par une forte absorption de la main-d'œuvre en raison de leur productivité élevée. L'incitation des travailleurs à migrer hors de l'agriculture et hors des zones rurales est sous-tendue par le différentiel de productivité qui crée en aval un différentiel de rémunérations. Johnston et Mellor (1961) explique ce mécanisme de transformations endogènes en se situant avant son déclenchement. À ce point de départ, l'agriculture est dominante au sein de l'économie tant du point de vue de la production que de l'emploi. Seule une infime partie de la production agricole est échangée. À ce stade, le surplus agricole est également infime. Le changement économique commence lorsque ce surplus s'élève et qu'il est converti en capital qui s'investit dans l'industrie en gestation. Lorsque cette dernière atteint sa maturité, comme une éponge, elle absorbe les travailleurs déclassés par une agriculture de plus en plus mécanisée. Ce processus s'intensifie à mesure que la productivité du travail s'élève, que l'intégration intersectorielle se renforce et que les échanges avec l'extérieur se développent. Alors que la production agricole continue d'augmenter, ses parts dans le PIB et l'emploi fléchissent conformément à la loi d'Engel (Buera & Kaboski, 2009), tandis que les parts des secteurs intensifs en

capital augmentent (Acemoglu & Guerrieri, 2008). Le moteur de cette dynamique est la productivité de la main-d'œuvre agricole qui décroît d'un côté et s'accroît de l'autre, provoquant dans les secteurs productifs, un processus de diversification des produits et des activités.

Pour les pays à faible revenu, les premiers travaux à avoir confirmé ce rôle transformateur de l'agriculture sont ceux de Johnston et Mellor (1961) et Schultz (1964). Il est confirmé par Timmer (2009) qui décline les phases qui structurent le processus de changement structurel dans l'agriculture. Dans la première phase, la productivité du travail agricole commence à s'accroître jusqu'à un niveau suffisamment élevé ; poursuivant sa hausse, elle atteint le point critique où le surplus agricole favorise, à travers la mobilisation des recettes fiscales, du travail et de l'épargne, l'expansion des autres secteurs : c'est la deuxième phase; la troisième est celle où les secteurs non agricoles sont solidement intégrés ; et la quatrième est celle où cette intégration fait entrer l'économie dans l'ère de l'industrialisation.

Nonobstant ce mécanisme, la plupart des auteurs pensent que le rôle de l'agriculture dépend non seulement de son degré d'intégration à l'économie nationale mais également à l'économie internationale (Akrouf & Khadimallah, 2017). C'est aussi le point de vue de Dercon (2009) selon lequel, si la nourriture peut être importée au lieu d'être produite localement, le facteur travail peut se déplacer directement vers le secteur industriel et ainsi, en dopant les exportations, permettre au pays de financer sans difficultés ses importations alimentaires. C'est implicitement l'idée des modèles néo-classiques de la croissance économique : la croissance de la productivité dans l'agriculture peut libérer du travail et créer une demande pour les biens manufacturés (Lewis, 1954). Matsuyama (1992) émet sur ce point des réserves, car pour lui, l'impact positif de la productivité agricole sur l'industrialisation ne se produit que dans les économies fermées. Dans les économies ouvertes, l'avantage comparatif du secteur agricole peut ralentir la croissance industrielle et ainsi compromettre le processus de transformation structurelle.

1.2. Revue de littérature empirique

Le rôle de l'agriculture dans le processus de transformation structurelle a fait l'objet de nombreuses études empiriques, micro- et macroéconomiques.

Nous nous focalisons sur la littérature relative aux études de type macroéconomique. Pour certains auteurs, le processus de transformation structurelle est contrôlé par le capital physique (Gbemenou et al., 2020), le capital humain (Bouwawe, 2023 ; Karachiwalla & Palloni, 2019), les infrastructures (Avom & Nguékeng, 2020 ; Vanden Eynde & Wren-Lewis, 2023), tandis que pour d'autres il dépend de la bonne gouvernance ou de la qualité des institutions (Acemoglu et al., 2001, 2002 ; North, 1971 ; Spolaore & Wacziarg, 2013), de l'industrialisation (CEA, 2011 ; Lopes, 2012), de la révolution verte (Adelman, 1984 ; Johnston & Mellor, 1961 ;

Martin & Mitra, 2001), de la diversification économique (Joya, 2015) etc. Pour ce qui est du rôle précis de l'agriculture, nos investigations ont permis d'identifier trois études : Tarno (2016), Akrouit et Khadimallah (2017) et Gbemenou et al. (2020).

L'étude de Tarno (2016) vise à évaluer les impacts des investissements sur la transformation structurelle dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Il est apparu que ce processus est porté par plusieurs vecteurs. Les travaux empiriques récents fondés sur l'expérience des pays émergents ont montré que pour conduire une économie vers la transformation structurelle, il faut agir sur la gouvernance économique, le leadership, la croissance inclusive, la promotion des exportations, le capital humain, l'innovation et les nouvelles technologies de l'information et de la communication (Esso & Yéo, 2014). Chacun donc en va de ses idées, mais aucun des vecteurs ci-dessus cités ne peut se concrétiser sans investissement. On admet qu'il faut investir, mais personne ne dit ni où ni comment. Pour répondre à cette exigence, l'auteur a dans l'approche méthodologique combiné l'analyse documentaire, statistique et économétrique. Le cadre géo-spatial est constitué des pays de l'UEMOA excepté la Guinée Bissau, observés sur la période 1980–2012. Un modèle à retards échelonnés autorégressifs est spécifié dans lequel la variable expliquée est régressée sur deux types de variables : des variables de contrôle (PIB réel, inflation, développement financier, dépenses d'éducation, nature du régime politique) et des variables de politiques économiques (investissements par secteur et par branche). La variable expliquée est calculée en utilisant la méthode de McMillan et Rodrik (2011). L'estimation est faite à l'aide de la méthode des effets fixes versus effets aléatoires, des variables instrumentales et des moments généralisés. Les résultats obtenus sont les suivants : l'analyse documentaire a montré que dans les pays de l'UEMOA la transformation structurelle est encore embryonnaire, résultat que confirme l'analyse statistique menée sur la période 1980–2012 en utilisant la méthode McMillan et Rodrik (2011) ; l'analyse économétrique a identifié comme vecteurs de transformation structurelle : au niveau sectoriel, les secteurs secondaire et tertiaire et au niveau des branches : la branche « Industrie manufacturière », la branche « Transport-Entrepôts-Communication » et la branche « Assurance-Affaires immobilières-Services aux entreprises ».

Akrouit et Khadimallah (2017) cherchent à vérifier, dans quelle mesure, la performance du secteur agricole favorise le développement industriel et le processus de transformation structurelle. Ils utilisent à cet effet comme échantillon d'une part des pays africains échantillonnés, dans un premier temps en 52 pays, et ensuite en 5 régions (Afrique australe, Afrique centrale, Afrique occidentale, Afrique orientale et Afrique septentrionale). La variable à expliquer faisant office de transformation structurelle est la valeur ajoutée créée par le secteur industriel par rapport au PIB. Elle est régressée sur la valeur ajoutée créée par le secteur agricole rapportée au PIB (censée refléter la taille du secteur agricole, les effets

de la productivité et le surplus du secteur), la formation brute de capital fixe en pourcentage du PIB pour tenir compte de l'investissement réalisé dans l'ensemble de l'économie, l'ouverture commerciale qui correspond à la somme des exportations et des importations divisée par le PIB et enfin l'indice de capital humain qui mesure le potentiel de développement du capital humain. Après les tests de la racine unitaire et de Hausman, le modèle a été estimé à l'aide de la méthode des effets aléatoires sur des données annuelles de 1960 à 2014. Les résultats du premier échantillon ont montré que dans l'ensemble des pays de l'Afrique, la formation brute de capital fixe et le capital humain présentent un fort impact positif sur la valeur ajoutée du secteur industriel. Une augmentation d'une unité de la formation brute de capital fixe génère un accroissement de la valeur ajoutée du secteur industriel de 40% et une augmentation d'une unité de capital humain induit une augmentation de la valeur ajoutée générée par les activités industrielles de 25%. Une augmentation d'une unité du degré d'ouverture économique est associée à une augmentation de 4% de la valeur ajoutée de l'industrie. Quant à la valeur ajoutée de l'agriculture, variable d'intérêt de l'étude, les résultats indiquent qu'une augmentation de 1% de cette variable induit une baisse de 62% de la valeur ajoutée de l'industrie. Ces résultats permettent donc de déduire que la valeur ajoutée agricole a un fort impact négatif et significatif sur le secteur industriel. La même méthode d'estimation appliquée par région donne des résultats différents. Ainsi, il ressort qu'en Afrique centrale et australe, il y a une contribution même si elle est faible du secteur agricole dans le développement industriel (0,5% pour l'Afrique australe et de 0,1% pour l'Afrique centrale). En revanche en Afrique occidentale, orientale et septentrionale, la valeur ajoutée agricole a un fort impact négatif et significatif sur le secteur industriel. Concernant l'Afrique occidentale et l'Afrique orientale, Il n'y a pas d'effet significatif de l'ouverture commerciale. Pour l'Afrique septentrionale, l'ouverture commerciale reste toujours motivante du secteur industriel mais elle perd de son poids et devient non significative. La formation brute de capital fixe change d'effet et présente un effet négatif sur le secteur industriel.

Gbemenou et Rodrik (2020) ont pour objectif d'examiner la contribution de la transformation structurelle à la croissance de la productivité du travail en Afrique. S'inspirant de McMillan et Rodrik (2011), ils décomposent la valeur ajoutée par travailleur en deux composantes, l'une intra-sectorielle et l'autre intersectorielle, cette dernière capturant les effets de réallocation de la main d'œuvre, et fait donc officie de proxy du « changement structurel ». Cet indicateur de la transformation structurelle est régressé sur les déterminants potentiels de la transformation structurelle à savoir : la stabilité macro-économique, le degré d'intégration au commerce mondial, le taux de change, le capital humain, le capital physique, la gouvernance, le niveau initial de la part de l'emploi sectoriel et la croissance démographique. Les données sont un panel de 37 pays observés sur la période 1991–2017. Excepté

les conditions initiales de l'emploi agricole, les variables explicatives sont des moyennes de 5 ans. Le modèle est estimé par la méthode des effets fixes. Les résultats statuent sur une faible transformation structurelle en Afrique. La croissance annuelle moyenne de la productivité du travail s'élève à environ 1,0% entre 1991 et 2017, soit +0,66% pour la composante intra-sectorielle et +0,34 pour la composante intersectorielle. Toutes les régions, à l'exception de l'Afrique centrale, ont enregistré une réallocation de la main-d'œuvre de l'agriculture vers les autres secteurs de l'économie. L'analyse des déterminants du processus en cours en Afrique, révèle un effet significatif du capital humain et physique, et de la croissance démographique. Le niveau initial de l'emploi agricole détermine également le rythme de la transformation structurelle, et serait en partie, à la base des écarts observés entre les pays, au niveau de la contribution de la transformation aux gains de productivité. Il apparaît donc nécessaire pour une croissance durable des économies africaines, dans un contexte de désindustrialisation précoce, d'une part d'accélérer le rythme de la transformation structurelle à travers l'investissement dans l'éducation et les infrastructures, et d'autre part, d'accroître le ratio capital / travail dans le secteur agricole afin de stimuler la croissance de la productivité, d'améliorer la compétitivité des producteurs locaux et de favoriser l'émergence d'une industrie agroalimentaire locale capable d'absorber une partie de la main-d'œuvre agricole migrante.

Ces études, sur le plan méthodologique, peuvent souffrir de plusieurs insuffisances notamment en matière de techniques d'estimation. Les travaux économétriques basés sur des données transversales pour un panel de pays ont de sérieuses limites qui font douter de la qualité des résultats obtenus (Tsakok & Gardner, 2007). Les résultats sont souvent irréalistes du fait d'une mauvaise spécification, de l'endogénéité de certaines variables ou de l'adoption d'une fonction de production identique pour plusieurs pays alors que leurs économies sont dissemblables du point de vue technologique (Akrouit & Khadimallah, 2017). La pertinence de la méthode d'estimation ne met pas à l'abri de certaines déconvenues, du fait qu'on a omis une variable pertinente ou on n'a pas pu contrôler l'impact potentiel d'autres facteurs déterminants (Akrouit & Khadimallah, 2017).

Au terme de cette revue, la liste des variables considérées comme ayant une forte incidence sur le processus de transformation structurelle est présentée comme suit : dans le tableau 1, figurent les variables identifiées à partir de l'analyse des faits stylisés et dans le tableau 2, celles qui résultent des études empiriques.

Les canaux de transmission identifiés par la revue sont : les investissements (Tarno, 2016), l'élasticité-revenu de la demande et le progrès technologique (Kuznets, 1973), le degré d'intégration de l'agriculture à l'économie nationale et à l'économie internationale et le différentiel de productivités et de rémunérations de la main-d'œuvre (Akrouit & Khadimallah, 2017) et les importations de la nourriture (Dercon, 2009).

Tableau 1. Variables explicatives identifiées à partir de la revue des faits stylisés

Auteurs	Variables explicatives	Effets/Impacts
Kuznets (1973), Timmer (2009), Lewis (1954), Matsuyama (1992)	<ul style="list-style-type: none"> – part du secteur manufacturier dans le PIB – part de l'agriculture dans le PIB – part de l'emploi agricole/part de l'emploi non-agricole – valeur ajoutée agricole – productivité du travail agricole – exode rural, urbanisation 	+/-
Losch et al. (2012)	<ul style="list-style-type: none"> – niveau d'investissement dans l'agriculture 	+/-
Buera et Kaboski (2008)	<ul style="list-style-type: none"> – part de la production agricole dans le PIB – part de l'emploi agricole dans l'emploi total 	+/-
Acemoglu et Guerrieri (2008)	<ul style="list-style-type: none"> – part de la production des secteurs intensifs en capital dans le PIB – part de l'emploi dans les secteurs intensifs en capital dans l'emploi total 	+/-

Source : élaboration propre à travers la littérature.

Tableau 2. Variables expliquée et explicatives identifiées à partir des études empiriques

Auteurs	Variable expliquée	Variables explicatives	Echantillons/ Période	Méthodes utilisées
Tarno (2016)	variation de la productivité globale du travail induite par la variation de la main-d'œuvre (méthode de McMillan & Rodrik, 2011)	<ul style="list-style-type: none"> – variables de politiques économiques : investissement agricole, investissement industriel, investissement dans les services – variables de contrôle : PIB, régime politique, inflation, etc. 	UEMOA : 7 pays 1980–2012	<ul style="list-style-type: none"> – analyse descriptive – méthode des moments généralisés
Akrout et Khadimallah (2017)	valeur ajoutée du secteur industriel en pourcentage du PIB	<ul style="list-style-type: none"> – valeur ajoutée créée par le secteur agricole par rapport au PIB – formation brute de capital fixe par rapport au PIB – ouverture commerciale – indice du capital humain 	<ul style="list-style-type: none"> – premier échantillon : 52 pays d'Afrique – autres échantillons : Afrique australe, centrale, occidentale, orientale et septentrionale 1960–2014 	<ul style="list-style-type: none"> – test de la racine unitaire – test de Hausman – modèles à effets aléatoires
Gbemenou et al. (2020)	composante intersectorielle de la valeur ajoutée par travailleur (méthode de décomposition de McMillan & Rodrik, 2011)	<ul style="list-style-type: none"> – stabilité macro-économique – degré d'intégration au commerce mondial – taux de change – capital humain – capital physique – gouvernance – niveau initial de la part de l'emploi sectoriel – croissance démographique 	panel de 37 pays d'Afrique 1991–2017	<ul style="list-style-type: none"> – méthodes des effets fixes

Source : élaboration propre à travers la littérature.

2. Cadre conceptuel et méthodologique

Le présent article utilise le modèle économique de type Lewis réadapté par la Commission Economique pour l'Afrique en 2020 (CEA, 2020). Cette méthode permet de modéliser la transformation structurelle captée par son indicateur développé par la CNUCED. Cet indicateur a été aussi utilisé dans une recherche de McMillan et al. (2014). En outre, la base de données a été complétée par celle de la Banque mondiale sur les trois indicateurs à savoir : Investissements directs étrangers (IDE), PIB et Importation des aliments. Afin de répondre aux hypothèses de recherche, nous avons choisi la régression linéaire avec la structuration du panel vu les caractères de la variable dépendante (quantitative) et la structuration de nos données en panel.

Forme fonctionnelle du modèle

La présente partie décrit la forme fonctionnelle du modèle d'estimation économétrique.

$$\begin{aligned}
 CS_{ij} = & \alpha_{ij} + ICP_{ij} + CH_{ij} + CN_{ij} + ENERG_{ij} + Trans_{ij} + TIC_{ij} + INSTITU_{ij} + SPRIV_{ij} \\
 & + VAAGRI_PIB_{ij} + EMP_AGRI_{ij} + TX_ALPH_ADULT_{ij} + VAAGRI \times IDE_{ij} \\
 & + VAAGRI \times IMPOR_{ij} + VAAGRI \times PIB_{ij} + EMP_AGRI \times IDE_{ij} + EMP_AGRI \\
 & \times IMPOR_{ij} + EMP_AGRI \times PIB_{ij} + TX_ALPH_ADULT \times IDE_{ij} \\
 & + TX_ALPH_ADULT \times IMPOR_{ij} + TX_ALPH_ADULT \times PIB_{ij} + \mu_j + \varepsilon_{ij}
 \end{aligned}$$

Le tableau 3 donne la définition des variables du modèle.

Tableau 3. Définition des variables

Code	Signification des codes des variables
CS	changement structurel
ICP	indice des capacités productives
CH	capital humain
CN	capital naturel
VAAGRI_PIB	valeur ajoutée de l'agriculture dans le PIB
EMP_AGRI	part de l'emploi agricole
TX_ALPH_ADULT	taux d'alphabétisation des adultes
IDE	investissements directs étrangers
IMPOR	importation des produits alimentaires
PIB	produit intérieur brut par tête
Canal1	croisement entre la valeur ajoutée agricole et IDE
Canal2	croisement entre la valeur ajoutée agricole et importation
Canal3	croisement entre la valeur ajoutée agricole et PIB
Canal4	croisement entre l'emploi agricole et IDE

Code	Signification des codes des variables
Canal5	croisement entre l'emploi agricole et importation
Canal6	croisement entre l'emploi agricole et PIB
Canal7	croisement entre le taux d'alphabétisation et IDE
Canal8	croisement entre le taux d'alphabétisation et importation
Canal9	croisement entre le taux d'alphabétisation et PIB par tête

Source : élaboration propre à travers la littérature.

3. Cadre empirique : estimations, résultats et interprétations

Nous commençons tout d'abord par les statistiques descriptives des variables du modèle.

Il ressort du tableau 4 que l'indice de changement structurel moyen, le plus élevé, de 2000 à 2018 est observé au Cap-Vert. Tandis que le plus faible indice de changement est observé en Guinée Bissau. Il est à noter que le Cap-Vert enregistre les taux les plus élevés dans indice de capacité productive (29,624). Mais, le taux le plus élevé en capital humain (35,617) est observé au Libéria, celui de la valeur ajoutée agricole au Sénégal (52,437) et celui de l'emploi agricole au Niger (75,125). Nous constatons que le Niger enregistre les taux les plus faibles en capacité productive (17,943), en capital humain (22,771) et le taux le plus élevé en emploi agricole (75,125).

Nonobstant ce qui précède, nous procédons à l'estimation économétrique du modèle comme indiqué dans le tableau 5.

Le test de Fisher nous montre que le modèle est très bien spécifié et que les variables indépendantes concourent à l'explication de la variable dépendante. En outre, le test de Hausman est significatif cela explique que le modèle à effet aléatoire est meilleur que la spécification à effet fixe.

Les résultats présentés dans le tableau 5 mettent en évidence deux types de variables agricoles : celles qui jouent le rôle d'accélérateur de la transformation structurelle et celles qui font plutôt office de freins. Le premier type comprend la valeur ajoutée agricole et l'indice de capacité productive. Le coefficient de la valeur ajoutée agricole est positif et significativement corrélé à l'indice de changement structurel. Il est de 0,283, ce qui veut dire qu'une augmentation d'un pour cent de la valeur ajoutée agricole entraîne une accélération du changement structurel de 0,283%. Ce résultat confirme notre première hypothèse (H1). Ce phénomène s'explique par le fait qu'une augmentation de la valeur ajoutée agricole conduit à la modernisation de l'agriculture et cette modernisation implique l'intensification du secteur agricole qui en se poursuivant entraînera une baisse du niveau d'utilisation de la main-d'œuvre au profit des machines. La main-d'œuvre agricole

Tableau 4. Statistiques descriptives des données (moyenne des 19 ans)

	CS	ICP	CH	CN	VAAGRI_ PIB	EMP_ AGRI	TX_ ALPH_ ADUL	PIB	IMP	IDE
Burkina Faso	9,786	19,534	26,972	58,7	24,007	52,137	28,343	558.73	28.125	1.41e+08
Bénin	13,989	21,171	33,034	50,27	26,213	44,183	34,668	940.79	27.504	1.19e+08
Cap-Vert	18,117	29,624	44,112	47,035	17,314	47,294	44,544	2660.4	63.676	1.07e+08
Côte d'Ivoire	13,687	21,753	30,438	54,756	8,731	17,614	82,743	1582.8	28.081	3.95e+08
Gambie	13,78	23,829	31,617	52,338	27,714	47,746	69,478	623.79	30.309	5.02e+07
Ghana	13,124	24,461	35,034	58,847	18,972	67,028	31,658	1185.3	47.553	1.94e+09
Guinée	14,228	21,617	28,954	72,4	26,238	31,715	43,182	603.55	44.734	2.62e+08
Guinée-Bissau	5,114	17,993	30,257	52,522	43,219	65,006	43,469	522.23	29.759	1.40e+07
Libéria	8,072	19,495	35,617	60,838	54,8	47,651	45,621	490.24		6.04e+08
Mali	9,502	19,162	27,523	61,679	34,033	68,347	30,073	610.06	34.281	2.61e+08
Mauritanie	14,06	21,704	32,677	70,697	20,266	36,324	53,069	1351.4	46.647	4.07e+08
Niger	10,723	17,943	22,771	67,954	36,65	75,125	27,165	410.53	26.205	3.91e+08
Nigéria	10,181	20,534	29,706	63,601	24,409	41,907	59,516	1848.8	15.356	4.55e+09
Sierra Leone	8,473	20,215	34,077	59,266	14,533	38,849	46,075	1155.3	35.417	2.90e+08
Sénégal	17,696	23,898	33,852	50,981	52,437	63,908	36,82	410.26	39.505	2.33e+08
Togo	13,875	20,849	34,76	66,831	30,361	43,184	58,263	523.34	49.478	1.17e+08

Notes : CS – Changement structurel ; ICP – Indice des capacités productives (PCI) ; CH – Capital humain ; CN – Capital naturel ; ENERG – Énergie ; TRANS – Transport ; tic – Technologies de l'information et de la communication (TIC) ; INSTITU – Institutions ; SPRIV – Secteur privé ; VAAGRI_PIB – Valeur ajoutée de l'agriculture dans le PIB ; EMP_AGRI – part d'emploi agricole ; TX_ALPH_ADULT – taux d'alphabétisation des adultes ; PIB – PIB par tête ; IMP – importation alimentaire annuelle ; ide – investissement directe étranger.

Source : données de la Banque mondiale et de l'UNCTAD.

Tableau 5. Résultats de l'estimation économétrique

CS	Coefficient	Standard error	t-value	p-value	[95% confidence interval	Significance level
VAAGRI_PIB	0,283	0,123	2,31	0,021	0,043 0,523	**
EMP_AGRI	-0,146	0,083	-1,76	0,079	-0,308 0,017	*
TX_ALPH_ADUL	-0,223	0,103	-2,15	0,031	-0,425 -0,020	**
ICP	1,482	0,212	6,98	0,000	1,066 1,898	***
CH	-0,231	0,098	-2,35	0,019	-0,423 -0,038	**
CN	0,034	0,044	0,76	0,449	-0,053 0,121	
stdipm	-4,284	2,791	-1,54	0,125	-9,754 1,186	
stdide	-4,622	3,732	-1,24	0,216	-11,937 2,692	
stdpib	2,540	4,664	0,54	0,586	-6,602 11,682	
stdcanal1	-1,896	1,663	-1,14	0,254	-5,155 1,364	
stdcanal2	-2,892	1,245	-2,32	0,020	-5,333 -0,452	**
stdcanal3	1,136	1,381	0,82	0,411	-1,571 3,842	
stdcanal4	3,954	2,393	1,65	0,098	-0,735 8,644	*
stdcanal5	3,253	1,658	1,96	0,050	0,003 6,503	**
stdcanal6	-4,432	2,710	-1,64	0,102	-9,742 0,879	
stdcanal7	2,911	1,953	1,49	0,136	-0,917 6,740	
stdcanal8	5,068	2,202	2,30	0,021	0,751 9,384	**
stdcanal9	-0,730	2,545	-0,29	0,774	-5,718 4,257	
Constant	-4,881	7,442	-0,66	0,512	-19,467 9,706	
Mean dependent variable			12,059	SD dependent variable		3,260
Overall R-squared			0,824	Number of observations		59
Chi-square			187,859	Prob > Chi-square		0,000
R-squared within			0,845	R-squared between		0,760
Test de spécification de Hausman (1978)			30,212	Hausman Prob > Chi-square		0,035

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Source : données de la Banque mondiale et de l'UNCTAD.

non utilisée sera contrainte de migrer vers le secteur industriel, ce qui se traduira par un ancrage plus marqué du changement structurel. Ce processus est confirmé par Akrouf et Khadimallah (2017) selon lequel, la migration de la main d'œuvre du secteur agricole vers le secteur non-agricole s'explique par un différentiel de productivité. Gbemenou et al. (2020) soutiennent aussi l'idée que la croissance rapide du secteur agricole est nécessaire pour une accélération de la transformation structurelle. Mama et Ongono (2019) ont également appuyé l'induction de l'effet différentiel de productivité sur la migration de la main-d'œuvre agricole vers le secteur non agricole.

S'agissant de l'indice de la capacité productive, le second accélérateur, son coefficient est aussi positif et significativement corrélé à la transformation structurelle.

Il est de 1,482, ce qui signifie qu'une augmentation d'un pour cent de cet indice induit une accélération de 1,482% de la transformation structurelle. Cette forte influence s'explique par le fait que lorsque dans un pays la capacité productive est soutenue, la transition de la main-d'œuvre d'un secteur à un autre s'accélère. Et comme l'ont évoqué Akrouit et Khadimallah (2017), cette transition agit significativement sur le changement structurel. Ce même phénomène est observé par la CNUCED (2016). En effet, la transition, due à un salaire faible dans les secteurs moins productifs, profite aux secteurs les plus productifs dont le niveau plus élevé des salaires a un effet attractif sur la main-d'œuvre, surtout la plus qualifiée. Ce résultat confirme notre hypothèse H4.

Le second type de variables, les freins à la transformation structurelle sont au nombre de trois. La première variable est le taux d'emploi agricole, la seconde, le taux d'alphabétisation des adultes et la troisième, le capital humain. D'après donc nos résultats, le coefficient du taux d'emploi agricole est de $-0,146$; il a donc une influence négative sur le changement structurel. En tout état de cause, une variation d'un pour cent de ce taux entraîne une variation en sens inverse de 0,146% de la transformation structurelle, ce qui confirme amplement notre deuxième hypothèse (H2). Une augmentation de l'emploi dans le domaine agricole bloque la migration des employés vers les domaines plus productifs comme le secteur industriel, ce qui va en sens opposé du processus de transformation structurelle. Comme l'ont évoqué Mama et Ongono (2019), la migration des employés agricoles est nécessaire pour un démarrage de la transformation structurelle. Nonobstant cela, une augmentation des emplois dans le domaine agricole sous-entend une faible intensification et aussi une faible modernisation de ce secteur. Dans cette perspective, l'économie culminera vers la « trappe à pauvreté » où la rémunération de la main-d'œuvre sera encore plus hypothétique. Ainsi, l'immobilité de cette main-d'œuvre explique l'inexistence d'un différentiel de productivité comme l'ont montré Akrouit et Khadimallah (2017). À l'instar du taux d'emploi agricole, le taux d'alphabétisation est aussi négativement corrélé au changement structurel, infirmant ainsi notre troisième hypothèse (H3). En effet, avec un coefficient de 0,223, une hausse ou une baisse de ce taux d'un pour cent entraîne une contraction ou une amplification de 0,223% de la transformation structurelle. Ce phénomène s'explique par le fait que, l'alphabétisation des adultes en Afrique est très peu qualifiante. L'augmentation du taux d'alphabétisation ne modifie en rien la capacité d'insertion professionnelle de ces adultes. Par conséquent, ces bénéficiaires restent et demeurent dans leur majorité dans le domaine agricole sachant qu'ils n'ont pas de qualifications requises pour migrer vers le secteur industriel. Du reste, même s'il y a migration des employés du secteur agricole, la majorité de ces travailleurs migrants échoueront dans le secteur informel à faible valeur ajoutée comme cela a été observé au Cameroun par Mama et Ongono (2019). Cette situation va évidemment à l'encontre de la transformation structurelle.

Enfin, comme l'emploi agricole et l'alphabétisation, le capital humain aussi agit négativement sur la transformation structurelle. Une variation d'un pour cent du capital humain entraîne une variation en sens inverse de la transformation structurelle de 0,231%. Ceci vient du fait qu'un capital humain hautement qualifié est difficile à retenir, surtout dans le contexte des pays à faible revenu, où le salaire est dérisoire. Du fait de son degré de qualification élevé, la main-d'œuvre porteuse de capital humain sera nécessairement attirée par l'étranger. La fuite des cerveaux est malheureusement une réalité que l'on observe sur le terrain. Ce résultat va dans le même sens que celui de Docquier et Rapoport (1999) qui ont indiqué que la fuite du capital humain est défavorable à la transformation structurelle.

Par ailleurs, nos résultats ont permis d'identifier comme canaux de transmission, les IDE et les importations des produits alimentaires. Les IDE se sont illustrés par un effet positif et significatif sur la transformation structurelle à travers l'emploi agricole. Un accroissement d'un pour cent de la combinaison des deux variables affecte positivement la transformation structurelle qui croît de 3,954%, ce qui est remarquable. Cet effet exponentiel est dû au fait que les IDE dans l'agriculture ont pour effet de doper la capacité productive du secteur, ce qui conduit à une baisse des besoins en main-d'œuvre dans l'agriculture tout en procurant davantage de matières premières au secteur industriel qui a les moyens de poursuivre son expansion. En outre, ces IDE augmentent la capacité productive des industries qui attirent les déflattés du secteur agricole moins productifs. Ce transfert a conséquemment des effets positifs sur la transformation structurelle. Ce phénomène est confirmé par l'United Nations Economic Commission for Africa (2018) qui a montré que la moitié des emplois créés en 2017 au Maroc provient des IDE ce qui contribue efficacement à la transformation structurelle. Le même effet mais moins fort est observé avec le canal importations des produits alimentaires – emploi agricole. Par contre, associées à la valeur ajoutée agricole, les importations des produits alimentaires ont un effet négatif sur la transformation structurelle. Son coefficient étant de $-2,892$, une hausse d'un pour cent de ces importations combinées à la valeur ajoutée agricole entraîne une baisse de 2,892% de la transformation structurelle, ce qui peut être vu comme un signe d'immaturation du secteur agricole. Considérée comme un manque de rentabilité, cette immaturité implique que le secteur agricole ne sera pas à mesure de produire suffisamment pour satisfaire les besoins du secteur industriel en matières premières pour être compétitif. Si faute d'intrants d'origine agricole suffisants, il reste non-compétitif, alors c'est la transformation structurelle qui en pâtira.

Quant à l'emploi agricole combiné aux importations, son coefficient est de $+3,253$, ce qui signifie qu'une hausse d'un pour cent de cette combinaison stimule la transformation structurelle qui augmente de 3,253%. Avec un coefficient positif et significatif de $5,068$, le canal importations – taux d'alphabétisation est encore plus puissant. Une hausse d'un pour cent de ce canal accélère le rythme de transformation structurelle de 5,068%. Le niveau élevé de ce effet indique que

c'est un grand catalyseur de la transformation structurelle. Or, de par leurs coûts, les importations des produits alimentaires semblent aller à contre-courant de ce processus, à moins de considérer qu'en atténuant la vulnérabilité des ménages sur le plan alimentaire, cette variable transforme l'alphabétisation qui passe du statut de frein à la transformation structurelle à celui d'accélérateur. On retrouve là aussi un résultat obtenu par Dercon (2009) qui affirme que si la nourriture est importée au lieu d'être produite localement, la main-d'œuvre peut se déplacer directement vers le secteur industriel surtout qu'elle est alphabétisée.

Les résultats obtenus à l'issue de cette étude ont d'importantes implications en termes de politiques économiques. Ils suggèrent aux gouvernements de faire de la modernisation du secteur agricole leur priorité, de le rendre le plus compétitif possible et de concentrer les investissements dans les secteurs à forte productivité. Enfin, ces résultats exhortent les décideurs à créer un environnement propice à une mobilisation accrue et soutenue des IDE, étant donné que, associés à l'emploi agricole, ils amplifient significativement la transformation structurelle. Aussi, une attention appuyée est nécessaire sur l'articulation entre importation des produits alimentaires et alphabétisation.

Bien que les résultats de cette analyse soient concluants, le thème est loin d'être épuisé. En effet, ces résultats ouvrent la voie à de nouvelles pistes de recherches telles que par exemple, les obstacles à l'entrée des IDE dans l'agriculture en Afrique de l'Ouest et le rôle du capital humain dans l'agriculture pour une accélération de la transformation structurelle en Afrique de l'Ouest.

Conclusion

La transformation structurelle, comme processus de réallocation des activités économiques en faveur des secteurs à forte productivité au détriment des secteurs à faible productivité, fait face en Afrique de l'Ouest à de nombreux obstacles. La présente étude a mis en lumière les facteurs susceptibles d'influencer sa formation. Afin d'analyser ce phénomène, les données de la Banque mondiale et celles de la CNUCED ont été utilisées pour la période 2000–2018, avec l'application du modèle de panel à effet aléatoire. Les résultats montrent que la valeur ajoutée agricole et l'indice de capacité productive augmentent significativement la transformation structurelle des pays subsahariens. En revanche, le taux d'emploi agricole et le taux d'alphabétisation des adultes freinent le processus dans ces pays. En outre, nous remarquons que les IDE, à travers l'emploi agricole et la capacité productive, constituent un important canal pour booster le processus de transformation structurelle dans cette sous-région. En revanche, le canal importation des produits alimentaires associée à la valeur ajoutée agricole a des effets totalement défavorables au processus de transformation structurelle.

References

- Acemoglu, D., & Guerrieri, V. (2008). Capital deepening and nonbalanced economic growth. *Journal of Political Economy*, 116(3), 467–498.
- Acemoglu, D., Simon, J., & James, R. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. *American Economic Review*, 91(4), 1369–1401.
- Acemoglu, D., Simon, J., & James, R. (2002). Reversal of fortune: Geography and institutions in the making of the modern world income distribution. *Quarterly Journal of Economics*, 118(4), 1231–1294.
- Adelman, I. (1984). Beyond export-led growth. *World Development*, 12(9), 937–949.
- Akrout, Z., & Khadimallah A. (2017). Agriculture et industrialisation en Afrique. *International Journal of Innovation and Scientific Research*, 31(1), 59–77.
- Avom, D., & Nguekeng, B. (2020). Transformation structurelle des économies d’Afrique subsaharienne: Quels rôles des chaînes de valeurs mondiales? *Revue d’Économie du Développement*, 28(4), 5–46. <https://doi.org/10.3917/edd.344.0005>
- BAD. (2016, mars 23). *Conférence régionale sur la compétitivité en Afrique de l’Ouest Francophone*. Abidjan.
- Baechler, J. (1971). *Les origines du capitalisme*. Gallimard.
- Bairoch, P. (1963). *Révolution industrielle et sous-développement*. Société d’Édition d’Enseignement Supérieur.
- Bairoch, P. (1992). *Le tiers monde dans l’impasse* (3rd ed.). Gallimard.
- Bauer, P. T., & Yamey, B. S. (1957). *The economics of under-developed countries*. University of Chicago Press.
- Bouwawe, D. (2023). *Capital humain et transformation structurelle en Afrique subsaharienne. Économie et finance quantitative [q-fin]*. Université de Douala.
- Buera, F. J., & Kaboski, J. P. (2008, August 1). *Scale and the origins of structural change*. FRB of Chicago Working Paper, 2008-06.
- Byerlee, D., de Janvry, A., & Sadoulet, E. (2009). Agriculture for development: Toward a new paradigm. *Annual Review of Resource Economics*, 1, 15–31.
- Cadot, O., de Melo, J., Plane, P., Wagner, L., & Woldemichael, M. (2015). *Industrialisation et transformation structurelle: L’Afrique subsaharienne peut-elle se développer sans usines*. Agence Française de Développement.
- Cadot, O., de Melo, J., Plane, P., Wagner, L., & Woldemichael, M. (2016). Industrialisation et transformation structurelle: L’Afrique subsaharienne peut-elle se développer sans usines? *Revue d’Économie du Développement*, 24, 19–49. <https://doi.org/10.3917/edd.302.0019>
- CEA (Commission Économique pour l’Afrique). (2011). *Économie verte et transformation structurelle*. Centre de Conférences des Nations Unies. Addis Abeba, Éthiopie.
- CEA (Commission Économique pour l’Afrique). (2020). *Demande globale et transformation structurelle en Afrique*. Série de documents de travail, Addis Abeba, Éthiopie.
- Chenery, H. B., & Syrquin, M. (1975). *Patterns of development*. Oxford University Press.
- Claquin, P., & Chabane, M. (2013, septembre). *L’agriculture au cœur des stratégies de développement, les publications du service de la statistique et de la prospective*. Centre d’Études et de la Prospective (CEP), Document de travail, 8.

- Clark, C. (1940). *The conditions of economic progress*. Macmillan.
- CNUCED. (2012). *Transformation structurelle et développement durable en Afrique. Rapport 2012 sur le développement économique en Afrique*. Nations Unies.
- CNUCED. (2016). *La transformation structurelle et la politique industrielle*. Nations Unies. https://unctad.org/fr/system/files/official-document/gds2016d1_fr.pdf
- de Janvry, A., & Sadoulet, E. (2010). Agriculture for development in Africa: Business-as-usual or new departures? *Journal of African Economies*, 19, 7–39.
- Debar, J. C. (2019). Les agricultures africaines au défi de la transformation structurelle. Le Blog de la Fondation, FARM. fondation-farm.org
- Dercon, S. (2009). Rural poverty: Old challenges in new contexts. *The World Bank Research Observer*, 24(1), 1–28.
- Docquier, F., & Rapoport, H. (1999). *Fuite des cerveaux et formation du capital humain*. ULB Institutional Repository 2013/230707. Université Libre de Bruxelles. <https://ideas.repec.org/p/ulb/ulbeco/2013-230707.html>
- Ehui, S. (2018). L'avenir de l'agriculture en Afrique: Les nouvelles technologies au cœur d'une disruption positive. Banque mondiale.
- Elfring, T. (1989). New evidence on the expansion of service employment in advanced economies. *Review of Income and Wealth*, 35(4), 409–440.
- Esso, L. J., & Yéo, N. (2014). *Transformation structurelle et développement sectoriel en Côte d'Ivoire*. Rapport du Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD), Cellule d'Analyse de Politiques Economiques (CAPEC) du CIRES.
- Fisher, I. (1939). *The theory of interest*. Macmillan.
- Fourastié, J. (1969). *L'évolution des prix à long terme*. Presses Universitaires de France.
- Gbemenou, B., Doukkali, M. R., & Aloui, O. (2020). Transformation structurelle en Afrique. *Revue Marocaine des Sciences Agronomiques et Vétérinaires*, 8(3), 371–380.
- Gollin, D. Stephen, L. Parente, & Rogerson, R. (2007). The food problem and the evolution of international income levels. *Journal of Monetary Economics*, 54, 1230–1255.
- Johnston, B. F., & Mellor, J. W. (1961). The role of agriculture in economic development. *American Economic Review*, 51, 566–593.
- Joya, O. (2015). Growth and volatility in resource-rich countries: Does diversification help? *Structural Change and Economic Dynamics*, 35, 38–55.
- Karachiwalla, N., & Palloni, G. (2019). *Human capital and structural transformation: Quasi-experimental evidence from Indonesia*. IFPRI Discussion Papers, 1836. International Food Policy Research Institute.
- Kawagoe, T., Hayami, Y., & Ruttan, V. W. (1985). The intercountry agricultural production function and productivity differences among countries. *Journal of Development Economics*, 19(1–2), 113–132.
- Kuznets, S. (1966). *Modern economic growth*. Yale University Press.
- Kuznets, S. (1973, June). Modern economic growth: Findings and reflections. *The American Economic Review*, 63(3), 247–258.
- Kuznets, S. (1976). Demographic aspects of the size distribution of income. *Economic Development and Cultural Change*, 25(1), 1–94.
- Kuznets, S. (1979). *Growth population, and income distribution: Selected essays*. W. W. Norton & Co.

- Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labor. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
- Lopes, C. (2012). *L'Afrique dans le sillage des grands états émergents*. Géopolitique Africaine. <https://www.geopolitique-africaine.com>
- Losch, B. (2008). La recherche d'une croissance agricole inclusive au cœur de la transition économique africaine. In J. C. Devèze (Ed.), *Défis agricoles Africains* (pp. 47–72). Agence Française du Développement.
- Losch, B., Fréguin-Gresh, S., & White, E. T. (2012). *Structural transformation and rural change revisited: Challenges for late developing countries in a globalizing world*. World Bank Publications.
- Maddison, A. (1980). Monitoring the labor market: A proposal for a comprehensive approach in official statistics. *Review of Income and Wealth*, 26(2), 175–217.
- Mama, T., & Ongono, P. (2019). La zone Franc entrave-t-elle la transformation structurelle des économies des pays membres? *Revue Interventions Économiques*, 19. <https://doi.org/10.4000/interventionseconomiques.5397>
- Martin, W., & Mitra, D. (2001). Productivity growth and convergence in agriculture versus manufacturing. *Economic Development and Cultural Change*, 49(2), 403–422.
- Matsuyama, K. (1992). Agricultural productivity, comparative advantage, and economic growth. *Journal of Economic Theory*, 58(2), 317–334.
- Matsuyama, K. (2008). Structural change. In S. N. Durlauf & L. E. Blume (Eds.), *The new Palgrave dictionary of economics* (2nd ed., pp. 1–6). Palgrave Macmillan.
- Mbondi, G. D., & Bouwawe, D. (2023). *Transformation digitale et transformation structurelle dans les économies d'Afrique sub-saharienne (ASS): Les effets variés des technologies de l'information et de la communication (TIC)*. MPRA Paper, 117541.
- McKinsey Global Institute. (2012). *Africa at work: Job creation and inclusive growth*. McKinsey Global Institute Report.
- McMillan, M., & Rodrik, D. (2011). *Globalization, structural change, and productivity growth*. International Labour Organization (ILO) – World Trade Organization (WTO).
- McMillan, M., Rodrik, D., & Verduzco-Gallo, I. (2014). Globalization, structural change, and productivity growth, with an update on Africa. *World Development*, 63, 11–32.
- North, D. C. (1971). Institutional change and economic growth. *The Journal of Economic History*, 31(1), 118–125.
- ONUDI & CNUCED. (2011). *Promouvoir le développement industriel en Afrique dans le nouvel environnement mondial*. Nations Unies.
- Otoo, K. N. (2013). *Politiques industrielles en Afrique de l'Ouest*. Friedrich-EbertStiftung, Bureau de Cotonou.
- Pasinetti, L. L. (1981). *Structural change and economic growth*. Press Syndicate of the University of Cambridge.
- Ratto, J., & Torvik, R. (2003). Interactions between agriculture and industry: Theoretical analysis of the consequences of discriminating agriculture in sub-Saharan Africa. *Review of Development Economics*, 7(1), 138–151.
- Rodrik, D. (2013). The past, present, and future of economic growth. *Challenge*, 57(3), 5–39.
- Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. *Journal of Economic Growth*, 21(1), 1–33.
- Schultz, W. T. (1964). *Transforming traditional agriculture*. Yale University Press.

- Smith, A. (1776/1991). *Recherche sur la nature et les causes de la richesse des nations*. GF Flammarion.
- Spolaore, E., & Wacziarg, R. (2013). How deep are the roots of economic development? *Journal of Economic Literature*, 51(2), 325–369.
- Syrquin, M. (1988). Croissance économique et changement structurel en Colombie. Une comparaison internationale. *Tiers-Monde*, 29(115), 481–492.
- Szirmai, A. (2009). *Industrialisation as an engine of growth in developing countries*. Georgia Institute of Technology.
- Tarno, M. (2016). *Impacts des investissements sur la transformation structurelle des pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)* (thèse unique de doctorat ès sciences économiques). Université Cheikh Anta Diop.
- Tarno, M., & Maman, A. H. (2019). Obstacles à l'industrialisation des pays d'Afrique de l'Ouest. *Revue Internationale des Économistes de Langue Française*, 4(2), 29–48.
- Tiffin, R., & Irz, X. (2006). Is agriculture the engine of growth? *Agricultural Economics*, 35(1), 79–89.
- Timmer, C. P. (2009). *A world without agriculture: The structural transformation in historical perspective* (vol. 7). The American Enterprise Institute Press.
- Tsakok, I., & Gardner, B. (2007). Agriculture in economic development: Primary engine of growth or chicken and egg? *American Journal of Agricultural Economics*, 89(5), 1145–1151.
- UNECA. (2018). *Transformation structurelle, emploi, production et société*. <https://knowledgehub-sro-na.uneca.org/wp-content/uploads/2023/06/Transformation-Structurelle-Emploi-Production-et-Societe-STEPS-Maroc.pdf>
- Vanden Eynde, O., & Wren-Lewis, L. (2023), *Infrastructures et développement rural*. Working Paper, Collection du CEPREMAP, 61, 9782728807932

Recettes de la taxe sur la valeur ajoutée face aux chocs économiques et changements structurels (analyse comparative de la France, de l'Allemagne et de la Pologne)

Value added tax revenue in the face of economic shocks and structural changes (comparative analysis of France, Germany and Poland)

Małgorzata Magdalena HYBKA¹

Université des Sciences Économiques et de Gestion de Poznań, Pologne

Département des Finances Publiques

malgorzata.hybka@ue.poznan.pl

<https://orcid.org/0000-0002-3524-3489>

Abstract

Purpose: This paper aims to compare VAT performance in France, Germany and Poland. The first part provides an insight into VAT design in these countries. The objective of the second—is to compare selected indicators, and that of the last—is to evaluate the recent changes implemented in the VAT system to improve its efficiency.

Design/methodology/approach: The article uses a range of comparative legal methods (historical, structural and functional). It examines VAT performance based on indicators such as the C-efficiency ratio, the VRR or the VAT gap. The final part of the article is devoted to assessing the challenges that governments face and the reform measures that need to be taken to improve VAT efficiency.

Findings: Despite an advanced level of VAT harmonisation, significant differences in its functioning between Member States have a notable impact on the performance of this tax. For many years, VAT performance has been relatively higher in Germany than in France and Poland. Indeed, France and Poland are countries where performance indicators are below the EU average. On the other hand, in Germany, they are around this average.

Originality/value: The article examines the performance of VAT, a topic usually discussed using the example of a single country or groups of EU member states, taking into account statistical data from Eurostat. However, it is rare for authors to analyse this issue

¹ Al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań, Pologne.

by focusing on a few countries, while taking into account original legal sources, national statistical data, reports and literature. This publication does just that. Three countries were selected: Germany, France and Poland and their choice being based on various legal and historical aspects.

Keywords: VAT, VAT performance indicators, structural changes, France, Germany, Poland.

Résumé

Objectif : Cet article vise à comparer la performance de la TVA en France, en Allemagne et en Pologne. La première partie offre une perspective générale sur l'application de la TVA dans ces pays. L'objectif de la seconde – est de comparer les indicateurs de performance, et celui de la dernière – est d'évaluer les changements récents mis en œuvre dans le système de TVA pour améliorer son efficacité.

Conception/méthodologie/approche : L'article utilise un éventail de méthodes juridiques comparatives (historiques, structurelles et fonctionnelles). Il examine la performance de la TVA sur la base d'indicateurs tels que ratio d'efficacité/consommation, RRT, ou l'écart de la TVA. Une partie de l'article est consacrée à l'évaluation des défis auxquels seront confrontés les gouvernements et aux mesures de réforme à prendre pour améliorer la productivité de la TVA.

Résultats : Malgré un niveau avancé d'harmonisation de la TVA, des différences significatives dans son fonctionnement entre les États membres ont un impact notable sur la performance de cette taxe. Depuis de nombreuses années, la performance de la TVA est plus élevée en Allemagne qu'en France et en Pologne. En effet, la France et la Pologne sont des pays où les indicateurs de performance sont inférieurs à la moyenne de l'UE. En revanche, en Allemagne, ils se situent autour de cette moyenne.

Originalité/valeur : L'article examine la performance de la TVA, un sujet généralement abordé à l'exemple d'un seul pays ou de groupes d'États membres de l'UE, en se basant sur les données statistiques d'Eurostat. Cependant, il est rare que les auteurs analysent cette question en se concentrant sur quelques pays, tout en tenant compte des sources originales du droit, des données statistiques nationales, des rapports et de la littérature. C'est précisément ce que fait cette publication. Trois pays ont été sélectionnés – l'Allemagne, la France et la Pologne – leur choix étant basé sur divers aspects juridiques et historiques.

Mots-clés : TVA, indicateurs de performance, changements structurels, France, Allemagne, Pologne.

JEL classification: H20, H21, H25.

Introduction

Le rôle financier est le plus essentiel pour chaque impôt et traditionnellement la raison première de leur mise en œuvre et de leur imposition. Il consiste à fournir au secteur public au sens large les recettes nécessaires pour couvrir les dépenses publiques. De nos jours les impôts sont également de plus en plus utilisés à des fins

sociales et économiques. Il convient de garder à l'esprit que ces fonctions peuvent être remplies certes, par la perception de l'impôt mais aussi par le renoncement volontaire de l'État par le biais d'une disposition dérogatoire à une partie de ses recettes fiscales (Cabannes, 2020, p. 32).

Les impôts sur la consommation sont considérés comme les plus efficaces sources de recettes publiques. Ces taxes sont fréquemment appliquées car elles s'inscrivent dans la nécessité d'un système fiscal fondé sur une base vaste qui incite à l'épargne et à l'investissement, et qui soit facilement administrable. Ils peuvent se présenter sous trois formes dominantes : les taxes sur la valeur ajoutée, les taxes sur les ventes au détail et les droits d'accise. En termes de couverture géographique et de performance la TVA est devenue principale taxe sur la consommation depuis le milieu des années 80. C'est un impôt quasi-universel qui concerne 95% de la population mondiale et est collecté dans 172 États, à l'exception des États-Unis (Alaoui et al., 2022, p. 2).

Taxe sur la valeur ajoutée revêt une importance particulière dans les États membres de l'Union Européenne, où elle est largement harmonisée. Actuellement environ 11% du budget de l'Union Européenne vient des ressources propres fondées sur la TVA. Ce pourcentage correspond à un transfert par les États membres d'une fraction du montant de la TVA (0,3% pour l'année 2021–2027) qu'ils perçoivent sur leur territoire (Toute l'Europe, 2023). C'est pourquoi l'efficacité fiscale de la TVA est fondamentale non seulement pour les gouvernements nationaux, mais aussi pour le budget de l'Union Européenne.

Néanmoins le processus d'harmonisation il existe une variété significative entre les États membres de certaines règles en matière de cette taxe concernant notamment : les seuils d'enregistrement et de collecte, les taux, l'imposition des groupes d'entreprises, le droit de remboursement, les obligations des contribuables, les formes spécifiques d'imposition. Ils exercent une influence sur la performance fiscale de cette taxe et permettent aux États membres d'adapter les caractéristiques d'imposition afin de donner à cette taxe un rôle plus social ou/et économique. Certaines de ces différences ont été préservées depuis l'adhésion des pays à l'Union Européenne pour des raisons pratiques, historiques, pour atteindre des objectifs d'équité ou pour promouvoir le développement dans certains secteurs d'entreprise (Consumption Tax Trends, 2014, p. 44).

Ces dernières années le système de TVA a été subi de nombreuses modifications visant à améliorer sa performance fiscale, à simplifier la collecte, à s'adapter à la numérisation de l'économie et à une meilleure protection de la santé publique et également à lutter contre la fraude et au changement climatique. Un tournant remarquable à cet égard a constitué l'adoption des nouvelles directives et de certains paquets fiscaux entre 2020–2023. Certaines mesures ont également été adoptées indépendamment par de nombreux États membres pour faire face à des phénomènes affectant négativement leurs économies comme le COVID ou l'inflation.

Cet article tente d'examiner les différents aspects de la TVA intracommunautaire et à comparer l'efficacité de cette taxe en France, Allemagne et Pologne. L'auteur cherche une réponse aux questions suivantes : Comment mesurer la performance de la TVA ? Comment cette performance a-t-elle été affectée par des phénomènes tels que la fraude fiscale ou la crise économique ? Quels changements récents ont été proposés par l'Union Européenne et les gouvernements nationaux et mis en œuvre dans les pays analysés dans le domaine de cette taxe ? Cet article est avant tout de nature conceptuelle. Des études juridiques sélectionnées, assistées par certaines méthodes quantitatives (indicateurs de performance), sont utilisées pour atteindre l'objectif de l'article.

Le choix des pays examinés a été déterminé pour des raisons historiques, car l'Allemagne et la France sont les pays où se sont établies les bases du système moderne de la taxe sur la valeur ajoutée. Le concept même de la taxe sur la valeur ajoutée a été créé en Allemagne, où les principales caractéristiques de cette taxe ont été définies. La France est le pays où cette taxe a été mise au point pour la première fois. Les deux pays ont participé au processus d'harmonisation fiscale au sein de l'Union Européenne, façonnant les fondements du système communautaire. Contrairement à ces pays, la Pologne, qui est le plus grand pays du groupe des pays post-communistes, a adopté un modèle harmonisé de cette taxe après son adhésion à l'Union Européenne. Pour garantir un niveau approprié de fiabilité, d'exactitude et d'intégralité des analyses comparatives des systèmes fiscaux, il est nécessaire, entre autres, d'utiliser des sources juridiques nationales ou des statistiques nationales. Leur disponibilité est donc essentielle à leur mise en œuvre. L'auteur s'est référé dans de nombreux cas aux sources originales du droit et aux statistiques nationales pour remplir cette condition dans le cas des analyses réalisées dans cette publication.

1. Principes fondamentaux et système de la TVA en France, Allemagne et Pologne

La taxe sur la valeur ajoutée est considérée comme une innovation fiscale créée pour des raisons économiques autant que budgétaires. Sur l'arène internationale il existe une divergence d'opinion sur le pays où l'idée de cette taxe a été conçue. D'après certains rapport le concept de TVA a été élaboré par Carl Friedrich von Siemens en 1921, un ingénieur d'origine allemande (Monfort, 2021, p. 1), selon d'autres sources d'application d'une taxe générale sur la consommation a été développée en France après la Seconde Guerre mondiale. Quoi qu'il en soit la première version de la TVA a été adoptée pour la première fois en France par l'article 1er de la loi n° 54-404 du 10 avril 1954 dans le cadre d'une réforme fiscale plus générale

(CPO, 2015, p. 14). Dans les années suivantes la TVA est progressivement étendue à travers le monde et a fait l'objet d'un processus d'harmonisation en profondeur dans l'Union Européenne. La TVA est appréciée grâce à de nombreux avantages tel que la relative neutralité, la simplicité, l'équité, la capacité à générer des revenus substantiels et à faciliter la croissance économique (James, 2015, p. 20–35).

La taxe sur la valeur ajoutée présente un certain nombre de caractéristiques fondamentales qui se manifestent dans les échanges nationaux et internationaux. Les plus importants d'entre eux comprennent (OCDE, 2017, p. 11–12) :

- c'est un impôt sur la consommation finale. Il n'est pas imposé sur les entreprises, mais les entreprises sont obligées de transférer le montant de la taxe collectée au consommateur final aux autorités fiscales ;
- la TVA repose sur une assiette large. C'est un impôt général qui s'applique, en principe, à toutes les activités commerciales impliquant la production et la distribution de biens et la prestation de services ;
- la TVA est collectée selon un processus de paiement fractionné. Chaque entreprise de la chaîne des transactions participe au processus de collecte de l'impôt et paie la proportion de taxe correspondant à sa marge, c'est-à-dire la différence entre la TVA payée à ses fournisseurs et la TVA reçue de ses clients. Ce principe confère à la TVA une neutralité économique.

Il y a plusieurs domaines dans lesquels la TVA n'est pas entièrement harmonisée au sein de l'Union Européenne. Des différences dans le champ d'application de cette taxe correspondent notamment aux suivantes caractéristiques de TVA : seuils d'identification et de collecte de la TVA (franchise en base), exonérations, exclusions / limitations du droit à déduction, taux et traitements préférentiels / régimes spéciaux.

Les seuils d'identification et de collecte de la TVA sont calculés à partir du chiffre d'affaires annuel et sont considérés comme un arbitrage entre la limitation des coûts (administratifs et de conformité) et le besoin de protéger les recettes et d'éviter les distorsions de concurrence. Leur objectif est de simplifier l'imposition de la taxe sur les petites entreprises. Tous les États membres de l'Union Européenne ont adopté les dispositions de la directive 2006/112/CE décrites dans le deuxième chapitre de ce document qui accordent aux petites entreprises un droit à l'exonération de la TVA (Directive, 2006).

France et Pologne emploient un seuil de collecte relativement élevé. En France la franchise en base s'applique aux entreprises (sociétés) dont le chiffre d'affaires au titre de l'exercice précédent n'excède pas (article 293 B Code Général des Impôts, 2024) :

- 91 900 € (ou 101 000 € si le CA de l'année précédente (N-2) est inférieur à 91 900 €) pour les opérations de ventes de marchandises, objets, fournitures

- et denrées à emporter ou à consommer sur place, fourniture de logement (hors location meublée, meublé de tourisme, gîte rural et chambre d'hôtes) ;
- 36 800 € (ou 39 100 € si le CA de l'année précédente (N-2) est inférieur à 36 800 €) pour les prestations de service ;
 - 47 700 € (ou 58 600 € si le CA de l'année précédente (N-2) est inférieur à 47 700 €) pour les activités spécifiques des avocats (par exemple la plaidoirie, conseil juridique), auteurs et artistes-interprètes (pour les livraisons de leurs œuvres et les cessions de droits) ;
 - 19 600 € (ou 23 700 € si le CA de l'année précédente (N-2) est inférieur à 19 600 €) pour les autres activités des avocats (par exemple recouvrement de créances), auteurs et artistes-interprètes (pour les opérations autres que les livraisons de leurs œuvres et les cessions de droits).

Pologne a adopté un seuil d'identification unifié indépendant de la catégorie d'activité économique. Conformément à l'article 113 § 1 de la loi sur le TVA (Ustawa, 2004), les ventes réalisées par les contribuables sont exonérées d'impôt en 2024 si la valeur totale des ventes n'a pas dépassé au cours de l'année fiscale précédente le montant de 200 000 PLN. La valeur des ventes n'inclut pas le montant de la taxe. Tout comme c'est le cas en France, en Pologne la franchise en base permet aux entreprises éligibles d'être exonéré aussi bien de la déclaration que du paiement de la taxe. Allemagne au contraire de France et Pologne utilise un seuil comparativement bas (*Kleinunternehmerregelung*). Les dispositions à cet égard sont incluses dans § 19 de la loi sur la TVA (Umsatzsteuergesetz, 2024). L'exonération de la TVA concerne des entrepreneurs dont le chiffre d'affaires au cours de l'année fiscale précédente n'a pas dépassé 22 000 euros et qui, de manière prévisible, ne dépassera pas 22 000 euros au cours de l'année en cours.

La Directive (2006) donne aux États membres des options très restreintes en ce qui concerne l'établissement de la structure et la nature des exonérations. Ces limitations visent à garantir un niveau d'imposition équitable et d'empêcher les distorsions de concurrence dans le marché intérieur européen. Les exonérations sont nombreuses et couvrent une large gamme de secteur économiques, par exemple : certain services publics (services postaux, services médicaux, éducation, radiodiffusion), culture, mais aussi les prestations spécifiques comme les services financiers ou les opérations immobilières. Les États membres n'ont pas le droit d'exonérer ces derniers, sauf dans le cas déterminé. Ils existent aussi les exonérations distinctives dans en États membres. Ceux-ci incluent, par exemple : en cas d'Allemagne – les opérations effectuées par des ateliers d'aveugles à condition que leur exonération n'entraîne pas de distorsions importantes de la concurrence (ceux qui répondent aux exigences légales), en cas de la France – les travaux de construction, d'aménagement, de réparation et d'entretien des monuments, cimetières ou sépultures commémoratifs des combattants, héros, victimes ou morts des guerres,

Tableau 1. Taux de TVA selon les catégories de biens et services en France (métropolitaine), Allemagne et Pologne

Pays	Taux (%)	Application
Allemagne	19,0%	tous les biens et de services auxquelles d'autres taux ne s'appliquent pas
	7,0*	services médicaux (hors services exonérés) ; équipements pour personnes handicapées ; produits d'hygiène féminine ; distribution d'eau ; produits alimentaires ; plantes ; fleurs ; fleurs coupées et plantes ; livres et journaux ; certains livres numériques et publications électroniques ; certaines manifestations culturelles ; musées ; zoos ; cirques ; droits d'auteur ; œuvres caritatives non exonérées ; œuvres d'art livrées par leur auteur ou leurs ayants droit et importation d'objets de collection ; transport par rail sur une longue distance ; transport public de voyageurs à l'échelle locale au sein d'une même municipalité ou si la distance parcourue n'excède pas 50 km ; hébergement hôtelier
France	20,0	tous les biens et de services auxquelles d'autres taux ne s'appliquent pas
	10,0*	produits d'origine agricole ; jardins, plantes et fleurs ; transport de voyageurs ; logements sociaux ; sites et installations de nature culturelle, récréative, éducative ou professionnelle ; droits d'entrée aux expositions ; abonnements à la télévision payante ; droits d'auteur ; services des soins à domicile ; restaurants et restauration collective (à l'exception des boissons alcoolisées) ; traitement des déchets ; assainissement ; transport de voyageurs ; hébergement hôtelier
	5,5*	équipements pour personnes handicapées ; produits d'hygiène féminine ; distribution d'eau ; la plupart des produits alimentaires et boissons (à l'exception des boissons alcoolisées) ; livres et livres numériques ; droits d'entrée aux manifestations culturelles ; travaux réalisés sur des logements de plus de deux ans, sous certaines conditions ; soins à domicile ; abonnements au gaz naturel et à l'électricité ; chauffage urbain ; livraisons d'œuvres d'art par leur créateur ; certains logements sociaux
	2,1**	produits pharmaceutiques ; journaux et périodiques
Pologne	23,0	tous les biens et de services auxquelles d'autres taux ne s'appliquent pas
	8,0*	appareils médicaux ; produits pharmaceutiques ; certains désinfectants appliqués pour la protection sanitaire ; certains équipements destinés aux personnes malvoyantes et certaines semences animales, distribution d'eau ; certains produits alimentaires ; produits et services qui sont, par nature, généralement destinés à la production agricole ; aliments pour animaux ; services vétérinaires ; transport de voyageurs et des bagages qui les accompagnent ; journaux et périodiques ; prêt de livres et de journaux dans les bibliothèques ; droits d'entrée aux spectacles, théâtres, cirques, parcs d'attraction, concerts, musées, cinémas, zoos, etc. ; réception des programmes de télévision et de radio à l'exception de la VOD ; livraison, construction, rénovation et transformation de logements fournis dans le cadre de la politique sociale ; restaurant et services de restauration ; entretien des logements privés ; hébergement dans les hôtels et autres établissements similaires ; droits d'entrée aux manifestations sportives et utilisation d'installations sportives ; services funéraires ; prestations de services fournies dans le cadre du nettoyage des rues, de l'enlèvement des ordures et du traitement des déchets, à l'exception des services fournis par des organismes publics ; certains services à forte intensité de main d'œuvre
	5,0* 0,0 ¹⁾	livres électroniques ; livres et magazines régionaux ou locaux ; produits pour les enfants et produits d'hygiène ; certains produits alimentaires (pain, viande, poisson, fruits et légumes, œufs, produits laitiers, produits de boulangerie, jus)

* Taux réduit

** Taux super réduit

¹⁾ A compter du 1er février 2022, ce taux a été réduit à 0% pour certains produits alimentaires.

Source : (Consumption Tax Trends, 2022, pp. 74–85).

effectués pour les collectivités publiques et les organismes légalement constitués agissant sans but lucratif (Bulletin Officiel des Finances Publiques, 2022 ; Directive, 2006, Annexe X, Partie B ; Schwarz et al., 2024).

Les États membres emploient une ample palette de taux qui rend le système de la TVA plus complexe et augmente les coûts de conformité. Coexistence de taux multiples est le facteur d'insécurité juridique (problèmes avec la classification des produits) et peut également faciliter la fraude fiscale (Charlet & Owens, 2010, pp. 13–14). Selon l'article 97 de la Directive (2006), les pays de l'UE ne sont pas autorisés à adopter le taux normal inférieur à 15 % et peuvent utiliser, à une liste restreinte de biens et services (Annexe III), un ou deux taux réduits qui ne peuvent pas descendre en dessous de 5%. Contrairement à l'Allemagne et la France la Pologne applique depuis plusieurs années un taux zéro à maintes fournitures de biens et services sélectionnées, par exemple aux transports internationaux de personnes. Afin de lutter contre l'inflation à compter du 1er février 2022, Pologne a aussi abaissée le taux de 5% à 0% pour certains produits alimentaires (tableau 1). L'Allemagne a introduit pour la première fois un taux zéro à partir du 1er janvier 2023. Il est utilisé pour la taxation des livraisons et de l'installation de certains systèmes photovoltaïques (Jahressteuergesetz, 2022, p. 16) comme le moyen de promouvoir la protection de l'environnement. En France à compter du 15 octobre 2020 les tests COVID-2019 et les vaccins, ainsi que les prestations de services qui y sont étroitement liées, bénéficient d'un taux zéro (Impôts, 2024). Les mesures similaires ont également été utilisé en Pologne et Allemagne pour atténuer les effets de l'épidémie (Egner, 2021, p. 107).

Certains États membres sont autorisés à utiliser des taux spéciaux à un groupe de livraisons défini de manière énumérative. Ces taux spéciaux sont valables pour les pays qui les appliquaient au 1er janvier 1991 (Toute l'Europe, 2024). L'Espagne, la France, l'Irlande, l'Italie et le Luxembourg appliquent encore un taux super-réduit inférieur à 5,0%. En France un taux de TVA super-réduit de 2,1% concerne notamment les produits indiqués dans le tableau 1. L'importantes différences entre les pays peut encore observer en matière de taux normal de TVA. Le taux le plus faible s'établissent à 19% est utilisé par l'Allemagne. En France, ce taux est plus élevé d'un point de pourcentage et en Pologne de 4 points de pourcentage.

Entre les pays européens il y a des disparités marquées dans les règles concernant les restrictions délibérées à la déduction de la TVA. Dans de nombreux domaines, la déduction de taxe d'amont n'est autorisée que de manière limitée (restreint jusqu'à certains seuils, pourcentages de dépenses ou catégories de dépenses) et est parfois entièrement exclue. Les restrictions du droit à déduction concernent, entre autres, certains frais de représentation (uniquement dans la mesure où ils peuvent être considérés comme appropriés selon l'opinion publique générale, sauf les frais qui ne sont pas explicables pour des raisons opérationnelles), les frais liés aux activités de chasse et pêche, dépenses pour l'achat de voiliers ou yachts, frais

de restaurant et débits de boisson, certains dépenses de divertissement, dépenses pour l'achat de cadeaux (sauf des cadeaux de faible valeur – les objets dont la valeur unitaire n'excède pas 35€ TTC, par objet et par an pour un même bénéficiaire) (Lippross, 2022, p. 1155). Ces restrictions sont précisées en détail dans § 15 de la loi sur la TVA (Umsatzsteuergesetz, 2024).

Certain produits et services sont aussi exclus du droit à déduction en France. C'est le cas notamment des :

- véhicules – la TVA n'est pas déductible sur l'achat de véhicules conçus pour transporter des personnes ou à usages mixtes (pour le transport de marchandises et à la fois pour le transport de personnes), les véhicules comme par exemple les bateaux, avions, hélicoptères. À partir du 1er janvier 2022 le contribuable a le droit de déduire 100% de frais d'essence ;
- dépenses d'hébergement et de logement des salariés et des dirigeants ;
- biens cédés gratuitement ou les cadeaux (sauf des cadeaux de faible valeur – les objets dont la valeur unitaire n'excède pas 73€ TTC, par objet et par an pour un même bénéficiaire) ;
- biens et services utilisés à plus de 90% à des fins étrangères à l'entreprise.

En Pologne le législateur a exclu du droit à déduction les dépenses suivantes : liées à services des restauration et d'hébergement (sauf des services précisés par la loi), 50% pour l'acquisition des véhicules dont l'usage n'est pas entièrement professionnel, 50% sur l'achat de carburant utilisés par les véhicules visés ci-dessus.

Il convient de souligner que les différences dans le cadre de la TVA sont également valables pour régimes spéciaux (e.g. petites entreprises, agriculteurs) et territorialité. Certains territoires membres de l'Union Européenne sont exclus d'application de la TVA. Dans le cas de l'Allemagne, cela concerne deux territoires (l'Île d'Helgoland et Büsingen). En France cette situation se produit avec plusieurs régions infra-étatiques (certains départements et territoires d'outre-mer faisant partie de la France – Guadeloupe, la Guyane Française, la Réunion, Mayotte et Saint-Martin). Le système commun de taxation de la TVA s'applique à toutes les zones constituant le territoire de la Pologne.

Conformément à l'article 281 de la Directive (2006) les États membres de l'Union Européenne qui rencontreraient des difficultés pour l'assujettissement des petites entreprises au régime normal de la TVA peuvent appliquer des modalités simplifiées d'imposition et de perception de l'impôt (notamment des régimes de forfait). Leur introduction peut avoir lieu après consultation du comité de la TVA et à condition que leur application ne résulte pas d'allègement de l'impôt. Étant donné que les États membres ont obtenu le droit de définir librement les conditions et les limites d'application de régimes simplifiés à cet égard, il existe des variations considérables dans leur structures fiscales. Dans le domaine de la TVA, il existe

également un certain nombre d'autres solutions prévoyant une simplification des règles fiscales pour les petites entreprises.

La France par exemple a introduit en matière de TVA trois régimes réservés aux petites et moyennes entreprises. En dehors de franchise en base assujetties à la TVA ont la possibilité d'opter pour le régime simplifié ou le régime réel normal. Le régime simplifié peut être choisie par les contribuables dont la TVA due est inférieure à 15 000 € et dont la valeur de chiffres d'affaires n'excède pas :

- 254 000 € pour les prestations de service et les professions libérales ;
- 840 000 € pour les activités de commerce et d'hébergement (hôtels, chambre d'hôtes, meublés de tourisme, gîtes ruraux).

Les contribuables relevant du régime simplifié doivent déposer une déclaration annuelle comprenant les montants du chiffre d'affaires. Avec ce régime il est nécessaire de payer la taxe avec deux acomptes :

- l'un en juillet (55% de la TVA due en juillet de l'année précédente) ;
- l'autre en décembre (40% de la TVA due en juillet de l'année précédente).

En Allemagne les petites entreprises peuvent profiter de différent fait générateur de la TVA. Comme le prévoit l'article 64 de la Directive (2006) pour les livraisons des biens et prestation de services le fait générateur de la TVA se produit lorsque les livraisons et prestations sont effectuées. Toutefois, à titre d'exception à cette règle, le législateur en Allemagne a prévu que le fait générateur de la taxe intervient et la taxe devient exigible au moment du paiement pour les biens et services (Hybka, 2013, p. 584).

2. Rendement de la TVA en France, Allemagne et Pologne

Il existe quelques méthodes pour mesurer l'efficacité de la TVA. L'agence gouvernementale fournit traditionnellement des informations sur la part des recettes de TVA dans le PIB. Ce ratio permet généralement des comparaisons internationales et est considéré comme un indicateur relativement transparent. On peut parfois se poser une question si cet indicateur est la bonne mesure parce que la TVA est imposée sur la consommation et pas sur le PIB et des erreurs d'estimation de PIB peuvent le contaminer (Ebrill et al., 2002, p. 45). En pourcentage du PIB, les recettes de TVA représentent en moyenne 8% dans les États membres de l'UE, allant de 4% en Irlande à 13% en Croatie (Alaoui et al., 2022, p. 11). D'après les données du tableau 2, dans tous les pays analysés, le ratio TVA/PIB est inférieur à la moyenne de l'UE. Dans les dernières années TVA en pourcentage du PIB ce ratio a diminué en France, mais a augmenté en Allemagne et en Pologne.

Tableau 2. Part de la TVA dans PIB et l'indicateur d'efficacité de la TVA en Allemagne, France et Pologne (2013–2022)

Période	Part de la TVA dans PIB (%)			Indicateur d'efficacité de la TVA (%)		
	Allemagne	France	Pologne	Allemagne	France	Pologne
2013	7,00	7,57	6,96	49,67	44,2	38,04
2014	6,94	7,57	7,31	50,02	44,0	40,41
2015	6,94	7,57	6,85	50,25	44,3	38,69
2016	6,93	7,57	6,83	50,17	44,3	38,68
2017	6,93	7,57	7,91	50,68	45,4	44,57
2018	6,98	7,57	8,23	50,01	46,0	46,75
2019	7,00	7,57	7,90	51,04	46,6	45,34
2020	6,45	7,57	7,89	46,93	44,6	45,41
2021	6,96	7,57	8,20	51,34	47,9	47,57
2022	7,36	7,57	7,51	52,94	48,9	42,88

Source: (Analiza, 2014, p. 82 ; Analiza, 2015, p. 84 ; Analiza, 2016, p. 96 ; Analiza, 2017, p. 85 ; Analiza, 2018, p. 85 ; Analiza, 2019, p. 87 ; Analiza, 2020, p. 97 ; Analiza, 2021, p. 113 ; Analiza, 2022, p. 137 ; Analiza, 2023, p. 112 ; GUS, 2024 ; *Inlandsproduktberechnung*, 2023, pp. 44–51 ; INSEE, 2024a, 2024b ; *Kassenmäßige Steuererinnahmen nach Steuerarten*, 2024).

Le principal facteur déterminant le niveau des recettes de TVA et leur évolution est la capacité d'un pays à prélever la TVA sur sa base naturelle, à savoir la consommation finale, minorée par l'application de taux réduits et d'exemptions (OCDE, 2021, p. 18). Ce niveau est aussi affecté par l'ampleur de la fraude fiscale. Une autre mesure, qui prend en compte les facteurs indiqués et couramment utilisée est l'indicateur d'efficacité également appelée le ratio d'efficacité/consommation (*C-efficiency*). Cette mesure est le ratio des recettes de la TVA à la consommation divisé par le taux standard. Une TVA qui frapperait toute la consommation à un taux uniforme, qui est généralement la référence du FMI dans ses recommandations sur la TVA, aurait une efficacité/consommation de 100% (Ebrill et al., 2002, p. 45).

Le ratio d'efficacité/consommation augmente avec le taux standard et l'importance du commerce dans l'économie. Il est également positivement corrélé à l'âge de la TVA mesuré en nombre d'années depuis l'introduction de la TVA. L'âge de la TVA peut influencer leur performance pour deux raisons : premièrement avec le temps la conformité fiscale peut s'améliorer à mesure que l'administration fiscale accumule de l'expérience en matière de gestion de cette taxe ; deuxièmement avec le temps il se produit généralement des évolutions tangibles dans la structure de la taxe. Selon les études scientifiques, la seule variable structurelle significative pour l'efficacité de la TVA est la différence entre le taux standard et les taux réduits de TVA ; et plus l'écart entre les taux d'imposition est large, plus les recettes de TVA sont élevées dans une manière efficace (Ebrill et al., 2001, pp. 44–47).

Des réformes visant à accroître l'indicateur d'efficacité n'entraînent pas toujours une amélioration du système fiscal. Le ratio d'efficacité peut être augmenté

grâce à plusieurs facteurs, par exemple en refusant le remboursement de la TVA aux exportateurs ou en introduisant des exemptions pour les biens intermédiaires (Keen, 2013, p. 10). L'indicateur le plus élevé est enregistré en Allemagne, où il a atteint presque 53% en 2022. Il est un peu plus faible en France où il a légèrement augmenté ces dernières années. En Pologne un certain nombre de facteurs contribuent à la réduction de cet indicateur, notamment planification fiscale, fraude fiscale, exonérations, taux réduits et arrières d'impôts. Pour cette raison les nouvelles mesures pour améliorer les recouvrements de créances peuvent entraîner une amélioration de ce ratio. L'indicateur considéré est en Pologne relativement faible mais a augmenté légèrement au cours des années 2013–2022.

Le rendement de la TVA est également suivi par un autre indicateur – le ratio de recettes de TVA (RRT) (*VAT revenue ratio*). Ce ratio, développé par l'OCDE, mesure l'écart de TVA en pourcentage de la TVA théorique. Le scénario théorique indique rendement potentiel de la TVA, c'est-à-dire si l'ensemble des assiettes possibles de consommation sont taxées au taux normal (standard). La TVA potentielle correspond à la suppression des exonérations, des exclusions d'assiette et des taux réduits.

On utilise la formule suivante pour le calcul de ce ratio :

$$RRT = \frac{RT}{(DCF - RT)T}$$

où

RRT – le ratio de recettes de la TVA (l'indicateur/ratio de rendement de la TVA),

RT – recettes de la TVA réelles,

DCF – dépenses des consommation finales,

T – taux de TVA standard.

L'écart de la TVA mesuré par le RRT est influencé, entre autre par (Dutrue & Verzat, 2022, p. 12) :

- les seuils de franchise de base pour les petites entreprises,
- les principes de taxation des services transfrontaliers,
- les défaillances d'entreprises,
- les erreurs de l'administration.

Il convient de souligner que, dans le cas de cette mesure, le problème réside dans la définition standard de la base d'imposition potentielle. Même si l'OCDE applique les dépenses de consommation finale incluses dans les comptes nationaux, cela n'est pas précis parce que cela ne prend pas en compte les consommations des entités se livrant à des activités non commerciales, ni les consommations des entités exonérées. La valeur de l'indicateur analysé renseigne sur l'efficacité de la TVA et plus la valeur de RRT est proche de 1, plus la collecte des impôts est efficace.

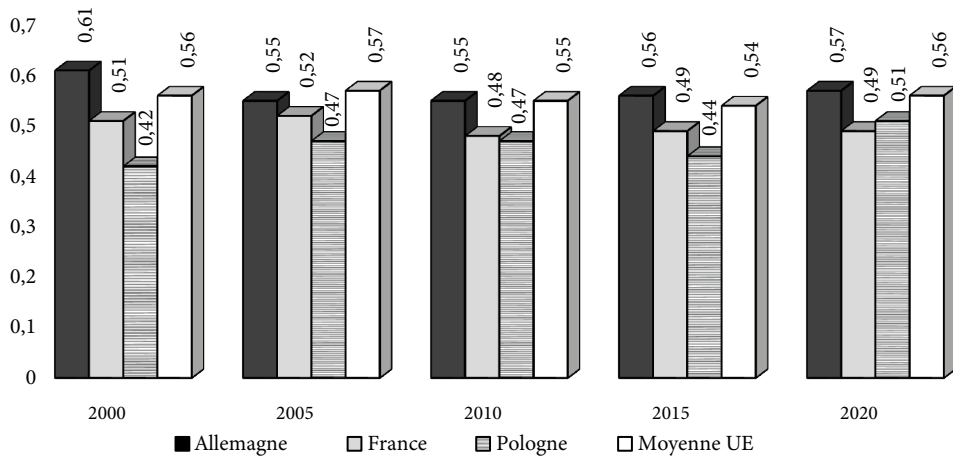


Figure 1. Le ratio de recettes de la TVA en Allemagne, France et Pologne (en %)

Source : (Consumption Tax Trends, 2022, pp. 109–110).

Tableau 3. Écart de la TVA en Allemagne, France et Pologne

Période	Écart de la TVA					
	Allemagne		France		Pologne	
	millions d'euros	(% de recettes)	millions d'euros	(% de recettes)	millions d'euros	(% de recettes)
2000	17 876	10,4	13 705	4,3	2606	24,9
2005	21 186	12,2	20 515	7,0	1916	17,3
2010	19 063	9,2	24 000	8,7	5981	20,1
2015	24 706	9,2	19 867	9,4	9477	24,2
2020	13 040	5,6	14 912	8,5	5229	11,1

Source: (European Union, 2013, pp. 29, 30, 41, 2023, p. 189 ; Poniatowski et al., 2018, pp. 25, 31, 43).

Figure 1 indique le RRT pour les pays analysés. En Allemagne cet indicateur est depuis de nombreuses années le plus élevé et n'est que légèrement inférieur au ratio moyen calculé pour tous les pays de l'UE. Parmi les pays européens c'est le Luxembourg qui a le ratio de le plus haut et en 2020 il a atteint la valeur de 0,77. La France et Pologne sont situées au-dessous de la moyenne de l'OCDE avec le RRT un peu plus élevé que dans les pays comme l'Italie, la Grèce, le Royaume-Uni, l'Espagne ou la Belgique. Malgré plusieurs crises économiques, RRT est resté relativement stable dans tous les trois pays considérés depuis les quinze dernières années.

Le RRT est considérablement influencé par l'écart de la TVA. Le calcul de l'écart a été introduit par la Commission Européenne pour estimer l'amplitude des pertes de recettes fiscales causées par des facteurs de nature différente et correspond à la différence entre les recettes de TVA attendues (théoriques) et la TVA effectivement perçue. Il est utilisé pour estimer le manque à gagner qui se produit entre autres,

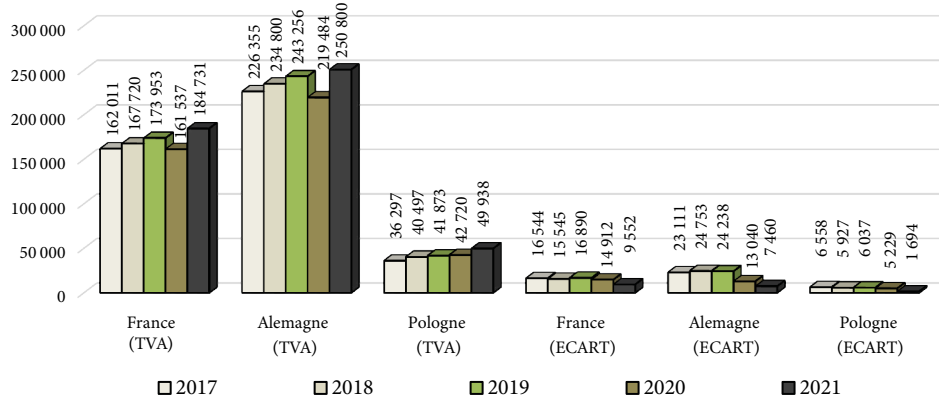


Figure 2. Le rendement et l'écart de la TVA en Allemagne, France et Pologne (millions d'euros)

Source: (Analiza, 2014, p. 82 ; Analiza, 2015, p. 84 ; Analiza, 2016, p. 96 ; Analiza, 2017, p. 85 ; Analiza, 2018, p. 85 ; Analiza, 2019, p. 87 ; Analiza, 2020, p. 97 ; Analiza, 2021, p. 113 ; Analiza, 2022, p. 137 ; Analiza, 2023, p. 112 ; European Union, 2023, p. 188 ; INSEE, 2024b ; Kassenmäßige Steuereinnahmen, 2024).

par la fraude fiscale, les arriérés d'impôts, les cas d'insolvabilité, les faillites et les erreurs de calcul.

L'écart de la TVA pour les pays analysés est présenté dans le tableau 3. Au cours des vingt dernières années, cet indicateur a connu des périodes de hausse et de baisse, mais depuis 2015, les pays étudiés témoignent d'une tendance générale à la baisse (Fouilleron, 2015, p. 32). Le dernier rapport de la Commission Européenne indique que l'écart de la TVA dans le pays analysés représentait en 2020 presque 44,4% de la valeur totale de l'écart de l'UE-27 (European Union, 2023, p. 188).

Les rendements de la TVA sont par construction liés aux évolutions de la consommation ; c'est pourquoi la crise économique a un impact négatif sur les recettes fiscales. À cause de confinement pendant la période affectée par la COVID-19 et aux mesures de réduction de taux d'imposition, certains pays ont connu des baisses de recettes de la TVA. Ce phénomène a pu être observé en France et Allemagne en 2021, mais pas en Pologne où, malgré la crise, les recettes fiscales provenant de la TVA ont légèrement augmenté (figure 2).

3. Défis émergents et restructurations en cadre de la TVA

3.1. Fraude à la TVA

La question de l'écart de la TVA a fait l'objet de nombreuses discussions au sein de l'Union Européenne depuis plusieurs années. Cette discussion prend de l'import-

tance compte tenue de fait que, entre 2017 et 2021, l'Union Européenne a perdu presque 536 milliards d'euros à cause de l'écart de TVA. Les écarts les plus faibles ont été observés en Finlande (1,3%), en Estonie (1,8%) et le plus élevé en Roumanie (35,7% des recettes de TVA manquantes), suivie de Malte (24,1%) et de l'Italie (20,8%) (Alaoui et al., 2022, p. 31). L'écart pose aussi un problème pour les pays analysés (tableau 3). Le défi posé par l'ampleur de la fraude fiscale et l'écart fiscal qui en résulte a conduit à la recherche de nouvelles solutions tant à l'échelle nationale qu'internationale.

Les mesures mises au point pour lutter contre fraude fiscal comprennent notamment : le mécanisme d'autoliquidation, le paiement scindé (fractionné), la responsabilité solidaire, la facturation électronique, l'e-reporting, le fichier de contrôle unique. Les différents pays utilisent à présent les méthodes mentionnées ci-dessus à des degrés divers (tableau 4). La première mesure – le mécanisme d'autoliquidation – consiste à inverser la charge de la TVA. Avec ce mécanisme la responsabilité du paiement de la TVA est transférée du fournisseur à son client. L'autoliquidation s'applique particulièrement aux opérations entre les entreprises étrangères (non implantées dans le pays) et les entreprises domiciliées qui sont immatriculées auprès de l'administration fiscale.

Un autre moyen pour lutter contre la fraude est le mécanisme dit du paiement scindé (ou retenue à la source). Dans le cadre de ce mécanisme, le fournisseur facture la TVA sur ses ventes au client selon les règles habituelles, mais lorsque le client effectue le paiement une partie correspondant à la TVA – est soit transféré directement aux autorités fiscales (mécanisme de retenue), soit dépose sur le compte de TVA spécial du fournisseur (paiement scindé) au lieu de la payée au fournisseur.

Tableau 4. Mesures adaptées pour la lutte contre la fraude fiscale

Pays	Facturation électronique et/ou e-reporting (e.g. fichier de contrôle unique)	Responsabilité solidaire	Autoliquidation (bien sensible de la fraude)	Paiement scindé obligatoire
Allemagne	oui	oui	oui	non
France	oui	oui	oui	non
Pologne	oui	oui	non	oui

Source : (Consumption Tax Trends, 2022, pp. 115–125).

La responsabilité solidaire prévoit que lorsque la TVA a été frauduleusement éludé une personne qui, sciemment ou imprudemment, a participé à les opérations liées à cette fraude sont solidairement redevable de la TVA non reversée. Les lois fiscales de chaque pays prévoient généralement certaines prémisses supplémentaires pour cette responsabilité. Cette prémisses comprend notamment : une connaissance

insuffisante du marché et des produits pour conduire les activités économiques, l'utilisation des prix de dumping, les paiements à des tiers ou à l'étranger, les prêts non garantis avec des taux d'intérêt irréalistes, les offres de profit garanti sur des transactions de grande valeur. La facturation électronique et/ou l'e-reporting sont utilisés dans chacun des trois pays étudiés. L'existence d'approches technologiques telles que les systèmes de facturation électronique permettent non seulement de lutter contre l'ampleur de la fraude mais aussi de simplifier l'utilisation de déclarations préremplies. Dans certains cas, l'une des méthodes est remplacée par une autre qui, de l'avis de l'État membre, est plus efficace pour lutter contre la fraude. En Pologne, par exemple, le système du paiement scindé a remplacé le mécanisme d'autoliquidation en 2019. Dans sa forme obligatoire ce système s'applique aux fournitures d'une liste définie de biens et services considérés comme sensibles à la fraude (comme les quotas d'émission de CO₂, les téléphones mobiles, les tablettes, les services de construction, la ferraille, etc. qui étaient auparavant soumis à une autoliquidation nationale), fourni par l'un entreprise à une autre entreprise, si le montant brut facturé dépasse 15 000 PLN. Sur décision du client un mécanisme optionnel de paiement fractionné peut être appliqué aux fournitures qui ne sont pas couvertes par le paiement fractionné obligatoire.

3.2. Recouvrement de créances

Un autre problème auquel les États membres de l'Union Européenne sont confrontés est la dette des contribuables envers le Trésor public. Ce problème varie en intensité selon les pays étudiés. La stratégie de recouvrement de créances propre consiste à intervenir et à prendre éventuellement des mesures à l'encontre de ceux qui ne produisent pas leurs déclarations à temps, ou n'effectuent pas de paiement à la date d'échéance. Allemagne et France font partie des pays où le ratio moyen des arriérés d'impôts par rapport aux recettes nettes tirées des taxes ne dépasse pas 5% (OCDE, 2023, p. 130). Au contraire, en Pologne ce ratio est plus élevé et excède 25%. Il est particulièrement haut en ce qui concerne la TVA. Depuis 2017 le ratio des arriérés de TVA par rapport aux recettes nettes de cette taxe surpasse 50% (Ministerstwo Finansów, 2018a–2021a, pp. 2–5, 2018b–2021b). Il est influencé par de nombreux facteurs. Il est premièrement affecté par le taux de respect des délais de dépôt des déclarations et de paiement de la TVA. L'analyse indique que ce taux, par rapport aux dépôts des déclarations, est légèrement plus élevé en Pologne que dans les autres pays étudiés (tableau 5). La situation inverse s'applique au respect du délai de paiement.

En Pologne depuis plusieurs années de plus en plus d'arriérés de TVA restent impayés par rapport aux années précédentes en raison de la diminution de l'efficacité des activités de recouvrement. Les comparaisons internationales dans ce domaine posent un défi pour un chercheur à cause des données manquantes. Avec

Tableau 5. Taux de respect des délais de dépôt des déclarations et de paiement de la TVA et le pourcentage de déclarations déposées par voie électronique

Type de mesure	Allemagne		France		Pologne	
	2018	2019	2018	2019	2018	2019
Déclarations	80,1	79,2	91,4	91,1	97,3	97,7
Paiement	–	–	96,5	96,0	87,9	87,7
Dépôt électronique	91,6	92,6	97,7	97,8	98,3	99,6

Source : (OECD, 2021, pp. 198–217).

les temps les pays de l'Union européenne développent de nouveaux mécanismes de sécurisation du recouvrement de la TVA et d'exécution des arriérés d'impôt.

Parmi les outils conventionnels pour réduire les arriérés d'impôt employée par les États membres de l'Union Européenne figurent, entre autre, les suivants : la saisie des biens des contribuables, le paiement différé, le changement de modalités de paiement, l'ouverture de procédures de faillite, et l'imposition d'une responsabilité solidaire (OECD, 2013, p. 320–321). Il existe également des mesures visant à prévenir la naissance de créances ou à persuader le contribuable de coopérer une foi que les arrières sont apparus. L'une de ces mesures consiste à évaluer le risque de non-respect des obligations de paiement, la probabilité d'insolvabilité ou d'autres difficultés financières.

De nombreuses administrations fiscales mettent en œuvre diverses méthodes destinées à modifier le comportement des contribuables. Par exemple, elles font des études randomisées pour mesurer les effets de différentes approches sur les contribuables, générant ainsi des stratégies pour encourager des actions telles que les rappels écrits demandant le paiement des taxes. Il existe également des pays qui appliquent ce qu'on appelle la politique de la honte. Ils publient les noms des débiteurs ou refusent les demandes de passeport, révoquent ou déclarent comme invalide un passeport déjà délivré sur la base de ce que l'on appelle l'alerte passeport si le nom du contribuable était inscrit sur la liste des débiteurs fiscaux.

3.3. Economie digitale

L'ère du numérique a lancé un défi aux administrations fiscales des pays de l'Union Européenne. En 2022 l'Union Européenne a proposé un paquet qui vise à mettre à profit les progrès technologiques pour créer un système de TVA plus actualisé et résistant aux infractions fiscales. Ce paquet comprend les actions suivantes (Commission Européenne, 2022, p. 1–4) :

- l'introduction d'un enregistrement unique ;
- le nouveau mécanisme de la déclaration de TVA numérique en temps réel, basé sur la facturation électronique ;

- l’actualisation des règles applicables au transport de personnes et aux plateformes d’hébergement.

Les deux premières modifications prévues auront l’application la plus répandue car elles s’appliqueront au groupe d’entités le plus nombreux. Les nouvelles règles concernant les portails d’un enregistrement unique (guichet unique ou OSS et guichet unique pour les importations ou IOSS) ont été introduites depuis le 1er juillet 2021. Ces règles offrent aux entreprises qui réalisent des ventes transfrontières de biens et de services destinées aux consommateurs de l’UE la possibilité de déclarer et reverser la TVA due en utilisant un nouveau système en ligne dans une seule État membre. Les entreprises qui optent pour ce dispositif ne sont plus obligés de s’immatriculer auprès des administrations fiscales de chaque État membre de consommation afin de déclarer et payer la TVA due.

Dans le système en vigueur les entreprises doivent présenter à leur autorité fiscale nationale un état récapitulatif qui donne une vue d’ensemble de leur activité transnational. Ces informations sont ensuite partagées avec d’autres États membres. Une fois que les nouvelles règles seront en place cette obligation pour les entreprises de l’UE cessera d’exister. Au lieu de cela les entreprises émettront des factures électroniques pour les opérations transfrontières entre entreprises et communiqueront automatiquement à leur administration fiscale une partie des données provenant de ces factures.

Les pays de l’Union Européenne emploient diverses mesures encore non harmonisées pour mieux adapter leur système de la TVA en utilisant les nouvelles technologies. L’une de ces mesures, appliquée par les administrations fiscales, est la blockchain. Plusieurs projets existants dans le domaine de la blockchain et de la fiscalité se concentrent spécifiquement sur la TVA. Il consiste d’un prototype de prévention de la fraude à la TVA. Cette solution implique un reporting en temps réel des activités basées sur la technologie blockchain pour permettre aux autorités fiscales d’effectuer des contrôles automatisés sur les factures (Weber, 2023, p. 214).

Certains États membres, pour améliorer la discipline fiscale, développent les stratégies de gestion des risques fondées sur la science des données, appliquent divers outils analytiques ou même prennent également des initiatives innovantes reposant sur l’intelligence artificielle. D’après les données présentées par OCDE la plupart des administrations ont déjà adopté l’intelligence artificielle pour l’évaluation des risques, la détection des fraudes, ou la communication avec les contribuables (par exemple 61,5% des pays utilisent un assistant virtuel).

L’influence des nouvelles technologies dans le domaine fiscal est également visible dans les pays analysés. Par exemple, en Pologne depuis le 1er janvier 2022, les entrepreneurs peuvent se servir d’une plateforme de facturation électronique national (KSeF). Elle permet l’échange de factures (d’émettre, d’envoyer, de recevoir et de sauvegarder des documents électroniques dans un format structuré).

Le ministère des finances a préparé un service accessible au public permettant à chaque citoyen de télécharger le reçu d'une caisse enregistreuse électronique sur un smartphone, via une application mobile.

Conclusion

Malgré le niveau avancé d'harmonisation de la taxe sur la valeur ajoutée, il existe encore des différences significatives entre les États membres dans son fonctionnement. Dans le cas des pays étudiés elles concernent non seulement les taux d'imposition mais aussi les seuils d'identification et de collecte, l'exonération et l'imposition de certains groupes de contribuables. Elles ont un impact marquant sur la performance de la taxe en question. Cette performance mesurée par l'indicateur – le ratio de recettes de la TVA – est depuis de nombreuses années plus élevée en Allemagne qu'en France et en Pologne. En fait la France et la Pologne sont des pays où cet indicateur est inférieur à la moyenne de l'UE. Au contraire, en Allemagne, il se situe autour de cette moyenne.

Ces dernières années un certain nombre de crises économiques de diverses natures ont eu un effet sur la situation économique des pays examinés. Ces pays ont réagi à ces crises de manières variées. La réponse à la question de savoir dans quelle mesure les crises ont influencé l'efficacité de la TVA dans les pays étudiés nécessiterait des analyses plus approfondies. Le fait incontestable est que ces crises ont initié la recherche de nouvelles solutions optimales en matière de fiscalité. Ce phénomène se produit également dans le domaine de la TVA. La nécessité de lutter contre la fraude fiscale, de réduire l'ampleur des arriérés et le progrès technologique ont contribué à l'introduction de modifications notables dans le système de cette taxe.

La fraude fiscale et les dettes envers le trésor constituent depuis plusieurs années un problème plus ou moins grave dans les États membres de l'Union Européenne. C'est en Pologne que ces phénomènes réduisent le plus l'efficacité de la TVA. Dans les États membres de l'UE, le manque à gagner des recettes de la TVA causé par la fraude fiscale est estimé à 60,6 milliards d'euros en 2021. La Pologne fait partie des pays de l'UE avec l'écart de TVA le plus haut. Cet indicateur a atteint en 2020 presque 11,1%. Un aspect positif est la baisse systématique de cet indicateur ces dernières années. L'écart de TVA est à l'origine de modifications fondamentales dans le système de la TVA introduites au cours de la dernière décennie. L'Union Européenne et les différents États membres ont mis en œuvre un certain nombre de mesures visant à réduire leur ampleur.

Les outils traditionnels utilisés pour cette cible ont été complétés par des mesures constituants de nouvelles technologies. Pour décourager et détecter la fraude, on

a développé et déployé, entre autres, la transmission électronique de données, la facturation électronique, l'autoliquidation, le paiement scindé, le data mining, les échanges automatiques d'informations bancaires, la blockchain. L'utilisation de l'intelligence artificielle par les administrations fiscales présente des défis et des opportunités considérables. Elle permet d'améliorer la communication entre les autorités fiscales et contribuables, la gestion des risques fiscaux, la collecte, le traitement et transmission de données, de cibler les contrôles fiscaux et le recouvrement des amendes. Parmi les nouveaux remèdes introduits pour contrecarrer les phénomènes négatifs, comme la fraude fiscale, dans le domaine de la taxe sur la valeur ajoutée, les solutions systémiques basées sur les technologies modernes semblent être les plus performantes. Les systèmes de facturation électronique et le dossier d'audit standard, entre autres, sont considérés comme relativement efficaces. Leur mise en œuvre dans les États membres de l'Union européenne reposait sur des normes et principes comparable.

References

- Alaoui, O., Dedrie, M. V., & García-González, M. A. (2022). *La comparaison internationale des systèmes de taxe sur la valeur ajoutée (TVA)*. Conseil des Prélèvements Obligatoire.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2013 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2014 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2015 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2016 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2017 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2018 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2019 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2020 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2021 roku*. NIK.
- Analiza. (2014). *Analiza wykonania budżetu państwa i założeń polityki pieniężnej w 2022 roku*. NIK.
- Bulletin Officiel des Finances Publiques. (2022). *TVA – Exonération des opérations d'assurance et de réassurance et des prestations de services afférentes à ces opérations effectuées*

- par les courtiers et intermédiaires d'assurance*. <https://bofip.impots.gouv.fr/bofip/13492-PGP.html/ACTU-2022-00026>
- Cabannes, X. (2020). *Droit fiscal*. Édition Dalloz.
- Charlet, A., & Owens, J. (2010, septembre). Une perspective internationale sur la TVA. *Revue de Droit Fiscal*, 39, 9–17.
- Commission Européenne. (2022). *La TVA à l'ère de numérique*. https://ec.europa.eu/info/law/better-regulation/have-your-say/initiatives/13186-La-TVA-a-ler-e-du-numerique_fr
- Consumption Tax Trends. (2014). *VAT/GST and excise rates, trends and policy issues*. OECD.
- Consumption Tax Trends. (2022). *VAT/GST and excise rates, trends and policy issues*. OECD.
- CPO. (2015, 16 décembre). *La taxe sur la valeur ajoutée*. Conseil des prélèvements obligatoires publications.
- Directive. (2006). Directive 2006/112/CE du Conseil du 28 novembre 2006 relative au système commun de taxe sur la valeur ajoutée. (OJ L 347, 11.12.2006).
- Dutruel, C., & Verzat, V. (2022). *La place de la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) dans les finances publiques. Rapport Particulier 2*. Conseil des Prélèvements Obligatoires.
- Ebrill, L., Keen, M., & Perry, V. J. (2001). *The modern VAT*. International Monetary Fund.
- Ebrill, L., Keen, M., Bodin, J. P., & Summers, V. (2002, juin). L'attrait de la taxe sur la valeur ajoutée. *Finances & Développement*, 44–47.
- Egner, U. (2021). Senkung der Mehrwertsteuersätze im Zuge der Corona-Pandemie – wie wirkte sie auf die Inflation? *WISTA-Wirtschaft und Statistik*, 3, 106–124.
- European Union. (2013). *2012 update report to the study to quantify and analyse the VAT GAP in the EU-27 Member States*. Publications Office of the European Union. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/d9dcfaf5-27e3-11ec-bd8e-01aa75ed71a1>
- European Union. (2023). *VAT Gap in the EU*. Publications Office of the European Union. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/84ba1bdf-7230-11ee-9220-01aa75ed71a1/language-en>
- Fouilleron, A. (2015). *La taxe sur la valeur ajoutée et les finances publiques. Rapport particulier 6*. Conseil des Prélèvements Obligatoire.
- GUS. (2024). *Wskaźniki makroekonomiczne*. <http://stat.gov.pl/wskazniki-makroekonomiczne>
- Hybka, M. M. (2013). Szczególne procedury rozliczania podatku od wartości dodanej przez małych przedsiębiorców w Polsce, Niemczech i Wielkiej Brytanii. W: A. Bielawska (red.), *Uwarunkowania rynkowe rozwoju mikro, małych i średnich przedsiębiorstw* (pp. 584–593). Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Szczecińskiego, 572, Ekonomiczne Problemy Usług, 102.
- Impots. (2024). *Fiscalité des entreprises*. <https://www.impots.gouv.fr/international-professionnel/fiscalite-des-entreprises>
- Inlandsproduktberechnung*. (2023). Statistisches Bundesamt Deutschland.
- INSEE. (2024a). *Le produit intérieur brut (PIB) et ses composantes à prix courants*. https://www.insee.fr/fr/statistiques/2830613#figure1_radio2
- INSEE. (2024b). *Impôts. Données annuelles de 1995 à 2023*. <https://www.insee.fr/fr/statistiques/2381408#tableau-figure1>
- Jahressteuergesetz. (2022). Jahressteuergesetz, Gesetz in der Fassung der Bekanntmachung vom 16 Dezember 2022 (BGBl. I 2022, Nr. 51 vom 20.12.2022, S. 2294).

- James, K. (2015). *The rise of the value-added tax*. Cambridge University Press.
- Kassenmäßige Steuereinnahmen nach Steuerarten. (2024). https://www.bundesfinanzministerium.de/Content/DE/Standardartikel/Themen/Steuern/Steuerschaetzungen_und_Steuereinnahmen/1-kassenmaessige-steuereinnahmen-nach-steuerarten-und-gebietskoerperschaften.html
- Keen, M. (2013). *The anatomy of the VAT*. International Monetary Fund.
- Légifrance. (2024). *Code général des impôts*. <https://www.legifrance.gouv.fr>
- Lippross, O. G. (2022). *Umsatzsteuer*. Erich Fleischer Verlag.
- Monfort, B. (2021). 100 Jahre „Veredelte Umsatzsteuer“: Die Gebrüder von Siemens und die Erfindung der Mehrwertbesteuerung. *Umsatzsteuer Rundschau*, 70(1). <https://doi.org/10.9785/ur-2021-700102>
- Ministerstwo Finansów. (2018a). *Informacja o kształtowaniu się zaległości budżetowych w 2017 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/dane-za-lata-2003---2018>
- Ministerstwo Finansów. (2018b). *Wpływy budżetowe w okresie od 01 stycznia 2017 roku do 31 grudnia 2017 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/dane-za-lata-2003---2017>
- Ministerstwo Finansów. (2019a). *Informacja o kształtowaniu się zaległości budżetowych w 2018 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/2018-r-zaleglosci-budzetowe>
- Ministerstwo Finansów. (2019b). *Wpływy budżetowe w okresie od 01 stycznia 2018 roku do 31 grudnia 2018 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/2018-r-wplywy-budzetowe>
- Ministerstwo Finansów. (2020a). *Informacja o kształtowaniu się zaległości budżetowych w 2019 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/2019-r4>
- Ministerstwo Finansów. (2020b). *Wpływy budżetowe w okresie od 01 stycznia 2019 roku do 31 grudnia 2019 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/2019-r3>
- Ministerstwo Finansów. (2021a). *Informacja o kształtowaniu się zaległości budżetowych w 2020 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/2020-r5>
- Ministerstwo Finansów. (2021b). *Wpływy budżetowe w okresie od 01 stycznia 2020 roku do 31 grudnia 2020 roku*. <https://www.gov.pl/web/finanse/2020-r4>
- OCDE. (2017, 24 octobre). *Mécanismes pour la collecte effective de la TVA/TPS lorsque le fournisseur n'est pas situé dans la juridiction d'imposition. Rapport*. https://www.oecd.org/fr/publications/mecanismes-pour-la-collecte-effective-de-la-tva-tps-lorsque-le-fournisseur-n-est-pas-situe-dans-la-juridiction-d-imposition_68f37f3c-fr.html
- OCDE. (2021, 9 février). *Tendances des impôts sur la consommation 2020. TVA/TPS et droits d'accise: Taux, tendances et questions stratégiques*. https://www.oecd.org/fr/publications/tendances-des-impots-sur-la-consommation-2020_3f06ea4d-fr.html
- OCDE. (2023, 16 décembre). *Administration fiscale 2023. Information comparative sur les pays de l'OCDE et autres économies avancées et émergentes*. https://www.oecd.org/fr/publications/administration-fiscale-2023_678bbe59-fr.html
- OECD. (2013). *Tax Administration 2013. Comparative information on OECD and other advanced and emerging economies*. https://www.oecd.org/en/publications/tax-administration-2013_9789264200814-en.html
- OECD. (2021). *Tax Administration 2021. Comparative information on OECD and other advanced and emerging economies*. https://www.oecd.org/en/publications/tax-administration-2021_cef472b9-en.html
- Poniatowski, G., Bonch-Osmolovskiy, M., Durán-Cabré, J. M., Esteller-Moré, A., & Śmietanka, A. (2018). *Study and reports of the VAT GAP in the EU-28 Member States:*

- 2018 final report. CASE-Center for Social and Economic Research. <https://ideas.repec.org/p/sec/report/0496.html>
- Schwarz, B., Widmann, W., & Radeisen, R. R. (2024). *Kommentar zum Umsatzsteuergesetz (UStG) – mit Fortsetzungsbezug*. Haufe-Lexware. <https://www.haufe.de/finance/haufe-finance-office-premium>
- Toute l'Europe. (2023). *Budget de l'UE : Que sont les nouvelles ressources propres de l'Union européenne ?* <https://www.touteurope.eu/fonctionnement-de-l-ue/budget-europeen-queles-ressources-propres-pour-l-union-europeenne>
- Toute l'Europe. (2024). *Les taux de TVA dans l'UE*. <https://www.touteurope.eu/economie-et-social/les-taux-de-tva-dans-l-ue>
- Umsatzsteuergesetz. (2024). Umsatzsteuergesetz in der Fassung der Bekanntmachung vom 21. Februar 2005 (BGBl. I S. 386), das zuletzt durch Artikel 18 des Gesetzes vom 11. Dezember 2023 (BGBl. 2023 I Nr. 354) geändert worden ist.
- Ustawa. (2004). Ustawa z dnia 11 marca 2004 r. o podatku od towarów i usług (t.j. Dz.U. z 2023 r. poz. 1570, 1598, 1852).
- Weber, D. (2023). *The implications of online platforms and technology for taxation*. IBFD.

Les entreprises de jeux d'argent entre rentabilité économique et responsabilité sociale. Le cas roumain

Gambling companies between economic profitability and social responsibility. The Romanian case

Laura MARCU¹

Université Valahia de Targoviste, Roumanie

laura_marcu_uvt@yahoo.fr

<https://orcid.org/0000-0003-2474-3450>

Mihaela TEODORESCU²

Université Valahia de Targoviste, Roumanie

mihaela.m.teodorescu@gmail.com

<https://orcid.org/0000-0001-6044-8649>

Carmen-Valentina RĂDULESCU³

Académie d'Études Économiques de Bucarest, Roumanie

cv_radulescu@yahoo.com

<https://orcid.org/0000-0002-9971-9618>

Abstract

Purpose: To analyse the situation of the Romanian gambling market from the point of view of revenues from the sector, the favoring factors and the behavior of the players.

Design/methodology/approach: Study of secondary sources (specialised articles and reports) in order to allow us to compare the situation with other countries.

Findings: The result highlights both the spectacular evolution of this sector in Romania, as well as the growing contribution to the national economy, through the revenues provided to the state budget and the support of other economic sectors. On the other hand, the practice of gambling is not without risks, the most worrying being addiction. From this point of view, both state institutions and specialised companies have not only a legal, but

¹ Str. Aleea Sinaia 13, 130004, Targoviste, Dambovita, Romania.

² Str. Aleea Sinaia 13, 130004, Targoviste, Dambovita, Romania.

³ Str. Mihai Moxa 5-7, sector 1, Bucuresti, Romania.

also a social responsibility to find and implement the most suitable solutions to prevent and treat addiction.

Originality/value: Detailed analysis of the Romanian gambling market, critical presentation of measures to protect players and solutions to improve prevention.

Keywords: gambling addiction, gambling market, social responsibility, Romania.

Résumé

Objectif : Étudier la situation du marché roumain des jeux d'argent du point de vue des recettes du secteur, des facteurs qui favorisent le marché, ainsi que du comportement des joueurs.

Conception/méthodologie/approche : Analyse des sources secondaires (articles et rapports de spécialité) de sorte à assurer la comparabilité avec d'autres pays.

Résultats : Nous mettons en évidence tant l'évolution spectaculaire de ce secteur en Roumanie, que sa contribution à la croissance de l'économie nationale, grâce aux recettes budgétaires et au développement sectoriel. D'autre part, pratiquer des jeux d'argent n'est pas sans risques, le plus inquiétant étant l'addiction. De ce point de vue, les institutions de l'État ainsi que les compagnies de profil ont une responsabilité non seulement légale, mais aussi sociale pour trouver et mettre en place les solutions les plus appropriées pour la prévention et le traitement de la dépendance.

Originalité/valeur : L'analyse détaillée du marché roumain des jeux d'argent, la présentation critique des mesures visant à protéger les joueurs et des solutions d'amélioration de la prévention.

Mots-clés : dépendance de jeux d'argent, marché des jeux d'argent, responsabilité sociale, Roumanie, UE.

JEL classification : L83, M14, M38.

Introduction

Le marché des jeux d'argent est particulièrement dynamique tant au niveau mondiale, qu'européen. Une étude de la compagnie Custommarketindise-CMI prévoit une augmentation annuelle du marché européen des jeux d'argent en ligne avec environ 11% jusqu'en 2032. Par conséquent, le volume du marché passera de 30,012 milliards dollar en 2022 à 84,5302 milliards dollar en 2032 (Stoian, 2023). Au niveau mondial, le marché des jeux d'argent a été estimé à 773,7 milliards dollar en 2023 avec une prévision de croissance jusqu'à 1 trillion dollar en 2030 (Yahoo Finance, 2024).

Toutefois, il y a des différences entre les pays européens en ce qui concerne le niveau actuel du marché, les tendances d'évolution et le comportement des consommateurs, du fait de l'influence variable de certains facteurs: la législation,

la vitesse de connexion à Internet, le degré d'acceptation sociale, l'intensité des actions marketing utilisées.

Par conséquent, nous nous sommes proposé de concentrer notre analyse sur le marché roumain des jeux d'argent tout en gardant la comparaison avec d'autres pays européens. Le principal problème soulevé par une telle analyse – le manque d'études qui mettent en évidence l'évolution dans le temps de ce phénomène et la comparabilité des données – devient une opportunité lorsque nous pouvons apporter plus d'informations sur ce secteur très dynamique en Roumanie.

Notre analyse s'est basée sur l'étude des sources secondaires : rapports, études des organismes publiques ou privés, ainsi qu'articles parus dans la presse roumaine, de sorte à surprendre l'évolution du phénomène à partir de l'an 2000. En même temps, à part l'identification des éléments définitoires du marché (catégories de services, les principales compagnies, le cadre législatif, l'évolution des unités de services et de leurs revenus, le profil des consommateurs), nous nous sommes proposé de mettre en balance deux implications majeures de ce secteur: d'une part, sa contribution au développement de l'économie nationale et, d'autre part, la responsabilité sociale et les effets sociaux causés par la consommation régulière des jeux d'argent.

En outre, pour compléter la recherche, nous avons mené une étude quantitative auprès des joueurs roumains de sorte à connaître leur opinion à l'égard des facteurs qui peuvent favoriser ou décourager la consommation des jeux d'argent.

1. Le marché des jeux d'argent en Roumanie

1.1. Les principaux types de jeux d'argent

Le jeu d'argent consiste à jouer une certaine somme, la finalité dépendant de la chance de chacun. On l'appelle également jeu de hasard et son histoire remonte à l'antiquité, les premières formes étant les dés et les paris (Baicu, 2023). En Roumanie, les jeux d'argent n'étaient réglementés qu'au XIXe siècle lorsqu'ils furent mentionnés dans le Code Calimachi. C'est également au XIXe siècle qu'apparaissent les premiers casinos, fonctionnant même pendant la période communiste, sous le contrôle strict de l'État. En 1906, la Loterie Roumaine fut créée, le premier jeu d'argent officiel roumain (Observatornews, 2023). Les jeux d'argent sont désormais devenus une industrie, au niveau mondial, et les compagnies fournisseurs proposent des jeux innovants et attrayants, constamment adaptés aux préférences des joueurs. De ce fait, il existe une diversité de jeux d'argent, les plus connus étant (Cazinouripenet.com, 2023) :

- a) *Les paris sportifs* sont considérés comme un jeu de hasard par certains, mais d'autres, qui s'appuient sur leurs connaissances et leurs stratégies en matière

de paris sportifs, ne le considèrent pas liés au hasard. Les paris sportifs peuvent prendre plusieurs formes selon le moment du pari : avant le début de la compétition, en temps réel (pendant la compétition), placés sur des événements virtuels lors de la simulation des sports populaires, entre parieurs (où le joueur peut se substituer à la maison de paris).

- b) *Le poker* est similaire aux paris sportifs. Il y a des joueurs qui ont certaines stratégies, des techniques de jeu avec lesquelles ils gagnent constamment, ce qui nous porte à croire que ce n'est pas seulement de la chance (Pariurix.com, 2023a).
- c) *Les jeux de casino* tels que les « slot machines » (machines à sous), la roulette, les cartes, vidéo poker (poker sur appareils mécaniques) (Pariurix.com, 2023b). Dans ce cas, le gain est du exclusivement au hasard.
- d) *Les loteries* jouées dans les maisons de paris ou dans les points de travail de la Loterie Roumaine. Il est possible de parier sur des numéros et les gains peuvent être supérieurs ou inférieurs en fonction du nombre de numéros correspondants.
- e) *Le Bingo* : dépend aussi uniquement de la chance.

Du point de vue de la manière d'accéder aux jeux, ils peuvent actuellement être en ligne et hors ligne. Les jeux en ligne se jouent sur les plateformes des sociétés organisatrices et sont très accessibles, pouvant être joués depuis un ordinateur, un téléphone, une tablette, quel que soit le lieu, avec simplement un accès à Internet. Toutes les plateformes nécessitent l'ouverture d'un compte avec un utilisateur et un mot de passe. Les jeux hors ligne sont joués depuis un lieu physique : maisons de paris, casinos, salles de bingo etc.

1.2. Le cadre législatif

Au niveau européen, les États Membres ont le droit de réglementer le secteur des jeux d'argent à condition de respecter la liberté des joueurs et leur sûreté. La comparaison des réglementations en Roumanie par rapport à d'autres pays européens nous permet d'affirmer que la Roumanie a une politique assez libérale : il n'y a pas un monopole d'État et le marché est partagé entre des maisons de paris et des casinos provenant des différents pays étrangers (Gds.ro, 2022).

En Pologne, par exemple, le secteur des jeux d'argent est plus réglementé : les casinos obtiennent une licence plus difficilement (après plus d'un an, en général) et ne pouvaient pas organiser de paris sportifs. Plus récemment, la législation a été modifiée de sorte à permettre aux maisons privées de paris d'entrer sur le marché polonais. En Hongrie, la législation de 2014 ne permettait pas une offre diversifiée des casinos, tandis que les paris sportifs étaient un monopole d'État. Des propositions récentes ont soutenu l'accès des opérateurs privés des jeux en ligne en Hongrie, sous réserve de l'accord de l'autorité nationale de réglementation des jeux.

En Roumanie, la Loi no.77/2009, relative aux jeux d'argent a été modifiée par la Loi 226/2016 qui a assuré le nouveau cadre légal concernant l'organisation et l'exploitation des jeux d'argent. Ce changement a permis aux compagnies d'élargir l'offre de jeux d'argent et d'intensifier les actions marketing.

L'Office National pour les Jeux d'Argent (abrégé, par la suite, l'ONJA) a été créé suite à l'Ordonnance du Gouvernement Roumain no. 20/2013. Il est subordonné directement au Ministère de Finances et a des attributions liées à l'autorisation, le control, le suivi et la gestion du marché des jeux d'argent. Suite à la création de cet office, des nouvelles règles ont été mises en place : par exemple, les casinos ont été obligés d'avoir une licence de fonctionnement octroyée par l'ONJA, tandis que pour les jeux en ligne les Roumains pouvaient accéder seulement sur des plateformes licenciées, sinon étant passibles d'une amende. Pour s'assurer que le jouer est majeur et que ses données sont correctes, l'ONJA demande la vérification du compte des joueurs dans maximum 30 jours depuis le premier dépôt d'argent ou dans 6 mois depuis l'enregistrement du compte.

Parmi les réglementations de référence dans le domaine des jeux d'argent en Roumanie nous rappelons (ONJN, 2023a) : l'Ordonnance d'urgence du Gouvernement no. 77/24.06.2009 concernant l'organisation et l'exploitation des jeux d'argent ; La Décision du Gouvernement no. 111/24.02.2016 concernant les Normes méthodologiques de mise en place de l'Ordonnance no. 77/2009 ; l'Ordonnance d'urgence du Gouvernement no. 20/27.03.2013 concernant la création, l'organisation et le fonctionnement de l'Office National pour les Jeux d'Argent et pour le changement et la mise à jour de l'Ordonnance 77/24.06.2009 ; La Décision du Gouvernement no. 298/29.05.2013 concernant l'organisation et le fonctionnement de l'ONJA ; l'Ordonnance d'urgence du Gouvernement no. 92/29.12.2014 visant des mesures fiscales et budgétaires et la modification de certains actes normatifs.

En 2021, une nouvelle loi des jeux d'argent est entrée en vigueur, avec des réglementations plus strictes ; elle a été suivie par d'autres changements en 2022 et 2023. Parmi les plus récentes réglementations qui ont influencé le marché roumain des jeux d'argent il y a l'Ordonnance du Gouvernement no. 15/15.07.2022 concernant la mise à jour de l'Ordonnance no. 77/2009, l'Ordonnance du Gouvernement no. 16/15.07.2022 pour le changement de la Loi no. 227/2015 concernant le Code fiscal, la Loi no. 107/17.04.2024.

1.3. Les principales entreprises sur le marché roumain

Les compagnies sont groupées, en Roumanie, en trois classes, selon le type de licence de fonctionnement : la 1ère classe réunit les opérateurs de jeux d'argent, la 2ème classe – les entreprises des domaines connexes et la 3ème classe – la Loterie Nationale, entité d'État avec tradition sur le marché roumain. Parmi les opérateurs

de la 1ère classe, nous retrouvons des grandes compagnies internationales avec des brands reconnus, telles que (Spotmedia, 2022 ; Top10casino, 2024) : Kindred Group présent en Roumanie avec les marques Unibet et Vlad Casino; Flutter Entertainment PLC, reconnu pour l'organisation des tournois en ligne et présent en Roumanie avec la marque Pokerstars; Avento MT Limited, fondé en 2016 et actif en Roumanie avec les marques en ligne SlotV, Frank Casino, Mr. Bit; Superbet Interactive LTD fondé en 2008, avec sa marque Superbet; 888 Holding avec la marque 888.

Selon le nombre de licences, en 2021 il y avait 29 operateurs dans la 1ère classe (Homeghi, 2022), 31 operateurs en 2022 et 40 operateurs en 2023 (Homeghi, 2023) (figure 1). Dans la 2ème classe, il y avait en 2022 464 operateurs économiques avec licence (Ducu, 2023).

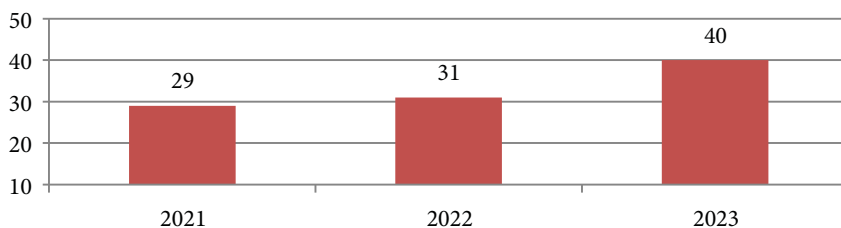


Figure 1. Nombre de licences pour les compagnies de la 1ère classe en Roumanie

Source: (Homeghi, 2022, 2023).

Le nombre de salles de jeux a augmenté fortement (figure 2) : si, en 1996, il y avait une seule salle de jeux, en 2001 le nombre est arrivé à 67 (Darvari, 2022). Des données plus récentes indiquent qu'en 2012 la Roumanie avait environ 8000 salles de jeux et aucun application en ligne pour les paris, alors qu'en 2021 le nombre de salles de paris sportifs, bingo, casino, loterie était arrivé à environ 12 000 (dont 11 000 salles de paris sportifs), tandis que le nombre de comptes d'utilisateurs en ligne s'élevait à 400 000 (Coroamă, 2023).

En ce qui concerne les machines à sous, leur nombre a augmenté sans cesse, étant estimé à 73 000 en 2018, soit 4 machines pour mille habitants (Păvălaşc, 2023). Une

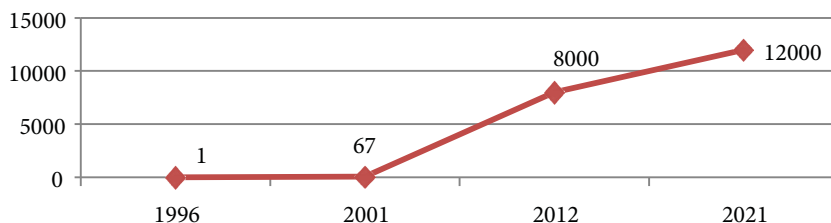


Figure 2. Evolution du nombre de salles de jeux (physiques) en Roumanie

Source: (Coroamă, 2023 ; Darvari, 2022).

étude réalisée au niveau mondial, par Gaming Technologies Association montre que, en 2019, la Roumanie disposait de 80 500 machines à sous d'un total mondial de 7,4 million machines, soit une augmentation de +10,3% en Roumanie, dans un an. Grâce à ce nombre, la Roumanie se trouvait sur la 10e place mondiale, après le Japon (qui avait 4,2 million machines), l'Italie (410 000 machines), l'Allemagne et l'Espagne (les deux avec plus de 220 000 machines), l'Argentine et la Colombie (les deux avec plus de 100 000 machines) (TurdaNews, 2022).

1.4. Facteurs qui influencent le marché des jeux d'argent

Parmi les facteurs qui peuvent décourager le marché roumain des jeux d'argent nous comptons les impôts établis pour les joueurs et les taxes appliquées aux compagnies, de même que l'accès limité aux résidents roumains (sur les sites avec licence en ligne).

Les facteurs favorisant sont beaucoup plus nombreux et peuvent être groupés en quatre catégories (Orasul Citeste, 2023):

- a) La législation qui favorise l'organisation des jeux d'argent, y compris en ligne, ainsi que leur promotion par des activités de marketing.
- b) L'accessibilité pour les joueurs: grâce au grand nombre de salles physiques et à leur emplacement dans des endroits centraux, à trafic intense ou près des institutions d'enseignement, l'accès à Internet (pour 88% des Roumains, en 2022) et une des plus grande vitesse de connexion au niveau mondial, y compris dans les villages, le grand nombre d'utilisateur des smartphones et la possibilité de connexion sur les plateformes des casinos.
- c) Les opportunités de gain d'argent perçues tant par les joueurs (qui espèrent un gain rapide) que par les compagnies, grâce au milieu économique favorable.
- d) La sécurité des paiements et les possibilités multiples de paiement (y compris par crypto monnaies).

À son tour, l'État ne manque pas d'intérêt pour ce secteur puisque les jeux d'argent s'avèrent un facteur de croissance économique. Les représentants de l'État considèrent que si les mesures adoptées pour ce secteur deviennent trop strictes, les « dépendants des jeux » vont s'orienter vers les pays voisins avec le risque de diminution des recettes budgétaires.

1.5. Evolution des recettes budgétaires

La Roumanie occupait la 47e place au niveau mondial, en 2019, du point de vue des recettes provenant des jeux d'argent. Ensuite, dans le contexte de la crise COVID-19, les joueurs roumains se sont orientés vers les jeux en ligne, ce qui

a déterminé une croissance spectaculaire du segment en ligne en 2020, favorisée par la restriction d'accès dans les salles des jeux et les casinos physiques : +90% du marché en ligne, la plus grande augmentation au niveau de l'UE (Homeghi, 2022).

Il faut noter également que le montant des recettes provenant seulement du marché en ligne a augmenté avec +47% en 2018, par rapport à 2014, le marché des jeux en ligne étant estimé, à ce moment-là, à plus d'un million d'euros par an (Efin, 2020).

En 2021, le montant des recettes (en ligne et hors ligne) a été évalué à 9 milliards RON (environ 1,8 milliards €) (Homeghi, 2022), tandis qu'en 2023 les recettes provenant des casinos, salles de jeux en ligne et hors ligne a été 11,7 milliards RON (soit 2,4 milliards €) (Roșca, 2023).

En ce qui concerne les revenus des opérateurs actifs sur le marché roumain, ils ont augmenté avec 40% pendant la période 2019–2023 (Roșca, 2023). Les plus populaires jeux en ligne sont les paris sportifs, avec 58% taux de marché en 2022, tandis que le poker avait une part de marché en ligne de 2%. En outre, les casinos en ligne détenaient 36% du marché en ligne (2022) (*Reportal.ro*, 2023).

1.6. Les joueurs roumains

Selon une étude faite en 2016, seulement 3% de la population roumaine jouait aux machines à sous. Le taux était plus réduit par rapport à d'autres pays, tels que la Grande Bretagne, où il s'élevait à 13% (*Barikada.ro*, 2020). Cependant, ce taux a augmenté à 15% en Roumanie, en 2022 (*TurdaNews*, 2022).

Un poids considérable dans les préférences des européens reviennent aux paris sportifs (41% en Europe, 40,3% au niveau mondial et 45% en Roumanie) suivis par la loterie (15% en Europe et 13,2% au niveau mondial). Pour les Roumains, l'attraction des paris sportifs se justifie par la culture sportive ; les montants joués visent le football, tennis, basket et handball, tant pour les paris en ligne que dans les salles classiques (Orasul Citeste, 2023). Les Roumains préfèrent également le bingo, le e-sports, le poker, les paris d'avant-match, les paris en direct, les jeux à la roulette, les machines à sous, les jeux avec de vrais croupiers, le backgammon (Adam, 2022). Il existe cependant une tendance à différencier les deux milieux de jeux : les joueurs de casino en ligne préfèrent la roulette, le blackjack et le poker, ainsi que les machines à sous.

L'adrénaline qui règne pendant le jeu fait que les Roumains cessent de regarder les sommes dépensées et oublient que c'est le seul argent qu'ils ont en poche. D'autre part, bien qu'il n'existe pas d'études à ce sujet, certains analystes attirent l'attention sur le taux croissant des jeux dans les villes ou les quartiers pauvres des villes, ce qui suggère que les Roumains plus pauvres jouent dans l'espoir

d'un gain rapide, qui leur permettrait d'améliorer leur situation matérielle (Pană, 2023). Une des attractions des Roumains sont les machines à sous. Les montants joués sont compris entre 40 et 80 RON (soit 8–16 €). Au total, pour les machines à sous, il est estimé que les montants joués s'élèvent à 1 million €/jour, soit 650 millions €/an. En ce qui concerne d'autres jeux, les montants pariés par ceux qui jouent à la roulette, au blackjack ou poker sont d'environ 50 RON (soit 10 €) (Barikada.ro, 2020).

L'ouverture du marché des jeux d'argent aux Pays-Bas, en 2022, a été l'occasion d'une étude concernant les montants dépensés par les joueurs européens (Albu, 2023). L'étude indique que le poids des jeux hors ligne est plus élevé au niveau européen (69% poids moyen dans l'UE, par rapport à 31% pour les jeux en ligne) y compris en Roumanie.

En ce qui concerne les montants dépensés, la Roumanie se trouve parmi les derniers pays dans l'hierarchie, avec 200 €/joueur, comparé avec 258 €/joueur dans le cas des Pays-Bas. Cependant, il ne faut pas oublier que le revenu moyen mensuel en Roumanie est beaucoup plus réduit que dans les autres pays européens : il ne s'est élevé qu'à 1208 € en 2022, tandis qu'aux Pays-Bas il était cinq fois plus grand la même année (soit 5368 €) (Indrabati, 2023).

1.7. Les tendances du marché des jeux d'argent

Le marché des jeux d'argent est estimé d'augmenter à la fois au niveau mondial qu'en Roumanie (Punctul, 2023). La croissance sera basée surtout sur le développement des jeux en ligne, l'utilisation des technologies avancées et des plateformes numériques capables d'offrir de nouvelles expériences aux utilisateurs (Punctul, 2023). Une tendance croissante consiste à créer des offres spéciales de connexion rapide sur des applications et des jeux tels que le blackjack, les jeux de groupe en direct et les machines à sous 3D. Aussi, la technologie VR qui offre la possibilité d'une observation réaliste des jeux favorisera le développement de cette industrie. De nouveaux types de jeux d'argent émergeront, les fabricants ressentiront le besoin de se différencier de leurs concurrents et leur créativité reposera sur l'intégration de jeux NFT et avec croupier en direct (Homeghi, 2024).

L'utilisation des crypto-monnaies diminuera en raison de la décadence monétaire. Il y aura une période d'attente, suivant la tendance, car il existe déjà des installations créées pour les clients, même si en Roumanie il n'y en a pas beaucoup.

Les générations qui aiment la technologie seront le moteur des jeux sur le portable, tandis que la dépendance du smartphone va augmenter le nombre d'utilisateurs en ligne. De plus, l'émergence des montres intelligentes va amener les opérateurs de jeux en ligne à lancer des applications spéciales accessibles depuis la Smartwatch.

2. La contribution de l'industrie des jeux d'argent à l'économie roumaine

2.1. L'attractivité des investisseurs

En plaçant les jeux d'argent dans la catégorie tourisme-divertissement-sport, comme un « hobby » des passionnés, ce domaine constitue une source importante de revenus pour les entreprises, mais aussi pour le budget de l'État. L'attractivité du marché roumain est soutenue par les opportunités de croissance du marché, la législation favorable et la rentabilité économique des investissements. Par conséquent, les compagnies entrées sur le marché roumain proviennent des différents pays, comme l'Allemagne, la Grande Bretagne ou la Grèce.

2.2. Les sources des revenus pour l'État

Les taxes payées par les compagnies de jeux d'argent (*Profit.ro*, 2023):

- Taxe pour licence (fixe pour les salles de jeux, variable selon le chiffre d'affaires pour les opérateurs en ligne).
- Taxe de vice pour les jeux type « slot machines ».
- Taxe pour la vidéo-loterie.
- Taxe d'accès dans les casinos et les clubs de pokers.
- Taxes administratives (telles que pour l'analyse de la demande de licence, pour ajouter de nouveaux jeux ou ré-certifier des jeux en ligne).
- Impôt sur le profit.

Les taxes payées par les joueurs: il s'agit de la taxe de vice (2% de chaque montant déposé) et de l'impôt sur le gain.

Les taxes payées par l'industrie de publicité:

- Taxe pour le budget local: 1%–3% du contrat de publicité hors medias écrits et audiovisuels (PCUe, 2024);
- À partir de 2022 (suite à l'Ordonnance du Gouvernement no. 15 du 15.07.2022): la taxe de 5% du contrat de publicité dans les medias hors ligne. Trois mois après l'adoption de cette lois, l'État a collecté 265.571 € au budget pour la période aout-octobre 2022 (Meseşan, 2023).
- Les compagnes de jeux d'argent sont parmi les plus grands annonceurs dans le secteur publicitaire sont l'essor participe aux recettes budgétaire d'État.

Les contributions payées par les employés du secteur: les contributions sociales (assurances médicales, retraite, chômage...) et l'impôt sur le salaire.

2.3. Les avantages pour l'industrie publicitaire

Les sociétés de jeux investissent les sommes les plus importantes dans la publicité, aux côtés des industries pharmaceutique et de vente au détail. Les montants concernent à la fois la publicité dans les médias traditionnels (télévision et affichage extérieur) qu'en ligne.

En termes de publicité télévisée, le secteur des jeux d'argent a diffusé 4,8% des publicités en Roumanie, en 2022 (Păvălașc, 2023). Rien que pour la période août-octobre 2022 (3 mois), la valeur des contrats de publicité hors ligne des opérateurs de jeux d'argent s'élevait à 5,3 millions €. Selon un représentant du secteur des jeux d'argent, les compagnies de jeux investissent dans la publicité environ 10% de leurs revenus, qui restent après avoir payé les prix aux joueurs (Meseșan, 2023).

2.4. Les emplois

Quant au nombre d'employés de cette industrie, il était estimé, en 2022, à environ 45 000 personnes (Andrei, 2023), ceux-ci représentant les salariés des salles de jeux, des agences ou des casinos, mais aussi ceux qui travaillaient pour des entreprises

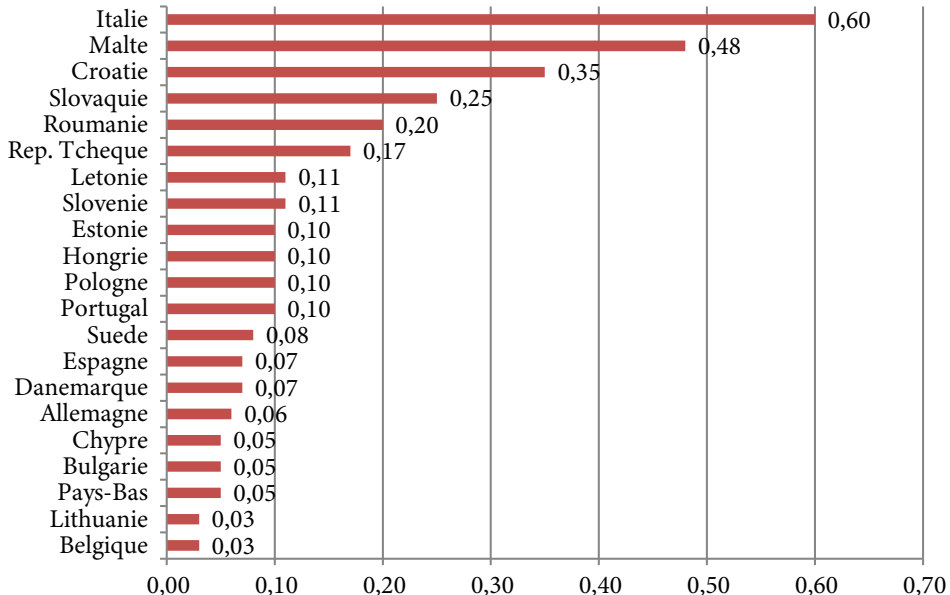


Figure 3. Contribution au PIB de l'industrie des jeux d'argent. Calcul basé sur les recettes provenant des taxes sur les jeux d'argent en 2020 (%)

Source: (Popescu, 2022).

qui fournissaient des services ou des produits pour le bon fonctionnement des opérateurs du secteur. En 2023, le nombre était estimé à 50 000 employés ce qui représente des charges sociales d'un montant minimum de 180 millions €.

2.5. Les recettes budgétaires en chiffres

En 2019, la contribution des casinos au PIB de la Roumanie s'élevait à plus de 890 millions RON, un montant qui comprend à la fois les frais de licence et d'activités, ainsi que les charges sociales (*Economica.net*, 2020).

En 2022, l'industrie des jeux d'argent a enregistré un chiffre d'affaires (respectivement des revenus) d'environ 2 milliards €, en augmentation par rapport à l'année 2021, où la valeur était de 1,8 milliards € (Andrei, 2023).

Concernant la contribution au budget de l'État de cette industrie, on estime qu'elle variait entre 400 et 600 millions RON/an. En 2020, la contribution de ce secteur au PIB de la Roumanie était de 0,2% plaçant la Roumanie au 5^{ème} rang des pays de l'UE (figure 3), après l'Italie (avec des contributions au budget de l'État de plus de 10 milliards, en 2020), la Malta, la Croatie et la Slovaquie (Popescu, 2022).

2.6. La pandémie COVID-19

Pendant la pandémie COVID-19, les secteurs des jeux d'argent, des transports et de l'informatique ont généré les plus élevés revenus et ont apporté des contributions significatives au budget de l'État. Ainsi, en 2020, l'industrie des jeux d'argent a enregistré une augmentation de son chiffre d'affaires de près de 300%, par rapport à 2019, suivie par le secteur des transports (qui a doublé son chiffre d'affaires) et le secteur informatique (où le chiffre d'affaire a augmenté avec 80% dans le contexte de l'offre de logiciels pour le télétravail et des produits pour le travail au domicile). Les autres secteurs qui ont vu leurs revenus augmenter sont : les services ressources humaines (avec 70%), la rénovation domiciliaire (avec 56%), le commerce de détail (avec 39%) (Agiu, 2021) et, bien sur, le secteur pharmaceutique.

La croissance enregistrée dans l'industrie des jeux d'argent est due à la transition vers les jeux en ligne. Pour les compagnies des jeux en ligne, la pandémie a été une opportunité pour montrer aux joueurs les avantages des jeux en ligne, à savoir : la commodité, la possibilité de jouer à n'importe quelle heure, pour une durée variable, la diversité des jeux, les promotions très attractives et le pourcentage de remboursement élevé. Par conséquent, la migration des joueurs vers l'environnement en ligne, produite dans un contexte de fermeture des sites physiques, a conduit à un processus irréversible et à une tendance de croissance future de la

consommation de ce type de jeux (en 2022, par exemple, le nombre de nouveaux comptes en ligne a augmenté avec 90%) (Dobreanu, 2023).

3. Implications liées à la responsabilité sociale

3.1. Le risque de dépendance

Les joueurs courent le risque d'en devenir dépendants car rares sont ceux qui jouent de manière occasionnelle et les sociétés organisatrices proposent fréquemment des offres pour attirer et fidéliser les clients. Parmi les facteurs de risque nous signalons (Orasul Citeste, 2023) : l'accès facile aux jeux grâce à la multitude de salles de jeux physiques et des sites en ligne, les techniques de fidélisation appliquées par les compagnies (bonus, promotions, tombolas, prix immédiates), les attractions telles que streaming live des événements sportifs, vidéo live des casinos etc., la publicité agressive, la perception des jeux comme une source de revenu rapide, ainsi que le début des jeux à l'âge très jeune.

Une étude GFK de 2016 montre que 15% des Roumains de plus de 18 ans ont participé, après 2015, au moins une fois à un jeu d'argent (en ligne ou dans des lieux physiques). Parmi eux, 82% étaient des hommes et 18% des femmes, et la plupart des joueurs étant âgés de 18 à 24 ans (Efin, 2020). Les raisons évoquées pour jouer étaient le plaisir, mais aussi le fait de gagner de l'argent. Quant à l'addiction aux jeux, elle est mise en évidence dans la même étude à 0,6% des joueurs, soit 98 000 joueurs. Ces chiffres placent la Roumanie à la limite inférieure de la moyenne européenne (la part la plus faible étant 0,5% et le niveau de dépendance le plus élevé étant de 2%) (Jocresponsabil, 2019).

En 2019, une étude montre que 30% des garçons de 15 ans en Roumanie ont essayé de jouer au moins une fois, bien que l'accès des mineurs aux salles de jeux soit interdit. Ce pourcentage est bien supérieur à la moyenne européenne (Matei, 2023).

En plus, une étude menée par l'ESPAD (2020) en 2019 auprès d'étudiants de pays européens montre que la part des étudiants roumains participant aux jeux d'argent est supérieure à la moyenne européenne, tant pour les jeux traditionnels que pour les jeux en ligne (tableau 1).

La dépendance n'arrive pas qu'aux malheureux, elle peut être présente chez tous les individus, quel que soit leur âge ou leur métier. Un cas bien connu est celui d'un ancien footballeur, Rică Răducanu, âgé de 76 ans, légende du football roumain. Il raconte qu'il est tombé dans cette passion vers les années 90, lorsqu'un de ses amis, Viorel Lis, accro au jeu, l'a encouragé à jouer (Digi Sport, 2022).

Les conséquences de la dépendance de jeux d'argent sont multiples et seulement un petit nombre de cas arrivent dans les médias: problèmes financiers, problèmes liés au travail, problèmes familiaux et relationnels, suicide (*Unica.ro*, 2021).

Tableau 1. Poids des étudiants qui ont participé aux jeux d'argent dans les derniers 12 mois (2019)

	Garçons	Filles	Total
Jeux d'argent hors ligne			
Roumanie (%)	35	14	25
UE (%)	29	15	22
Place de la RO (sur 27 pays)	6	12	7
Jeux d'argent en ligne			
Roumanie (%)	15	2,4	8,6
UE (%)	13	2,7	7,9
Place de la RO (sur 27 pays)	4	8	6

Source : élaboration propre à partir de l'étude (ESPAD, 2020).

Actuellement, le nombre exact de Roumains dépendants au jeu n'est pas connu et il n'existe pas non plus d'analyse approfondie par sous-catégories de la population. La difficulté d'évaluation de la situation est amplifiée par la réticence des personnes dépendantes (qui ne sont pas conscients de leur problème ou ne veulent pas en parler). En outre, dans les hôpitaux publiques, les personnes sont rarement encadrées avec un diagnostic de dépendance de jeux d'argent et donc, les statistiques médicales ne peuvent pas indiquer la situation réelle (Hopulele, 2023). En revanche, dans les cabinets privés de psychologie, le nombre de cas augmente constamment: un psychologue roumain (de l'Association « Aliat ») avance le chiffre de +500% dans les 20 dernières années! (Păvălașc, 2023).

Une loi adoptée en 2022 pour modifier l'Ordonnance d'urgence du Gouvernement 77/2009 prévoit la création d'une base de données des dépendants, pour une période de cinq ans, à partir de la déclaration des joueurs (ou la famille). Cette base de données devrait être accessible à tous les opérateurs de jeux de sorte à interdire l'accès aux jeux pour les dépendants qui y figurent. Cependant, cette base de données n'est pas encore complètement fonctionnelle (Costea, 2022).

3.2. La publicité

Les actions marketing, quelles qu'elles soient, peuvent déterminer les personnes à essayer les jeux d'argent ou à devenir fideles d'une société organisatrice. Rien qu'en 2021, la compagnie Superbet a investi 7 millions € dans la publicité en ligne, étant suivie par la compagnie Betano dont l'investissement s'élevait à plus de 3 millions € et d'Unibet avec un investissement de 2,5 millions € (Păvălașc, 2023).

La publicité en ligne est plus permissive, en revanche, pour la radio et la télévision, le Conseil national de l'audiovisuel (CNA) a imposé des règles plus strictes, comme la diffusion de publicité entre 23h00 et 6h00, à l'exception des émissions

sportives (pour lesquelles les publicités pour les jeux d'argent sont autorisés pendant la journée) (CNA, 2020).

Kantar Media, une société de surveillance des medias, a déclaré qu'entre le 1er janvier et le 10 mai 2022, sur les 79 chaînes de télévision surveillées, 57 ont diffusé 262 748 publicités pour les maisons de paris en ligne, ce qui représente 4,8% du total des publicités diffusées par le marché télévisuel roumain. Elles étaient diffusées principalement lors de compétitions sportives (Păvălașc, 2023).

Conscients des effets négatifs des publicités aux jeux d'argent sur la population, plusieurs propositions législatives ont été formulées :

- L'interdiction de la publicité télévisée et de la publicité. La proposition initiée en 2022, par les représentants de tous les partis parlementaires, a subi des changements lors des discussions dans la commission juridique du Parlement et n'est pas encore arrêtée.
- L'interdiction de la publicité télévisée, publicité extérieure et en ligne, ainsi que de l'utilisation des célébrités pour la promotion. Cette initiative a été promu par un vlogger célèbre (Mircea Bravo) et une organisation non gouvernementale (intitulée « Declic ») qui a lancé une pétition publique (Declic, 2023a, 2023b).
- L'interdiction des salles de jeux à une distance en dessous de 300 mètres par rapport aux écoles (Bâzoi, 2023).

À titre de comparaison, le 8 mars 2023, la Belgique a adopté une loi interdisant les publicités sur les jeux d'argent, et le Royaume-Uni a interdit aux influenceurs et aux célébrités du sport et du showbiz de faire de la publicité aux jeux d'argent (Amosnews.ro, 2023). De même, la République de Moldavie a interdit en 2021 toute forme de publicité pour les jeux d'argent.

Finalement, la seule proposition législative adoptée récemment en Roumanie est celle du 29 avril 2024, entrée en vigueur deux semaines avant le début officiel de la campagne électorale pour les élections locales. Elle interdit les jeux d'argent dans les petites villes (c'est-à-dire de moins de 15 000 habitants) et affectera certainement l'activité des entreprises du secteur, étant donné que leur nombre en milieu rural a augmenté, par rapport à la situation en milieu urbain.

Outre la publicité, les techniques de promotion des ventes jouent un rôle important pour attirer les joueurs : offrir des cadeaux, des bons pour tester certains jeux, des bonus de bienvenue, des tombolas etc.

3.3. Les changements fiscaux

L'adoption de l'Ordonnance d'urgence du Gouvernement no. 15/2022 a augmenté la valeur des taxes appliquées aux compagnies du secteur (lorsqu'elles désirent obtenir des licences, mais aussi pour d'autres taxes). En même temps, le système

Tableau 2. Changement de l'impôt sur les revenus gagnés par les joueurs à partir de 2022

Avant 1er août 2022		Après 1er août 2022	
Pour des gains inférieurs à 66 750 RON (≈13 350 €)	1% du montant gagné	Pour des gains inférieurs à 10 000 RON (≈2 000 €)	3% du montant gagné
Pour des gains entre 66 750 RON et 445 000 RON (≈13 350 et 89 000 €)	667,5 RON (≈133,5 €) + 16% du montant gagné	Pour des gains entre 10 000 RON et 66 750 RON (≈2 000 et 13 350 €)	300 RON (≈60 €) + 20% du montant gagné
Pour des revenus supérieurs à 445 000 RON (≈89 000 €)	61 187,5 RON (≈12 237,5 €) + 25% du montant gagné	Pour des revenus supérieurs à 66 750 RON (≈13 350 €)	650 RON (≈130 €) + 40% du montant gagné

Note: estimation en euros faite par les auteurs au cours RON-€ 2024.

Source : (Homeghi, 2024).

d'impôt sur les revenus gagnés en ligne ou hors ligne par les joueurs a été également modifié, une mesure visant à décourager les joueurs (tableau 2).

3.4. Implication des organismes habilités

L'Office National pour les Jeux d'Argent (ONJA) est l'organisme d'État avec des attributions dans le domaine de la responsabilité sociale (ONJN, 2023b). Par rapport aux joueurs, l'ONJA est responsable pour l'identification des joueurs avec problèmes et pour l'aide des personnes dépendants et de leurs familles. De même, par rapport aux compagnies, l'ONJA a des attributions concernant : la promotion des jeux comme forme de divertissement et non comme une opportunité de gain financier ; la formation des employés de sorte à aider les joueurs à jouer avec responsabilité; l'interdiction d'accès des mineurs; l'information des joueurs sur les risques du jeu excessif.

Des enquêtes journalistiques concernant l'activité de l'ONJA ont mis en évidence plusieurs déficiences, telles que (Olaru, 2023 ; ProTV, 2022) :

- 2015–2018 : l'absence de tout program de prévention de la dépendance.
- Jusqu'en 2021 le service « Jeux responsable» n'avait aucun psychologue / sociologue employé (parmi les 10 postes octroyés).
- En 2023, l'office ne peut pas fournir des données statistiques sur: le nombre des joueurs qui fréquentent chaque salle de jeux, le nombre de joueurs en ligne, le taux de gain en Roumanie vs l'UE.
- En 2023, l'office n'a pas pu avoir un point de vue officiel sur l'implication des compagnies de jeux dans le sponsoring des événements pour les jeunes.

L'Association « Jeu responsable » fondée en 2018 par les représentants de l'industrie a comme objectif de réaliser des programmes de prévention de la dépendance. Jusqu'à présent elle n'a mis en place que six cabinets de conseils (pour toute la Roumanie) (ProTV, 2022) et une ligne téléphonique gratuite.

3.5. L'opinion des joueurs

Afin de connaître le point de vue des joueurs roumains concernant les facteurs qui peuvent favoriser ou décourager la consommation de jeux d'argent, une étude quantitative à base de questionnaire a été réalisée, sur un échantillon non aléatoire de participants aux jeux d'argent. L'échantillon est formé des clients d'un lieu de jeux d'argent situé dans la ville de Targoviste, le département Dambovitza de Roumanie (salle de jeux Raltex Conti) (Costache, 2022). Au total 84 personnes ont été d'accord à participer à l'étude déroulée entre 15 mai et 15 juin 2023.

En ce qui concerne le comportement des joueurs, les résultats de l'étude indiquent :

- Les raisons pour jouer indiquées par les répondants: l'entourage (25%), les problèmes personnels (25%), la dépendance (23%), la pauvreté (20%), le désir de gagner de l'argent (12%).
- L'intention des répondants à l'égard des jeux d'argent à l'avenir: renoncer (52%), augmenter le gain (24%), réduire les montants joués (20%), réduire la fréquence du jeu (4%).
- Les facteurs qui peuvent aider les répondants à renoncer aux jeux d'argent: les programmes de prévention /traitement de la dépendance (44%), l'aide de la famille (32%).

Quant à l'opinion des joueurs sur la responsabilité sociale des compagnies, les répondants considèrent que l'implication des organisateurs des jeux en ce qui concerne l'interdiction d'accès pour les mineurs et la collaboration avec les autorités est assez bien assumée. En revanche, les répondants considèrent que les organisateurs de jeux ne font pas assez en ce qui concerne les responsabilités suivantes:

- La promotion de l'affaire comme une modalité de divertissement et non comme une opportunité de gain financier.
- L'existence du personnel suffisant et bien instruit pour aider les joueurs.
- L'information des joueurs concernant les risques du jeu excessif.
- L'aide des joueurs avec problèmes et la coopération avec leurs familles.

Conclusion

Nous avons montré que le marché roumain des jeux d'argent a eu une évolution spectaculaire dans les dix dernières années en ce qui concerne le nombre de licences, d'unités physiques, des utilisateurs, des revenus des compagnies. L'industrie des jeux d'argent a contribué directement ou indirectement à la création d'emplois (estimes à 50 000 en 2023), a soutenu d'autres secteurs d'activités (dont les médias et la publicité) et a apporté des recettes importantes au budget de l'État, y compris pendant la période de la pandémie COVID-19.

En même temps, considérées des « solutions » de défense contre le stress et la dépression, ou d'enrichissement rapide, les jeux d'argent peuvent être « une porte d'entrée » vers l'addiction, comme l'ont souligné de nombreux psychologues ou sociologues. À cela s'ajoute le marketing agressif des compagnies, qui utilisent intensivement des techniques de publicité et de promotion des ventes pour attirer et fidéliser les clients. En Roumanie, les statistiques sur le taux de dépendance ne sont pas mises à jour, alors que les cabinets de psychologies déclarent enregistrer des fortes augmentations des cas. À ce risque de dépendance, notamment chez les jeunes, est étroitement liée la nécessité d'une responsabilité sociale de la part des entreprises et de l'État.

Les mesures adoptées par l'État ont été de nature législative, en augmentant les impôts sur les revenus des joueurs, ainsi que les taxes appliquées aux entreprises. Les exigences liées à la publicité ont été plus strictement réglementées, en limitant la taille de l'affichage extérieur et les heures de diffusions des réclames télévisées, en interdisant les agences de jeux d'argent dans les localités de moins de 15 000 habitants.

À leur tour, les sociétés de jeux d'argent ont un certain nombre d'obligations légales pour prévenir et soutenir les personnes en difficulté. Toutefois, au-delà de ces obligations légales, les entreprises continuent d'utiliser intensivement toutes les techniques de promotion autorisées, afin d'attirer et de fidéliser les joueurs. Les programmes de prévention menés par l'Association « Jeux responsable » se sont révélés insuffisants tout comme les données fournies par sa plateforme et, en général, par l'industrie du jeu. En outre, l'étude quantitative que nous avons réalisée sur un échantillon de joueurs de Targoviste (Roumanie) montre qu'ils considèrent insuffisante l'implication des compagnies de jeux dans la prévention de la dépendance.

En conséquence, nous pensons que des mesures supplémentaires doivent être adoptées par l'État, ainsi que par les sociétés de jeux en termes de prévention et d'accompagnement des personnes en difficulté. Jusqu'à présent, l'État s'est impliqué principalement à travers des mesures fiscales, qui ont l'avantage d'assurer un résultat rapide au niveau des recettes budgétaires. À l'inverse, le fait que les pays

voisins imposent moins les bénéfices peut inciter les investisseurs potentiels, ainsi que de nombreux joueurs, à migrer vers ces marchés. La solution la plus appropriée consiste à développer des programmes viables conçus pour encourager le jeu responsable, prévenir la dépendance et aider les personnes touchées par la dépendance. En outre, de telles mesures ne peuvent pas être prises sans mener des études sur la situation actuelle des joueurs, en termes de comportement de jeu et de degré de dépendance, et sans communiquer les résultats de leurs études de manière publique et transparente. L'une des limites de notre analyse repose justement sur le manque de données publiques permettant d'observer l'évolution du phénomène d'une année sur l'autre, à l'aide d'indicateurs assurant la comparabilité dans le temps, par catégories de produits et de consommateurs, mais aussi par rapport à la situation des autres pays.

En outre, un rôle important devrait être accordé à l'éducation des enfants et des jeunes par le biais de la famille et de l'école, en collaboration avec les organisations non gouvernementales. Le désir de divertissement des gens ne peut pas être contenu, pas plus que leur espoir, aussi infondée soit-il, dans la possibilité de gains considérables et rapides, basées sur la chance. Seule la connaissance des risques et l'existence d'un personnel spécialisé capable de conseiller et accompagner les joueurs peuvent réduire le taux de dépendance.

Quant à la publicité agressive (en ligne et hors ligne) utilisée par les compagnes de jeux, sa réglementation plus stricte est plus opportune que son élimination totale, comme l'ont insisté certaines voix publiques. Entre la volonté de protéger le consommateur et la volonté de soutenir différents secteurs économiques, rentables pour le budget national, l'État doit trouver le bon compromis, en tenant compte des implications économiques et sociales, tant à court qu'à long terme.

References

- Adam, G. (2022, 6 septembre). Piața jocurilor de noroc din România. *Antena3.ro*. <https://www.antena3.ro/economic/continut-platit/piata-jocurilor-de-noroc-din-romania-650846.html>
- Agiu, M. (2021). Transporturile, industria jocurilor de noroc si IT, printre domeniile care au produs bani in timpul pandemiei. *Adevarul.ro*. <https://adevarul.ro/economie/transporturile-industria-jocurilor-de-noroc-si-2096695.html>
- Albu, G. (2023, 23 octobre). Graficul privind cheltuielile pe cap de locuitor pentru jocuri de noroc. România, codașă în top. *Playresponsibly.ro*. <https://playresponsibly.ro/studiu-de-caz/graficul-privind-cheltuielile-pe-cap-de-locuitor-pentru-jocuri-de-noroc-romania-codasa-in-top-963#>
- Amos News. (2023, 22 mars). Cristian Opreș: Organizația Mondială a Sănătății a definit dependența de jocuri de noroc ca fiind o afecțiune psihică gravă! *Amosnews.ro*. <https://>

- www.amosnews.ro/cristian-opris-organizatia-mondiala-a-sanatatii-a-definit-dependen-ta-de-jocuri-de-noroc-ca-fiind-o-afectiune-psihiica-grava/
- Andrei, C. (2023, 3 janvier). Piața jocurilor de noroc din România va înregistra o evoluție pozitivă în 2023? *E-suceava.ro*. <https://www.e-suceava.ro/piata-jocurilor-de-noroc-din-romania-va-inregistra-o-evolutie-pozitiva-in-2023/>
- Baicu, M. (2023, 6 janvier). Care sunt cele mai populare tipuri de jocuri de noroc și unde ne putem juca legal? *Pariurix.com*. <https://pariurix.com/resurse/tipuri-jocuri-de-noroc.html>
- Barikada.ro*. (2020, 27 novembre), Câți bani cheltuie românii la aparatele de jocuri. <https://barikada.ro/cati-bani-cheltuie-romanii-la-aparatele-de-jocuri/>
- Bâzoi, G. (2023, 5 juin). Val de inițiative legislative pentru interzicerea publicității la jocurile de noroc și funcționării lor lângă școli. *Interespublic.ro*. <https://interespublic.ro/educatie/val-de-initiative-legislative-pentru-interzicerea-publicitatii-la-jocurile-de-noroc-si-functiionarii-lor-langa-scoli/>
- Cazinouripenet.com. (2023). Jocuri de noroc. Tipologie. <https://www.cazinouripenet.com/>
- CNA. (2020). *Comunicat de presă. Ședința publică a CNA din 21.01.2020*. <https://cna.ro/article10227,10227.html>
- Coroamă, B. (2023, 2 octobre). Lovitură pentru “păcănele”. Reforma jocurilor de noroc va fi aprobată de Guvern. *Mediaflux.ro*. <https://mediaflux.ro/lovitura-pentru-pacanele-reforma-jocurilor-de-noroc-va-fi-aprobata-de-guvern/>
- Costache, A. N. (2022). *Comportamentul de consum al jocurilor de noroc în România* (thèse de master). Université Valahia de Târgoviște.
- Costea, A. (2022, 23 novembre). Legea dependenților de jocuri de noroc a fost adoptată: Ce urmează pentru jucători? *Romanialibera.ro*. <https://romanialibera.ro/lifestyle/legea-dependentilor-de-jocuri-de-noroc-a-fost-adoptata-ce-urmeaza-pentru-jucatori/>
- Darvari, A. (2022, 13 septembre). Ce poziție ocupă România în Europa privind consumul de jocuri de noroc? *Newsweek.ro*. <https://newsweek.ro/timp-liber/ce-pozitie-ocupa-romania-in-europa-privind-consumul-de-jocuri-de-noroc-p>
- Declic. (2023a, 27 février). Declic și vloggerul Mircea Bravo cer interzicerea reclamei la jocuri de noroc și pariuri sportive printr-un video devenit viral. *Declic.ro*. <https://www.declic.ro/declic-vlogger-bravo-video-viral/>
- Declic. (2023b). *Interziceți reclamele la jocuri de noroc și pariuri sportive!* <https://facem.declic.ro/campaigns/interziceti-reclamele-la-jocuri-de-noroc-pariuri-sportive>
- Digi Sport. (2022, 27 novembre). Jocurile de noroc i-au transformat viața într-un coșmar unei legende a fotbalului românesc: ”N-am bani, dar nu ma pot abține”. *Digisport.ro*. <https://www.digisport.ro/special/jocurile-de-noroc-i-au-transformat-viata-intr-un-cos-mar-unei-legende-a-fotbalului-romanesc-n-am-bani-dar-nu-ma-pot-abtine-2067791>
- Doboreanu, I. (2023, 26 april). Impactul economic al industriilor de gaming și gambling. *Economica.net*. https://www.economica.net/impactul-economic-al-industiilor-de-gaming-si-gambling_664339.html
- Ducu, C. (2023, 24 juillet). Cum arată piața jocurilor de noroc din România: Ssute de organizatori și sute de operatori. *Playresponsibly.ro*. <https://playresponsibly.ro/investigatii/cum-arata-piata-jocurilor-de-noroc-din-romania-sute-de-organizatori-si-sute-de-operatori-788>

- Economica.net.* (2020, 1 juillet). Jocurile de noroc online – o industrie importantă pentru economia românească. *Economica.net*. https://www.economica.net/jocurile-de-noroc-online-o-industrie-importanta-pentru-economia-romaneasca_186700.html
- Efin. (2020, 10 janvier). Piata jocurilor de noroc online din Romania estimata la peste 1 milion de euro. *Efin.ro*. https://www.efin.ro/articole_financiare/piata_jocurilor_de_noroc_online_din_romania_estimata_la_peste_1_miliard_de_euro.html
- ESPAD. (2020). *Espad report 2019. Result from European school survey project on alcohol and other drugs*. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/ca8e2be9-32bb-11eb-b27b-01aa75ed71a1/language-en>
- Gds.ro. (2022, 20 decembre). Diferențe în reglementarea jocurilor de noroc în UE: România, Polonia, Ungaria. *Gazeta de Sud*. <https://www.gds.ro/Bani-afaceri/publireportaj/2022-12-20/diferente-in-reglementarea-jocurilor-de-noroc-in-ue-romania-polonia-ungaria/>
- Homeghi, C. (2022). 2022 – trenduri și perspective pe piața jocurilor de noroc din România. *Casino7.ro*. <https://casino7.ro/predictii-jocurilor-de-noroc-romania-2022/>
- Homeghi, C. (2023, 26 septembrie). *Evoluția și istoria jocurilor de noroc: De unde a pornit industria cazinourilor?* <https://www.bogdancazino.ro/stiri/istoria-si-evolutia-jocurilor-de-noroc-pana-azi/>
- Homeghi, C. (2024, 24 janvier). *Predictii industria jocurilor de noroc Romania 2024*. *Casino7.ro*. <https://casino7.ro/predictii-jocurilor-de-noroc-romania-2023/>
- Hopulele, C. (2023, 19 mai). Suferința nevăzută a dependenților de jocuri de noroc. Medici psihiatri: ”Este o cocaină digitală și ei nu se pot ascunde de drog, este peste tot. *Libertatea.ro*. <https://www.libertatea.ro/stiri/suferinta-nevazuta-a-dependentilor-de-jocuri-de-noroc-medici-psihiatri-este-o-cocaina-digitala-si-ei-nu-se-pot-ascunde-de-drog-este-peste-tot-4542638>
- Indrabati, L. (2023, 24 novembre). Which European countries have the highest and lowest salaries? *Euronews.business*. <https://www.euronews.com/business/2023/11/24/switzerland-and-iceland-highest-payers-across-the-eu-and-eea>
- Joc Responsabil. (2019). Conform celui mai recent studiu GfK: România se situează în media europeană, respectiv 0,5–2% practicanți pasionați de jocuri de noroc din totalul populației peste 18 ani. *Jocresponsabil.ro*. <https://jocresponsabil.ro/2019/07/15/conform-celui-mai-recent-studiu-gfk-romania-se-situeaza-in-media-europeana-respectiv-05-2-practicanti-pasionati-de-jocuri-de-noroc-din-totalul-populatiei-peste-18-ani/>
- Matei, C. (2023, 4 septembrie). Lovitură pentru industria jocurilor de noroc de tip păcănele: ”Vor fi eliminate din toate orașele” din România. *Stirileprotv.ro*. <https://stirileprotv.ro/stiri/actualitate/lovitura-pentru-industria-jocurilor-de-noroc-de-tip-pacanele-vor-fi-eliminate-din-toate-orasele-din-romania.html>
- Meseșan, D. (2023, 9 janvier 3). Câți bani a strâns statul în trei luni de la firmele de jocuri de noroc și pariuri pentru publicitatea TV și stradală. *Libertatea.ro*. <https://www.libertatea.ro/stiri/cati-bani-a-strans-statul-in-trei-luni-de-la-firmele-de-jocuri-de-noroc-si-pariuri-pentru-publicitatea-tv-si-stradala-4403030>
- Observernews. (2023, 10 octobre). Jocurile de noroc în Europa și în UE. Cum abordează alte țări problema ”păcănelor”. *Observernews.ro*. <https://observernews.ro/economic/jocurile-de-noroc-in-europa-si-in-ue-cum-abordeazaalte-tari-problema-pacanelor-544420.html>

- Olaru, A. (2023, 25 octobree). Frăția Păcănelor. Statul încasează mai mulți bani din jocurile de noroc, dar tot nu știe câți români joacă. *Press One*. <https://pressone.ro/fratia-pacanelor-statul-incaseaza-mai-multi-bani-din-jocurile-de-noroc-dar-tot-nu-stie-cati-romani-joaca/>
- ONJN (Oficiul National pentru Jocuri de Noroc). (2023a). *Legislația aferentă domeniului jocurilor de noroc*. <https://onjn.gov.ro/legislatia-afereanta-domeniului-jocurilor-de-noroc-2/>
- ONJN (Oficiul National pentru Jocuri de Noroc). (2023b). *Joc responsabil*. <https://onjn.gov.ro/relatii-publice/joc-responsabil/>
- Orasul Citeste. (2023). Statistici despre jocurile de noroc vs industria jocurilor de noroc din Romania. *Orasulciteste.ro*. <https://orasulciteste.ro/articol/statistici-despre-jocurile-de-noroc-vs-industria-jocurilor-de-noroc-din-romania>
- Pană, M. (2023, 4 octobree). Exclusiv. Jocurile de noroc ajung din urmă numărul de biserici. Nu există comună fără agenții. *Evz.ro*. <https://evz.ro/exclusiv-jocurile-de-noroc-ajung-din-urma-numarul-biserici.html>
- Pariurix.com. (2023a). *Poker online – Sfaturi si strategii de success*. <https://pariurix.com/poker-online>
- Pariurix.com. (2023b). *Pariuri loto – Strategii si sfaturi pentru sanse mai mari de castig*. <https://pariurix.com/loto-online.html>
- Păvălașc, M. (2023, 26 février). Țară în service. Imperiul ”păcănelor”. Statul român joacă la noroc soarta dependenților și câștigă miliarde. *Europa Liberă Romania*. <https://romania.europalibera.org/a/32286039.html>
- PCUe (Punctul de Contact Unic electronic). (2024). *Impozite și taxe locale*. <https://edirect.e-guvernare.ro/informatiigenerale/SitePages/cetateni.aspx?IDC=3>
- Popescu, A. L. (2022, 21 juillet). România mulge jocurile de noroc la două mâini, dar s-ar putea să parieze prost. *Panorama.ro*. <https://panorama.ro/jocuri-de-noroc-taxe-romania-pariu-prost/>
- Profit.ro*. (2023, 5 octobree). Guvernul a aprobat prin ordonanță de urgență noile reguli și taxe privind jocurile de noroc. <https://www.profit.ro/perspective/schimbari-legislative-pentru-firme/document-guvernul-a-majorat-taxe-si-a-impus-reguli-mai-stricte-la-jocuri-de-noroc-21336978>
- ProTV. (2022, 9 mai). Mulți români ajung să se sinucidă din cauza jocurilor de noroc. Augustin Viziru: ”Ajungi vai de capul tău, mori ca un câine”. *StirileProTV*. <https://stirileprotv.ro/stiri/inspectorul-pro/romanii-isi-pun-capat-zilelor-din-cauza-jocurilor-de-noroc-banii-pentru-preventie-si-tratament-blocati-la-stat.html>
- Punctul. (2023, 11 janvier). Piața jocurilor de noroc din România continuă să crească în 2023. *Punctul.ro*. <https://www.punctul.ro/piata-jocurilor-de-noroc-din-romania-continua-sa-creasca-in-2023/>
- Roportal.ro*. (2023, 3 octobree) Statistici esențiale din industria jocurilor de noroc din România. <https://www.roportal.ro/articole/despre/statistici-esentiale-din-industria-jocurilor-de-noroc-din-romania/>
- Roșca, C. (2023, octobree). Piața jocurilor de noroc și a pariurilor a crescut cu 40% în cinci ani, la 11,7 mld lei. În ultimul deceniu vânzările companiilor din sector s-au dublat. *Ziarul Financiar*. <https://www.zf.ro/companii/piata-jocurilor-de-noroc-si-a-pariurilor-a-crescut-cu-40-in-cinci-22143787>

- Spotmedia. (2022, 23 février). Top cele mai mari companii de jocuri de noroc. *Spotmedia.ro*. <https://spotmedia.ro/stiri/timp-liber/top-cele-mai-mari-companii-de-jocuri-de-noroc>
- Stoian, I. (20238, novembre). Europa, înnebunită de jocuri de noroc. *Cotidianul.ro*. <https://www.cotidianul.ro/europa-innebunita-de-jocurile-de-noroc/>
- Top10casino. (2024). *Cele mai noi cazinouri online din decembrie 2024*. <https://www.top10casinos.ro/>
- TurdaNews. (2022, 16 iunie). România, în top 10 țări după numărul de sloturi licențiate, Communiqué de presse. *Turdanews.ro*. <https://turdanews.net/romania-in-top-10-tari-dupa-numarul-de-sloturi-licentiate/>
- Unica.ro*. (2021, 17 decembrie). Augustin Viziru, despre dependența de jocurile de noroc: "Nu regret, chiar dacă am pierdut mulți bani". *Unica.ro*. <https://www.unica.ro/vedete/augustin-viziru-despre-dependenta-de-jocurile-de-noroc-nu-regret-chiar-daca-am-pierdut-multi-bani-407468>
- Yahoo Finance. (2024, 9 aprilie). Global gambling market to reach \$1 trillion by 2030 – new table games expand the consumer base at casino. *Research and Markets*. <https://finance.yahoo.com/news/global-gambling-market-reach-1-143000457.html>, 2.05.2024

Influence de l'économie sociale et solidaire sur les pratiques de consommation éthique dans les territoires d'outre-mer entre théorie et application

Influence of the social and solidarity economy on ethical consumption practices in overseas territories: Theory and application

Moustapha ALADJI¹

Université de Guyane, Faculté de Sciences Économiques et Gestion, Guyane
Centre de Recherche Institutionnel – Université Bernardo O' Higgins
m_aladji@yahoo.fr
<https://orcid.org/0000-0002-4870-925X>

Muriel JEAN²

Université des Antilles, pôle Martinique, Antilles
mjean.culture@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0007-8435-6213>

Hisseine MAHAMAT³

Université de Guyane, Faculté de Sciences Économiques et Gestion, Guyane
ibnihisseine@yahoo.fr
<https://orcid.org/0009-0004-0610-3980>

Ayad ASSOIL⁴

Université de Guyane, Faculté de Sciences Économiques et Gestion, Guyane
ayad.assoil@univ-guyane.fr
<https://orcid.org/0009-0008-9880-8994>

Abstract

Purpose: This study explores the impact of the social and solidarity economy (SSE) on ethical consumption behaviors in the French overseas territories, with a particular focus on the role of the citizen–consumer.

¹ Campus de Troubiran 2091 route de Baduel, 97337 Cayenne Cedex, France.

² Campus de la Fouillole, 97157 Pointe-à-Pitre Cedex, France.

³ Campus de Troubiran 2091 route de Baduel, 97337 Cayenne Cedex, France.

⁴ Campus de Troubiran 2091 route de Baduel, 97337 Cayenne Cedex, France.

Design/methodology/approach: A multinomial logistic regression model is applied to data collected from 924 participants in French overseas territories, specifically Guyana, Martinique, and Guadeloupe. This approach examines the relationships between awareness of environmental and social issues, the availability of SSE products, and citizen engagement with ethical consumption.

Findings: The results reveal that awareness of environmental and social issues is the most significant factor influencing ethical consumption, followed by product availability. In contrast, price has a statistically weak impact. The study highlights that younger generations, especially in Guyana, are more inclined toward ethical consumption, driven by local social dynamics.

Originality/value: This study provides new insights into the interaction between SSE and ethical consumption in overseas territories, emphasising the role of local social influence and the importance of communication strategies to promote SSE values. It also suggests the need for tailored public policies to encourage responsible consumption in these regions.

Keywords: institutional economics, social and solidarity economy, ethical consumption, overseas territories, sustainable development, consumer behavior, multinomial logistic regression.

Résumé

Objectif : Cette étude explore l'impact de l'économie sociale et solidaire (ESS) sur les comportements de consommation éthique dans les territoires d'outre-mer français, en mettant l'accent sur le rôle du consommateur citoyen.

Conception/méthodologie/approche : Un modèle de régression logistique multinomiale est appliqué à des données recueillies auprès de 924 participants dans les territoires d'outre-mer, notamment en Guyane, Martinique et Guadeloupe. Cette approche examine les relations entre la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux, la disponibilité des produits de l'ESS et l'engagement citoyen envers la consommation éthique.

Résultats : Les résultats montrent que la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux est le facteur le plus déterminant dans l'adoption de comportements éthiques, suivie de la disponibilité des produits de l'ESS. En revanche, le prix a un impact statistiquement faible. L'étude souligne que les jeunes générations, notamment en Guyane, sont plus enclines à adopter une consommation éthique, influencées par les dynamiques sociales locales.

Originalité/valeur : Cette étude apporte de nouvelles perspectives sur l'interaction entre l'ESS et la consommation éthique dans les territoires d'outre-mer, en soulignant l'importance de l'influence sociale locale et des stratégies de communication pour promouvoir les valeurs de l'ESS. Elle suggère également la nécessité de politiques publiques adaptées pour encourager une consommation responsable dans ces régions.

Mots-clés : économie institutionnelle, économie sociale et solidaire, consommation éthique, territoires d'outre-mer, développement durable, comportement du consommateur, régression logistique multinomiale.

JEL classification: B15, B25, O12, Q56.

Introduction

Dans un contexte de sensibilisation croissante aux défis environnementaux et sociaux, le rôle du consommateur citoyen, défini par Trentmann (2008), devient crucial dans l'évolution vers des pratiques de consommation plus éthiques. Trentmann met en évidence l'engagement conscient des consommateurs dans le choix de produits et services durables, soulignant l'importance d'un rôle actif dans la promotion d'une consommation responsable. Ce terme est souvent associé au concept de consomm'acteur, qui désigne un consommateur activement engagé dans ses choix d'achat pour des raisons éthiques. Larrère (2015) et Flipo (2012) apportent des perspectives précieuses en insistant sur l'importance d'une réflexion éthique dans nos choix de consommation, en lien avec les défis environnementaux actuels.

L'ESS, structurée notamment en France depuis la loi de 2014, offre un cadre propice à l'épanouissement de ces consommateurs citoyens en rassemblant des structures ayant pour fondamentaux l'utilité sociale, la lucrativité limitée, le réinvestissement des bénéfices dans des missions sociales ou environnementales, et un fonctionnement démocratique. À ces différentes entreprises, il faut ajouter les entreprises à missions définies selon la loi PACTE. Crétiéneau (2010) souligne dans son étude les pratiques démocratiques et éthiques de ces organisations, les considérant comme des vecteurs de changement vers une économie plus responsable.

Dans des territoires d'outre-mer tels que la Martinique et la Guadeloupe, où l'ESS constitue 10% de l'emploi privé, et en Guyane avec 15%, l'importance de ces principes est encore plus marquée. Face à des défis socio-économiques et environnementaux uniques, ces territoires offrent une opportunité d'étude précieuse pour déterminer l'effet de l'ESS sur les comportements de consommation responsable. Jusqu'à maintenant, l'impact direct de l'ESS sur les habitudes de consommation dans ces régions a été peu examiné, en dépit de son potentiel crucial pour favoriser le développement de sociétés équitables et durables.

Cet article vise à analyser l'impact de l'économie sociale et solidaire (ESS) sur les comportements de consommation éthique dans les territoires d'outre-mer, en soulignant le rôle clé du consommateur citoyen. À travers une méthodologie reposant sur une régression logistique multinomiale appliquée à des données recueillies auprès de professionnels et de ménages, l'étude a pour objectif d'apporter un éclairage nouveau sur les spécificités de ces territoires. Elle vise également à identifier les défis et les opportunités liés à la promotion d'une consommation responsable.

Contextualisation de la consommation éthique dans les territoires d'outre-mer

La consommation, intrinsèquement liée à l'acquisition de biens et services pour répondre aux besoins fondamentaux, est influencée par plusieurs facteurs, notamment les niveaux de revenu et les contextes sociaux. Bourdieu (1979) a analysé les pratiques de consommation comme des indicateurs de distinction sociale, soulignant leur rôle dans la structuration des hiérarchies et des classes sociales. Cependant, à partir des années 1990, une transition s'opère avec une responsabilisation accrue des individus dans leurs choix de consommation, reflétant une évolution des valeurs vers la durabilité et la justice sociale. Ce changement, largement influencé par les mouvements activistes contestant les pratiques non éthiques des entreprises, est bien décrit par Dubuisson-Quellier (2009). Ces mouvements ont également été renforcés par des campagnes de sensibilisation mondiale sur les crises environnementales, telles que le réchauffement climatique et la perte de biodiversité (Jackson, 2009).

Parallèlement, Spaargaren et Mol (2008) avancent que la responsabilité de l'adoption de modes de vie durables est partagée entre les consommateurs et les acteurs économiques. Cette idée renforce la notion de consommation éthique, qui met l'accent sur une responsabilité sociétale visant à favoriser les produits et services locaux tout en minimisant les impacts environnementaux. Des études récentes montrent que la consommation éthique contribue non seulement à la protection de l'environnement mais aussi à l'amélioration de la santé publique et des conditions de travail des producteurs (Carrington et al., 2014). La consommation locale, par exemple, limite les émissions de carbone liées au transport et favorise le maintien des emplois locaux.

Dans cette optique, Belz et Peattie (2009) soulignent l'impact positif des circuits courts et de la production locale sur l'économie et l'environnement. Ces pratiques contribuent à la réduction de la dépendance aux importations, tout en stimulant l'économie locale, ce qui est particulièrement pertinent pour les territoires d'outre-mer confrontés à des défis socio-économiques uniques, tels que la vulnérabilité aux aléas climatiques et la dépendance aux importations (Chkanikova & Mont, 2015).

Tudor et Dutra (2021) ont mis en évidence que les transformations économiques s'accompagnent de changements dans les habitudes de consommation des ménages. Ces transformations se traduisent par une réorientation progressive des dépenses vers des biens de première nécessité, tels que l'énergie et le logement, au détriment des dépenses alimentaires. Ce glissement des priorités reflète les nouvelles attentes des consommateurs qui recherchent une réduction de leur empreinte écologique et une meilleure gestion de leurs ressources économiques (White et al., 2019).

Plus récemment, Whitburn et al. (2019) ont démontré que l'adoption de comportements pro-environnementaux est en forte croissance dans les sociétés

modernes, notamment grâce à une sensibilisation accrue aux impacts négatifs des modes de consommation traditionnels sur l'environnement. Ces auteurs insistent sur la corrélation directe entre l'engagement des consommateurs envers les valeurs de durabilité et leur adoption de comportements éthiques, tels que l'achat de produits issus de l'économie sociale et solidaire.

Dans les territoires d'outre-mer, cette approche éthique de la consommation est perçue comme une voie prometteuse pour favoriser le développement durable. Ces régions, vulnérables aux changements climatiques, à la dépendance économique et confrontées à une biodiversité menacée, voient dans la consommation éthique un moyen non seulement de réduire la pauvreté, mais aussi de renforcer l'économie locale (Hoarau, 2023). Cependant, des barrières économiques et sociales persistent, notamment en raison du faible pouvoir d'achat des populations locales et d'une sensibilisation insuffisante aux alternatives durables. Des stratégies comme des incitations fiscales et des campagnes de sensibilisation sont nécessaires pour promouvoir une adoption plus large des pratiques de consommation éthique, en particulier dans les zones où la transition vers des modes de consommation durable est cruciale (McDonald et al., 2015).

La théorie des impacts sociaux et culturels en lien avec la consommation

La théorie de l'impact social de Latané (1981) offre un cadre analytique précieux pour comprendre comment le contexte social et culturel influence les comportements de consommation. Selon cette théorie, les pensées, les émotions et les comportements des individus sont modulés par la présence réelle ou perçue des autres, à travers trois facteurs principaux : la force, l'immédiateté et le nombre. Ces éléments sont particulièrement pertinents pour encourager des comportements de consommation responsables dans le cadre du développement durable. Les recherches récentes montrent que l'influence sociale joue un rôle fondamental dans l'adoption de pratiques de consommation éthiques, notamment lorsque ces pratiques sont valorisées au sein des communautés locales (Griskevicius et al., 2010).

En parallèle, les travaux de Sassenou et Charlety-Lepers (1994) sur les décisions économiques et leur influence sur la perception des consommateurs, montrent que les décisions stratégiques des entreprises, telles que les offres publiques ou la transparence sur l'origine des produits, peuvent transformer la manière dont les consommateurs perçoivent la valeur des produits éthiques. Des études plus récentes confirment que la perception de la valeur éthique d'un produit influence directement la confiance des consommateurs dans la qualité de celui-ci (Kang & Hustvedt, 2014).

Les travaux de Latané (1996) vont encore plus loin en explorant la manière dont la communication et les interactions sociales façonnent les cultures de consommation. Cette dimension est essentielle dans la promotion des pratiques

de consommation éthiques, car les stratégies de communication jouent un rôle crucial dans la formation des normes sociales (Sheth et al., 2011). La transparence des entreprises sur leurs pratiques, notamment en ce qui concerne l'origine des produits, est devenue un critère essentiel pour les consommateurs modernes. Dufeu et al. (2014) s'intéressent à la manière dont les labels certifiant l'origine locale ou la conformité éthique des produits influencent la perception des consommateurs. Dans le contexte actuel, où la prolifération des labels éthiques peut créer de la confusion, la simplification et la clarté des informations transmises aux consommateurs sont nécessaires pour assurer une adoption efficace des pratiques éthiques (Gleim et al., 2013).

Ces recherches montrent clairement que les comportements de consommation sont influencés par une multitude de facteurs sociaux, économiques et culturels. L'interconnexion entre ces dynamiques souligne la nécessité de stratégies intégrées pour encourager une consommation éthique. Ces stratégies doivent non seulement inclure des initiatives locales, mais aussi des campagnes de communication globales qui valorisent l'importance des pratiques éthiques pour un développement durable (Mochla & Tsurvakas, 2024).

1. Évaluation des interactions entre l'ESS et la consommation éthique: Approches descriptives, qualitatives et économétriques

L'analyse méthodique de l'Économie Sociale et Solidaire (ESS) dans les territoires d'outre-mer, reposant sur des approches descriptives, qualitatives et économétriques, permet de mesurer précisément son influence sur la consommation éthique en Guyane, Guadeloupe et Martinique. Ces territoires se distinguent par des spécificités socio-économiques et environnementales particulières. Les données issues des observatoires de l'ESS dans ces régions fournissent une vision globale, à la fois quantitative et qualitative, de l'ESS, englobant des indicateurs tels que le nombre d'entreprises, la répartition par secteur, la structure de l'emploi et d'autres paramètres clés. Dans ces territoires, l'ESS représente au moins 10% de l'emploi privé, avec une forte concentration d'entreprises de petite taille, le plus souvent sous statut associatif. Les secteurs sociaux et médico-sociaux y occupent une place prépondérante en termes d'emplois. Ces observations soulignent le potentiel de croissance de l'ESS dans ces régions, particulièrement dans les activités qui favorisent la consommation éthique et répondent aux besoins locaux.

La représentation institutionnelle est en cours, avec la création récente de CRESS, en respect des règles de la loi de 2014 sur l'ESS, et devrait permettre une meilleure reconnaissance de ce mode d'entreprendre. Cette prise en compte doit se faire à plusieurs niveaux : aux niveaux des décideurs, via notamment l'instauration

des Conférences Territoriales de l'ESS tous les deux ans permettant l'instauration des recommandations à mettre dans les schémas directeurs de développement économiques de ces territoires comme le prévoit la loi NOTRe.

Au niveau des acteurs de l'ESS qui, les études, dont la nôtre, le constatent, ont un sentiment d'appartenance et d'identification à l'ESS faible. Au niveau des citoyens qui, du fait de ces deux premiers points, méconnaissent leur potentiel d'impact en tant que consommateur, donc de la possibilité transformatrice de la consommation éthique.

1.1. Approches qualitatives et théoriques

Dans le but d'approfondir l'analyse sur la consommation éthique, des enquêtes ont été réalisées entre janvier et mars 2024 auprès de professionnels de l'ESS et des ménages dans trois territoires spécifiques (Guyane, Martinique, Guadeloupe), via des questionnaires en ligne. Ces enquêtes, touchant 924 participants sélectionnés par échantillonnage aléatoire simple, cherchaient à comprendre les pratiques de consommation, la préférence pour les produits locaux et ceux de l'ESS, et la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux. L'utilisation d'un modèle de régression logistique multinomiale avait pour objectif de démêler les relations complexes entre l'Économie Sociale et Solidaire et la consommation éthique. Ce modèle a été choisi en raison de sa capacité à analyser des variables catégorielles multiples, permettant ainsi une compréhension plus fine des interactions entre les différents facteurs influençant ces deux domaines.

Cette étude utilise la régression logistique multinomiale pour analyser les comportements de consommation éthique, en tenant compte des particularités liées à ces comportements. Bien que cette méthode soit adaptée à l'examen de variables catégorielles complexes, elle présente certaines limites, notamment l'impossibilité d'établir des relations de causalité directe. En conséquence, il serait pertinent de compléter cette approche par des analyses qualitatives afin d'approfondir la compréhension des perceptions des consommateurs, comme le soulignent les travaux de Dixit et al. (2015). Ces limitations méthodologiques doivent être prises en compte lors de l'étude des comportements de consommation et de la sensibilisation des consommateurs à l'impact de leurs choix d'achat.

L'objectif principal de notre recherche est d'évaluer le niveau de conscience des consommateurs concernant les effets de leurs décisions d'achat, en classant la variable dépendante (Y) en trois catégories : faible, modérée et élevée. Les variables explicatives, telles que l'âge, le revenu du ménage, le niveau d'éducation, ainsi que l'attitude envers l'économie sociale et solidaire, sont utilisées pour analyser l'influence de différents facteurs sur les pratiques de consommation. Bien que les études transversales présentent des défis méthodologiques, notamment en termes

de biais et d'interprétation des résultats, nous avons mis en place des mesures visant à minimiser ces biais et à améliorer la robustesse de l'analyse.

Notre étude cherche à déterminer dans quelle mesure les variables explicatives influencent le degré de conscience des consommateurs lors de leurs décisions d'achat. Malgré les limites inhérentes aux données auto-déclarées et les difficultés à établir des relations causales claires, des stratégies telles que la validation croisée et l'utilisation de données objectives sont envisagées afin d'accroître la fiabilité des conclusions. L'analyse des préférences pour les produits de l'ESS, du niveau de satisfaction vis-à-vis de l'offre de l'ESS, et de l'identification au profil de consommateur citoyen vise à mieux comprendre la convergence entre les principes théoriques de la consommation responsable et leur mise en œuvre pratique. Cette recherche contribue ainsi à une meilleure compréhension des dynamiques sous-jacentes à la consommation éthique.

1.2. Formalisation du modèle

Pour développer un modèle de régression logistique multinomiale visant à examiner différents aspects de la sensibilisation des consommateurs et de l'adoption de pratiques de consommation éthique, nous proposons une structure de modèle qui intègre les variables suivantes :

La variable dépendante Y catégorise le niveau d'adoption des comportements de consommation durable en trois classes : faible, modéré, et élevé.

Les variables explicatives (prédicteurs) sont constituées de :

- X1** : La conscience des impacts des choix de consommation, mesurée par les réponses à la question Q4.
- X2, X3, X4** : Ces variables capturent respectivement les types de produits ou services achetés auprès d'entreprises de l'ESS, les valeurs associées lors de ces achats, et les motivations pour choisir des produits ou services de l'ESS, basées sur les réponses aux questions Q8, Q9 et Q10.
- X5** : La fréquence de recherche d'informations sur l'origine et les conditions de production des produits, évaluée à partir de la question Q13.
- X6** : La disposition à payer un prix supérieur pour des produits ou services issus de l'ESS, selon la réponse à la question Q18.

Ce modèle est construit pour identifier les facteurs influençant l'adoption de comportements de consommation plus durables. Chaque prédicteur est intégré dans le modèle pour examiner son impact sur la probabilité que Y tombe dans l'une des trois catégories de conscience environnementale. Cette analyse permettra de déterminer quels facteurs jouent un rôle significatif dans l'évolution des pratiques

de consommation vers plus de durabilité, fournissant ainsi des insights précieux pour les stratégies de sensibilisation et d'intervention ciblées.

X7, X8 : Satisfaction des consommateurs et leur engagement envers des pratiques de consommation éthique (réponses aux questions Q11 et Q16). Pour chaque catégorie k de Y , excepté la catégorie de référence (disons « Faible »), le modèle peut être formulé comme suit:

$$\text{Logit}(P(Y = k | X)) = \beta_{0k} + \beta_{1k}X1 + \beta_{2k}X2 + \beta_{3k}X3 + \beta_{4k}X4 + \beta_{5k}X5 + \beta_{6k}X6 + \beta_{7k}X7 + \beta_{8k}X8$$

Ce modèle analyse comment les différentes variables influencent la propension des consommateurs à adopter des comportements de consommation durable de niveau moyen ou élevé, identifier les facteurs motivant une consommation éthique et soutenir l'ESS, et mesurer l'impact de la sensibilisation sur la consommation responsable, la réduction des déchets, et la volonté de payer plus pour des produits de l'ESS.

Dans l'ensemble des données récoltées par l'enquête, d'après la figure 1 on constate une forte participation venant de la Guyane avec 63,7%, comparativement à 21,8% pour la Martinique et 14,5% pour la Guadeloupe, illustrant ainsi un intérêt marqué la par Guyane pour ce sujet. Concernant la répartition par genre, les hommes représentent 56,5% des participants, contre 43,5% de femmes, indiquant une participation masculine légèrement supérieure. En ce qui concerne les tranches d'âge, les individus âgés de 25 à 34 ans sont les plus représentés avec 30,6% des réponses, suivis par les 18-24 ans qui constituent 25,2% des répondants, tandis que les groupes des 35-44 ans et 45-54 ans représentent 24,4% et 11,9% respectivement, et les participants de 55 ans et plus sont les moins nombreux, à hauteur de 7,9%.

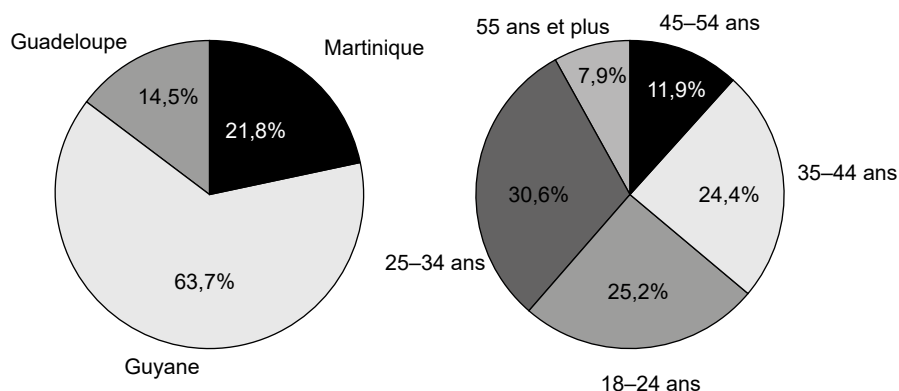


Figure 1. Diagramme circulaire des enquêtés par territoires et âge

Sources : données d'enquêtes réalisés entre janvier et mars 2024 par les auteurs.

L'enquête montre une forte participation de la Guyane (63,7%) à l'étude, surpassant la Martinique (21,8%) et la Guadeloupe (14,5%), avec une dominance masculine (56,5%) sur les participantes féminines (43,5%). Les 25-34 ans dominent les tranches d'âge à 30,6%, suivis des 18-24 ans à 25,2%, les autres groupes d'âge variant de 7,9% à 24,4%.

2. Estimation des résultats des données d'enquête sur l'ensemble des territoires

La figure 2 illustre la distribution des réponses des individus concernant leur niveau de conscience de l'impact de leurs choix de consommation sur l'environnement et les communautés locales, divisé en cinq catégories.

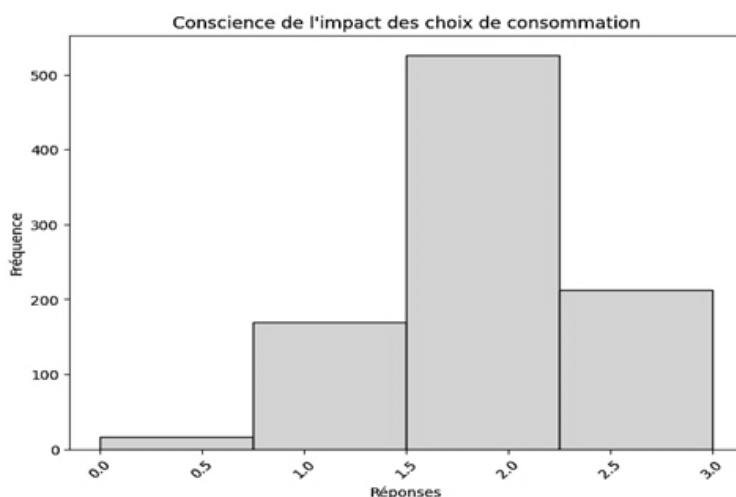


Figure 2. Conscience de l'impact des choix de consommation

Sources : données d'enquêtes réalisés entre janvier et mars 2024 par les auteurs.

L'enquête montre que la conscience des consommateurs sur l'impact de leurs achats varie. Une petite partie est très consciente, tandis qu'une majorité se perçoit comme peu ou pas consciente de l'impact de leurs choix de consommation sur l'environnement et la société. Cette situation révèle une grande opportunité d'améliorer la sensibilisation, encourager une consommation plus responsable, et promouvoir l'ESS. Beaucoup ignorent l'ESS et les alternatives qu'elle offre, soulignant le besoin d'éducation sur comment nos choix peuvent soutenir différents modèles économiques (figure 3).

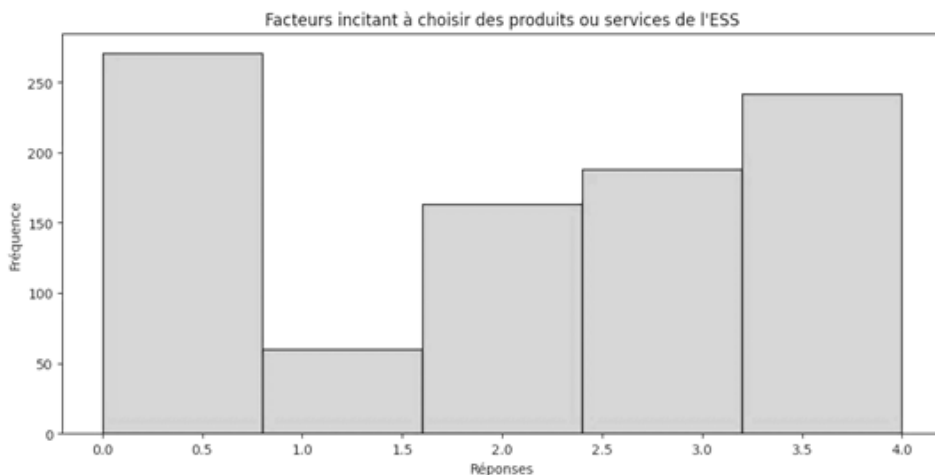


Figure 3. Facteurs incitatifs à la consommation des produits de l'ESS

Sources : données d'enquêtes réalisés entre janvier et mars 2024 par les auteurs.

L'analyse révèle que dans le choix entre produits de l'ESS et conventionnels, le prix (1.0) est rarement la raison principale pour préférer l'ESS, signifiant que le coût n'est pas le facteur déterminant. La qualité (2.0) est considérée comme modérément importante, tandis que la disponibilité des produits de l'ESS (3.0) est le critère le plus influent, indiquant que l'accès est un incitatif clé. La sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux (4.0) est le facteur le plus cité, démontrant que c'est la principale motivation pour choisir l'ESS.

Ici, il semble intéressant de mettre en parallèle les caractéristiques de l'ESS caribéenne française, soulignées dans la thèse en cours de Muriel Jean. L'importance de l'identité territoriale CIRIEC Costa Rica (2021), bien qu'elle concerne seulement deux des trois territoires étudiés, joue un rôle crucial dans le comportement psychologique local, en raison de la forte notion d'appartenance présente dans ces territoires.

Les résultats d'estimation des effets de différentes variables explicatives sur le niveau de connaissance et de participation aux activités de sensibilisation et d'éducation à la consommation éthique et durable (tableau A1 en annexe 1).

L'analyse des données sur l'influence de l'ESS sur la sensibilisation à la consommation éthique montre des résultats significatifs. Pour ceux sans connaissance préalable (Q12 = aucun), un coefficient de 0,3580 (p -value = 0,010) suggère un lien entre l'intérêt pour l'ESS et un manque de connaissance. Pour la catégorie „Faible”, la relation n'est pas statistiquement significative (coefficient de 0,8412, p -value = 0,227). Cependant, une connaissance „Moyenne” montre un effet négatif (coefficient de -0,5867, p -value = 0,014), tandis qu'un niveau de connaissance

„Élevé” est positivement influencé (coefficient de 1,0509, p -value = 0,000), indiquant que valoriser l'ESS est associé à une meilleure connaissance et participation aux principes éthiques, mais sans impact notable sur les niveaux de connaissance intermédiaires. Ces résultats soulignent une relation polarisante de l'ESS sur la sensibilisation, distinguant clairement les niveaux de connaissance faible et élevé.

2.1. Test Anova

L'analyse de variance (ANOVA) est une méthode statistique utilisée pour comparer les moyennes de trois groupes ou plus afin de déterminer s'il existe des différences significatives entre eux. Dans le cas de l'ANOVA à un facteur, comme celui que nous allons utiliser, une seule variable indépendante est étudiée pour voir comment elle affecte une variable dépendante continue. La formule théorique pour l'ANOVA est la suivante :

$$F = \frac{\text{Variabilité entre les groupes}}{\text{Variabilité à l'intérieur des groupes}}$$

- La variabilité entre les groupes mesure la différence moyenne entre les moyennes des groupes.
- La variabilité à l'intérieur des groupes mesure la dispersion des données à l'intérieur de chaque groupe par rapport à sa moyenne.

La statistique de test F suit une distribution de probabilité de Fisher avec $k-1$ et $N - k$ degrés de liberté, où k est le nombre de groupes et N est le nombre total d'observations.

```

Statistique de test F : 11.745346047395994
Valeur de p (p-value) : 5.015812207251774e-11
Résultats de l'ANOVA pour Q9 en fonction des types de
produits/services achetés dans des entreprises de l'ESS :
  F_onewayResult (statistic=11.745346047395996,
                  pvalue=5.015812207251774e-11)
Résultats de l'ANOVA pour Q9 en fonction des facteurs
incitant à choisir des produits/services de l'ESS :
  F_onewayResult (statistic=15.232389181305864,
                  pvalue=4.57404173125077e-12)

```

L'analyse ANOVA révèle des différences significatives entre les groupes concernant la valeur accordée aux achats au sein de l'ESS, avec une statistique de test F de 11,75 et une valeur de p extrêmement faible ($5,02e-11$), bien inférieure au seuil standard de 0,05. Ceci indique que les distinctions entre les groupes basés sur les types de produits ou services achetés dans l'ESS ne sont pas fortuites. Les résultats

soulignent un impact notable des préférences d'achat sur la perception de la valeur dans l'ESS, démontrant que les consommateurs sont guidés par des considérations spécifiques qui diffèrent significativement d'un groupe à l'autre.

Statistique de test F : 20.43890886660939
Valeur de p (p-value) : 3.7899562190628237e-16

La statistique de test F est de 20,44 et la valeur de p (p -value) est de 3,79e-16. Ces résultats indiquent qu'il existe des différences significatives entre les groupes de la variable Q7 (fréquence des achats dans des entreprises de l'ESS) en ce qui concerne la fréquence de recherche d'informations sur l'origine et les conditions de production des produits achetés (Q13).

La corrélation de Pearson

La corrélation de Pearson est une mesure statistique qui évalue la relation linéaire entre deux variables continues. Elle mesure dans quelle mesure les deux variables varient ensemble de manière cohérente, et elle est calculée en divisant la covariance des deux variables par le produit de leurs écarts-types individuels. La formule pour la corrélation de Pearson entre deux variables X et Y est la suivante :

$$r_{xy} = \frac{\sum(X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})}{\sqrt{\sum(X_i - \bar{X})^2} \sqrt{\sum(Y_i - \bar{Y})^2}}$$

où r_{xy} est le coefficient de corrélation de Pearson entre X et Y ,
 X_i et Y_i sont les valeurs individuelles des variables X et Y ,
 \bar{X} et \bar{Y} sont les moyennes de X et Y , respectivement.

La corrélation de Pearson varie de -1 à 1 . Un coefficient de corrélation de $+1$ indique une corrélation positive parfaite, -1 indique une corrélation négative parfaite, et 0 indique aucune corrélation linéaire. Dans le contexte de notre analyse, nous avons calculé la corrélation de Pearson entre deux variables, Q16 et Q17. La valeur de corrélation de Pearson est 0,4756, ce qui indique une corrélation positive modérée entre ces deux variables. La valeur de p associée est très faible ($2,5144 \times 10^{-53}$), ce qui suggère une très forte significativité statistique de cette corrélation.

Corrélation de Pearson: 0,4755968754051748
Valeur de p (Pearson): 2,514411862863501e-53
Corrélation de Spearman: 0,5070281499433824
Valeur de p (Spearman): 1,6520517093538528e-61

L'analyse révèle une forte corrélation positive entre le sentiment de citoyenneté du consommateur (Q16) et la connaissance des valeurs de l'ESS (Q17), avec des corrélations de Pearson et Spearman significatives (0,476 et 0,507, respectivement,

$p < 0,001$). Cela indique que les consommateurs engagés se sentent mieux informés sur l'ESS, soulignant une relation symbiotique entre l'engagement citoyen et la compréhension de l'ESS.

Le test du chi-deux

Statistique du chi-deux : 5,028210786479152
Valeur de p (p-value) : 0,08093528508243651

La statistique du chi-deux est de 5,03 et la valeur p associée est d'environ 0,081. Cela indique qu'au niveau de signification de 0,05, il n'y a pas suffisamment de preuves pour rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les variables Q3 (sexe) et Q19 (département de résidence) sont indépendantes. Cependant, la p -value est relativement proche de 0,05, ce qui suggère une relation possible entre ces variables, mais elle n'est pas statistiquement significative.

2.2. Analyse et interprétation des résultats

L'analyse des données recueillies à travers une enquête dans les territoires d'outre-mer, en particulier en Guyane, Martinique, et Guadeloupe, révèle des observations précieux sur les pratiques de consommation et leur évolution sous l'influence de l'économie sociale et solidaire (ESS). En utilisant les cadres théoriques de Latané sur l'impact social et les analyses économiques de Sassenou et Charlety-Lepers (1994), nous pouvons approfondir notre compréhension de ces dynamiques et leur pertinence par rapport à l'objectif de cet article : explorer l'interaction entre l'ESS et le concept de consommateur citoyen dans la promotion de la consommation éthique dans les territoires d'outre-mer.

La participation notable en Guyane à des pratiques de consommation éthique et durable souligne l'impact significatif de la proximité sociale et de l'influence locale, conformément à la théorie de l'impact social qui met en avant le rôle de la force, de l'immédiateté et du nombre sur les comportements. La dynamique sociale locale, favorisée par les interactions et la communication entre individus, est cruciale pour encourager responsables. Cela souligne l'utilité d'initiatives communautaires et de sensibilisation adaptées à ces dynamiques. En Guyane, l'activité de la CRESS illustre bien cette approche en promouvant l'Économie Sociale et Solidaire. L'analyse démographique de la participation montre l'impact des normes de consommation influencées par le genre et l'âge, indiquant des cultures de consommation variées qui demandent des stratégies ciblées. Les facteurs tels que la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux, la qualité et la disponibilité des produits, influencent davantage les décisions d'achat que le prix seul.

Cette tendance s'aligne avec les travaux de Sassenou et Charlety-Lepers sur l'impact des décisions économiques sur la perception de la valeur par les consommateurs. Les entreprises de l'ESS, en communiquant efficacement sur leur mission et leur impact social, peuvent améliorer la perception de la valeur de leurs offres, influençant ainsi positivement les comportements de consommation.

La corrélation positive entre le sentiment de citoyenneté des consommateurs et leur niveau d'information sur les entreprises de l'ESS souligne le rôle important de la communication dans la construction de cultures de consommation durable. Cela indique que les entreprises de l'ESS, ainsi que les politiques publiques, doivent investir dans des stratégies de communication qui mettent en avant les valeurs éthiques et l'impact positif de la consommation responsable, renforçant ainsi le sentiment de citoyenneté chez les consommateurs. Les dynamiques sociales, renforcées par la proximité et l'influence des acteurs locaux, ainsi que les perceptions des consommateurs influencées par la communication sur les valeurs et l'impact des entreprises de l'ESS, jouent un rôle crucial dans la transition vers une consommation plus responsable.

Les implications de cette étude sont vastes, suggérant que les acteurs de l'ESS doivent continuer à développer des stratégies de communication engageantes qui mettent en lumière leur impact positif sur la société et l'environnement. En outre, les politiques publiques et les initiatives locales doivent soutenir et promouvoir l'ESS comme un modèle de développement durable, capable de répondre aux défis environnementaux et sociaux contemporains. Enfin, cette recherche appelle à une collaboration renforcée entre les entreprises de l'ESS, les décideurs politiques, et les communautés locales pour co-créeer des cultures de consommation qui valorisent la durabilité, la solidarité, et l'éthique.

Conclusion

Cette étude a exploré l'impact de l'économie sociale et solidaire (ESS) sur les comportements de consommation éthique dans les territoires d'outre-mer, avec une focalisation sur le rôle central du consommateur citoyen. À travers une analyse basée sur un modèle de régression logistique multinomiale appliqué aux données issues de 924 répondants répartis en Guyane, Martinique, et Guadeloupe, nous avons montré que des facteurs clés, comme la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux, la disponibilité des produits de l'ESS, ainsi que l'engagement citoyen, influencent significativement l'adoption de comportements de consommation éthiques. Les résultats révèlent une participation marquée des consommateurs de Guyane (63,7% des répondants) à des pratiques de consommation éthique, comparativement à la Martinique (21,8%) et la Guadeloupe (14,5%). La réparti-

tion par genre montre une légère prédominance masculine (56,5%), tandis que la tranche d'âge des 25–34 ans domine avec 30,6% des réponses, suivie des 18–24 ans (25,2%). Ces données renforcent l'idée que les jeunes générations, en particulier les hommes, sont plus enclins à adopter des comportements de consommation éthique, influencés par les dynamiques sociales locales.

Le modèle de régression logistique multinomiale a mis en lumière plusieurs points intéressants. Par exemple, la sensibilisation aux enjeux environnementaux et sociaux est le facteur le plus déterminant (coefficient significatif avec p -value < 0,001), suivie de la disponibilité des produits de l'ESS. En revanche, le prix n'a pas été un critère décisif, avec une influence statistiquement faible. De plus, les résultats montrent que la connaissance élevée des principes de l'ESS est positivement corrélée avec une meilleure participation à des pratiques de consommation éthique (coefficient de 1,0509, p -value < 0,001).

D'autre part, l'analyse de variance (ANOVA) a révélé des différences significatives entre les groupes concernant la perception de la valeur éthique des produits de l'ESS, avec une statistique de test F de 11,75 (p -value = 5,02e-11), soulignant que les préférences d'achat varient fortement en fonction des types de produits ou services de l'ESS. De plus, la corrélation de Pearson (0,4756, p -value = 2,5144e-53) et de Spearman (0,5070, p -value = 1,6520e-61) a confirmé une corrélation positive entre le sentiment de citoyenneté et le niveau de connaissance des entreprises de l'ESS, renforçant l'idée que l'engagement citoyen est lié à une meilleure sensibilisation.

Ces résultats confirment l'importance de la proximité sociale et de l'influence locale dans l'adoption de pratiques éthiques, en ligne avec la théorie de l'impact social de Latané (1981). La dynamique communautaire joue un rôle déterminant dans la promotion de l'ESS et de la consommation responsable, particulièrement en Guyane où la CRESS (Chambre Régionale de l'Économie Sociale et Solidaire) est active. Les jeunes générations, davantage sensibilisées aux enjeux sociaux et environnementaux, sont prêtes à jouer un rôle clé dans la transition vers une économie plus durable. En termes d'impact scientifique, cette étude apporte une contribution importante en démontrant le lien direct entre l'ESS et les comportements de consommation éthique dans les territoires d'outre-mer. Elle montre également que les dynamiques sociales, renforcées par les interactions locales et la communication sur les valeurs de l'ESS, influencent significativement les choix de consommation. Il est donc crucial que les entreprises de l'ESS et les décideurs publics investissent davantage dans des stratégies de communication engageantes, afin de sensibiliser plus largement la population.

Sur le plan social, cette étude ouvre des perspectives prometteuses pour le développement de politiques publiques favorisant l'ESS et la consommation éthique, en particulier dans des régions vulnérables comme la Guyane, la Martinique et la Guadeloupe. Elle souligne la nécessité d'adopter des initiatives locales, telles que

des campagnes de sensibilisation et des incitations fiscales, pour encourager une consommation responsable et durable.

Cette recherche propose des pistes intéressantes pour des études futures, notamment à travers des enquêtes longitudinales qui permettraient de mieux comprendre l'évolution des comportements des consommateurs citoyens. De plus, l'évaluation de l'impact à long terme des politiques de soutien à l'ESS pourrait offrir de nouvelles perspectives pour la promotion d'une consommation durable dans les territoires d'outre-mer et au-delà.

Dans ce contexte, une question demeure ouverte : comment les territoires d'outre-mer peuvent-ils capitaliser sur leurs atouts uniques pour devenir des modèles de consommation éthique et durable, inspirant ainsi d'autres régions du monde confrontées à des défis similaires ?

Annexe 1

Tableau A1. Résultats d'estimation des effet de différentes variables explicatives sur le niveau de connaissance et de participation aux activités de sensibilisation et d'éducation à la consommation éthique et durable

Optimization terminated successfully.						
Current function value: 1.148306 Iterations 8						
MNLogit Regression Results						
Dep. Variable:		Q10	No. Observations:			924
Model:	MNLogit		Df Residuals:			888
Method:		MLE	Df Model:			32
Date:	Thu, 29 Feb 2024		Pseudo R-squ.:		02 437	
Time:	19:40:26		Log-Likelihood:		-40 610	
converged	Covariance Type :	True nonrobust	LL -Null:		-1402.8 2.922e-123	
Q10=1		coef	std err	z	P> z	(0.025 - 0.975)
cconst		10 180	0 600	1 697	0 090	-0 157 2 193
Q2		-17 281	0 283	-6 116	0 000	-2 282 -1 174
Q3		03 623	0 331	1 095	0 274	-0 286 1 011
Q4		-02 969	0 287	-1 033	0 302	-0 860 0 266
Q5		-07 651	0 398	-1 923	0 055	-1 545 0 015
Q6		-04 687	0 444	-1 056	0 291	-1 338 0 401
Q7		-02 310	0 178	-1 297	0 195	-0 580 0 118
Q11		03 590	0 123	2 918	0 004	0 118 0 600
Q12		-06 387	0 247	-2 588	0 010	-1 123 -0 155
Q10=2		coef	std err	z	P> z	(0.025 - 0.975)
cconst		-20 109	0 415	-4 847	0 000	-2 824 -1 198
Q2		-00 848	0 099	-0 854	0 393	-0 279 0 110
Q3		-03 045	0 222	-1 373	0 170	-0 739 0 130
Q4		03 112	0 186	1 675	0 094	-0 053 0 675
Q5		-04 972	0 267	-1 860	0 063	-1 021 0 027
Q6		01 879	0 258	0 728	0 467	-0 318 0 694
Q7		-01 688	0 140	-1 208	0 227	-0 443 0 105
Q11		08 412	0 086	9 726	0 000	0 672 1 011
Q12		01 147	0 160	0 715	0 474	-0 199 0 429
Q10=3		coef	std err	z	P> z	(0.025 - 0.975)
cconst		-42 053	0 481	-8 749	0 000	-5 147 -3 263
Q2		-02 998	0 102	-2 942	0 003	-0 499 -0 100
Q3		01 934	0 239	0 811	0 417	-0 274 0 661
Q4		00 308	0 211	0 241	0 810	-0 362 0 464
Q5		00 396	0 277	0 143	0 886	-0 503 0 582
Q6		00 691	0 261	0 265	0 791	-0 442 0 580
Q7		04 306	0 119	3 605	0 000	0 196 0 665
Q11		11 070	0 095	11 601	0 000	0 920 1 294
Q12		09 845	0 185	5 315	0 000	0 621 1 348
Q10=4						
cconst	4.6199	coef	std err	z	P> z	(0.025 - 0.975)
Q2	02 790		0 092	3 029	0 002	0 098 0 460
Q3	-05 921		0 220	-2 692	0 007	-1 023 -0 161
Q4	01 043		0 166	0 630	0 529	-0 220 0 429
Q5	18 923		0 322	5 883	0 000	1 262 2 523
Q6	01 157		0 253	0 458	0 647	-0 380 0 611
Q7	06 234		0 110	5 688	0 000	0 409 0 838
Q11	10 059		0 089	11 242	0 000	0 830 1 181
Q12	00 581		0 150	0 388	0 698	-0 235 0 352

Source : données d'enquêtes réalisées entre janvier et mars 2024 par les auteurs.

Annexe 2

Questionnaire de l'enquête sur l'ESS-Guyane, Guadeloupe et Martinique

Rôle du consommateur citoyen dans l'économie sociale et solidaire en outre-mer

1. Êtes-vous un consommateur ?
 - Oui / Non
2. Quelle est votre tranche d'âge ?
 - Moins de 18 ans / 18–24 ans / 25–34 ans / 35–44 ans / 45–54 ans / 55 ans et plus
3. Quel est votre sexe ?
 - Masculin / Féminin / Autre (à préciser)
4. Dans quelle mesure êtes-vous conscient de l'impact de vos choix de consommation sur l'environnement et les communautés locales ?
 - Très conscient / Conscient / Peu conscient / Pas conscient du tout
5. Connaissez-vous le concept d'économie sociale et solidaire ?
 - Oui / Non
6. Connaissez-vous le concept de consommation éthique ?
 - Oui / Non
7. À quelle fréquence faites-vous des achats dans des entreprises de l'ESS ?
 - Quotidiennement / Hebdomadairement / Mensuellement / Occasionnellement / Jamais
8. Quels types de produits/services achetez-vous principalement dans des entreprises de l'ESS ?
 - Alimentation / Vêtements/accessoires / Produits de beauté/santé / Artisanat / Services / Autre (à préciser)
9. Quelles valeurs privilégiez-vous lors de vos achats dans des entreprises de l'ESS ?
 - Solidarité / Responsabilité environnementale / Équité sociale / Transparence / Qualité / Prix compétitifs / Autre

-
10. Quels facteurs vous incitent à choisir des produits/services de l'ESS plutôt que des produits conventionnels ?
 - Prix / Qualité / Disponibilité / Sensibilisation aux enjeux / Autre
 11. Êtes-vous satisfait(e) de l'offre actuelle de l'ESS en Guyane ?
 - Très satisfait(e) / Satisfait(e) / Neutre / Insatisfait(e) / Pas du tout satisfait(e)
 12. Quel est votre niveau de participation aux activités de sensibilisation à la consommation éthique ?
 - Élevé / Moyen / Faible / Aucun
 13. À quelle fréquence recherchez-vous des informations sur l'origine des produits que vous achetez ?
 - Toujours / Souvent / Parfois / Rarement / Jamais
 14. Comment évaluez-vous la visibilité des entreprises de l'ESS sur votre territoire ?
 - Très visible / Visible / Neutre / Peu visible / Pas du tout visible
 15. Avez-vous déjà participé à des événements ou actions de l'ESS sur votre territoire ?
 - Oui, régulièrement / Oui, occasionnellement / Non, jamais
 16. Sur une échelle de 1 à 10, à quel point vous considérez-vous comme un consommateur citoyen ?
 -
 17. Pouvez-vous citer un exemple où vous avez changé vos habitudes en faveur de produits/services de l'ESS sur votre territoire ?
 -
 18. Comment pourraient être améliorées les initiatives de sensibilisation à l'ESS dans votre territoire ?
 -
 19. Sur une échelle de 1 à 5, à quel point vous sentez-vous informé(e) sur l'ESS sur votre territoire ?
 -
 20. Seriez-vous prêt(e) à payer un prix plus élevé pour des produits de l'ESS sur votre territoire ?
 - Oui / Non

21. Quels obstacles empêchent davantage de personnes d'acheter des produits/ services de l'ESS sur votre territoire ?

-

22. Comment percevez-vous le rôle des entreprises de l'ESS dans le développement économique et social de votre territoire ?

-

23. Quelles suggestions auriez-vous pour encourager les consommateurs à soutenir l'ESS sur votre territoire ?

-

24. Dans quel département vivez-vous ?

-

25. Guyane / Martinique / Guadeloupe

Source : (<https://app.dragnsurvey.com/survey/conception/65c539479c2f8fbfcf054a5a>).

References

- Belz, F., & Peattie, K. (2009). *Sustainability marketing: A global perspective*. Wiley.
- Bourdieu, P. (1979). *La distinction: Critique sociale du jugement*. Les Éditions de Minuit.
- Carrington, M. J., Neville, B. A., & Whitwell, G. J. (2014). Lost in translation: Exploring the ethical consumer intention–behavior gap. *Journal of Business Research*, 67(1), 2759–2767.
- Chkanikova, O., & Mont, O. (2015). Corporate supply chain responsibility: Drivers and barriers for sustainable food retailing. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 22(2), 65–82.
- Crétiéneau, A. M. (2010). Economie sociale et solidaire et développement durable: pensée et actions en conjonction. *Marchés et Organisations*, 11, 31–71. <https://www.cairn.info/revue-marche-et-organisations-2010-1-page-31.htm>
- Dixit, S., Kumar, B., Singh, A., & Ashoka, R. (2015). An application of multinomial logistic regression to assess the factors affecting the women to be underweight and overweight: A practical approach. *International Journal of Health Sciences and Research*, 5, 11–17.
- Dubuisson-Quellier, S. (2009). Cible ou ressource. Les ambiguïtés de la mobilisation des consommateurs dans la contestation contre l'ordre marchand. *Sociologie et Sociétés*, 39(2), 189–214.
- Dufeu, I., Ferrandi, J. M., Gabriel, P., & Le Gall-Ely, M. (2014). Multi-labellisation socio-environnementale et consentement à payer du consommateur. *Recherche et Applications en Marketing*, 29(3), 34–55.

- Flipo, J. P. (2012). *La consommation citoyenne. Origines, significations, enjeux*. L'Harmattan.
- Gleim, M. R., Smith, J. S., Andrews, D., & Cronin, J. J. (2013). Against the green: A multi-method examination of the barriers to green consumption. *Journal of Retailing*, 89(1), 44–61.
- Griskevicius, V., Tybur, J. M., & Van den Bergh, B. (2010). Going green to be seen: Status, reputation, and conspicuous conservation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 98(3), 392–404.
- Hoarau, J. F. (2023). *Les inégalités économiques et sociales dans les Outre-Mer français: Un héritage de l'histoire et des institutions coloniale*. TEPP – Théorie et Évaluation des Politiques Publiques. <https://tepp.eu/images/pdf/2023/inegalitesoutremersheritagehistoireinstitutionscoloniales.pdf>
- Jackson, T. (2009). *Prosperity without growth: Economics for a finite planet*. Earthscan.
- Kang, J., & Hustvedt, G. (2014). Building trust between consumers and corporations: The role of consumer perceptions of transparency and social responsibility. *Journal of Business Ethics*, 125, 253–265.
- Larrère, C. (2015). Inégalités environnementales et justice climatique. *Annales des Mines – Responsabilité et Environnement*, 79, 73–77.
- Latané, B. (1981). The psychology of social impact. *American Psychologist*, 36, 343–356.
- Latané, B. (1996). Dynamic social impact: The creation of culture by communication. *Journal of Communication*, 46, 13–25.
- McDonald, S., Oates, C. J., Thyne, M., Timmis, A. J., & Carlile, C. (2015). Flying in the face of environmental concern: Why green consumers continue to fly. *Journal of Marketing Management*, 31(13–14), 1503–1528.
- Mochla, V., & Tsourvakas, G. (2024). Factors that affect ethical consumption and eWOM of Millennials and Z generations. *Journal of Contemporary Marketing Science*, in press. <https://doi.org/10.1108/jcmars-12-2023-0048>
- Sassenou, M., & Charlety-Lepers, P. (1994). L'impact patrimonial des offres publiques d'achat et d'échange: Le cas français. *Revue Économique*, 45, 625–638.
- Sheth, J. N., Sethia, N. K., & Srinivas, S. (2011). Mindful consumption: A customer-centric approach to sustainability. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 39, 21–39.
- Spaargaren, G., & Mol, A. P. (2008). Greening global consumption: Redefining politics and authority. *Global Environmental Change*, 18(3), 350–359.
- Trentmann, F. (2008). Le consommateur en tant que citoyen: Synergies et tensions entre bien-être et engagement civique. *L'Économie Politique*, 39(3), 7–20.
- Tudor, T., & Dutra, C. J. (Eds.). (2021). *The Routledge handbook of waste, resources and the circular economy*. Routledge.
- Whitburn, J., Linklater, W., & Abrahamse, W. (2019). Meta-analysis of human connection to nature and proenvironmental behavior. *Conservation Biology*, 34, 180–193.
- White, K., Habib, R., & Hardisty, D. J. (2019). How to SHIFT consumer behaviors to be more sustainable: A literature review and guiding framework. *Journal of Marketing*, 83(3), 22–49.

Volume horaire et revenu du travail : Une analyse du travail des transporteurs par motocycle au Cameroun

Volume time and labor income: An analysis of labour of the motor bike transporters in Cameroon

Roger TSAFACK NANFOSSO¹

Université de Dschang, Centre de Recherche en Microéconomie Appliquée (REMA), Cameroun
rtsafack@tsafack-nanfosso.com
<https://orcid.org/0000-0003-3892-2409>

Clarence Mickaël BEA²

Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG), Cameroun
Centre de Recherche en Microéconomie Appliquée (REMA)
Auteur correspondant : bea.clarencemickael@yahoo.fr
<https://orcid.org/0000-0002-5540-3777>

Simon Alain SONG NTAMACK³

Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG), Cameroun
Centre de Recherche en Microéconomie Appliquée (REMA)
songntamack@yahoo.fr
<https://orcid.org/0000-0002-6575-1804>

Maximilien KOUL NGWE MANGUELLE⁴

Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG), Cameroun
Centre de Recherche en Microéconomie Appliquée (REMA)
m_manguelle@yahoo.fr
<https://orcid.org/0000-0002-2997-7830>

Yves Alexis NDONHO A NYOUNG⁵

Université de Yaoundé II, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FSEG), Cameroun
nyoungyves@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0009-6713-8219>

¹ P.O. Box 14442 Yaoundé, Cameroun.

² P.O. Box 1365 Yaoundé, Cameroun.

³ P.O. Box 1365 Yaoundé, Cameroun.

⁴ P.O. Box 1365 Yaoundé, Cameroun.

⁵ P.O. Box 1365 Yaoundé, Cameroun.

Abstract

Purpose: This paper examines the hours and incomes of motorcycle transporters in Cameroon.

Design/methodology/approach: Data from a field survey are analysed using the two-stage Heckman and Mincer models, respectively.

Findings: The results show that long working hours, being an owner-operator, having a category A driving license, and having family responsibilities significantly increase the number of hours worked and the earnings of transporters. Long working hours in this field suggest insufficient employment opportunities, especially when they are accompanied by low levels of productivity or hourly earnings.

Originality/value: As the process of institutionalising this activity, which provides a large number of direct jobs for the unemployed, continues, it is suggested that dialogue be pursued between the unions and associations of motorbike transporters and the public authorities to establish a framework through which transporters can benefit from financial support from the state. It is also suggested that awareness-raising seminars be organised on the profession's risks and provide specific health cover for motorbike transporters.

Keywords: labour market, labour supply, income, motorcycle transporters, Cameroon.

Résumé

Objectif : Le présent article examine les heures travaillées et les revenus des transporteurs par motocycle au Cameroun.

Conception/méthodologie/approche : Les données transversales issues d'une enquête de terrain sont analysées à l'aide du modèle de Heckman en deux étapes et du modèle de Mincer.

Résultats : Les résultats montrent que le fait de travailler à des heures tardives, d'être propriétaire-exploitant, de détenir un permis de conduire de catégorie A ou d'avoir des obligations familiales augmente significativement le nombre d'heures travaillées et les revenus des transporteurs. Cependant, de longues heures de travail dans cette profession indiquent un sous-emploi, surtout qu'elles sont liées à un faible niveau d'efficacité du travail ou de rémunération horaire.

Originalité/valeur : Dans la mesure où le processus d'institutionnalisation de cette activité qui fournit un grand nombre d'emplois directs aux chômeurs continue, il est suggéré de poursuivre le dialogue entre les syndicats et associations de transporteurs par motocycle et les pouvoirs publics afin d'établir un cadre à travers lequel les transporteurs pourront bénéficier d'un soutien financier de l'État. Il est également suggéré d'organiser des séminaires de sensibilisation sur les risques du métier, et de prévoir une couverture santé spécifique pour les transporteurs par motocycle.

Mots-clés : marché du travail, offre de travail, revenu, transport par motocycle, Cameroun.

JEL classification : C34, J21, J22, J41, R41.

Introduction

Les exigences croissantes que l'expansion urbaine rapide impose aux systèmes de transport ont fait de la résolution des problèmes de transport l'un des principaux obstacles auxquels sont confrontées les autorités des pays en développement. Au Cameroun, le déficit de modes publics de transport commerciaux pour les déplacements urbains, résultant de la suppression de la fonction de contrôle de l'État, a définitivement créé un sentiment d'incertitude au sein de la population, ouvrant la voie à l'émergence de divers modes de transport informels avec des tarifs non conventionnels, des horaires et des itinéraires flexibles (Diaz et al., 2010). Dans ce contexte marqué par les difficultés économiques, l'apparition de motocycles à usage commercial a permis d'offrir des services de transport plus personnalisés, réduisant la contrainte liée à la marche à pied aux couches populaires les plus défavorisées (Olvera et al., 2016). Appréhendé comme un mode de transport qui se sert de motocycles pour les déplacements, le transport par motorcycle contribue significativement à la mobilité tant urbaine que rurale (Villar, 2024).

Diverses circonstances ont conduit à l'introduction et à l'expansion du caractère commercial du transport par motocycles au Cameroun. Au-delà des défaillances observées dans le système de transport urbain lui-même tributaire d'un déficit de réglementation et d'un réseau routier en très mauvais état, la crise économique cumulée aux effets récessifs des plans d'ajustement mis en place à partir des années 1980 ont engendré un sous-emploi massif, notamment chez les jeunes (Ehebrecht et al., 2018) faisant du transport par motorcycle une indéniable opportunité d'insertion professionnelle génératrice de revenus. Depuis plusieurs décennies, le transport par motorcycle s'est imposé comme un moyen quasi incontournable dans le transport urbain et rural ainsi que dans la création des emplois (Keutcheu, 2015).

Bien qu'il s'avère utile, le transport par motocycles suscite une vive controverse. Pour les détracteurs, ce mode de transport cumule des travers tels que l'insécurité des passagers et le non-respect du code routier. Les externalités induites par la pollution sonore, de même que la force politique représentée par leurs effectifs en cas d'incident provoquent des réactions de stigmatisation de la part des populations et des pouvoirs publics (Reigner et al., 2009). Par ailleurs, l'excès de vitesse des conducteurs occasionne de multiples et fréquents accidents de circulation en sus de la désorganisation de l'espace urbain (Agossou, 2003).

Pour les partisans du transport par motorcycle, il procure d'abord l'avantage de faciliter le déplacement massif des populations sur des courtes distances en milieu urbain (Keutcheu, 2015). La distance peut être plus longue en milieu rural apportant une réponse adaptée au mauvais état routes. Il réduit également la dépendance aux autos-taxis et favorise des déplacements porte-à-porte (Doulet, 2005). En plus de l'accessibilité offerte aux zones enclavées, l'utilisation de motocycles est motivée par sa grande flexibilité, son indépendance, sa rapidité face à la situation de

congestion et de dégradation de la route (Agossou, 2003). Il présente des avantages qui globalement l'emportent sur les inconvénients (Villar, 2024).

Des milliers de personnes migrent chaque année vers les centres urbains en quête de ce précieux sésame. Nombre d'entre elles, peu scolarisées et peu qualifiées, exclues des possibilités d'insertion sur un marché du travail formel très compétitif, se tournent vers le marché du travail informel. De plus en plus, le transport par motocycle recrute parmi les diplômés de l'enseignement supérieur. Certains travailleurs du secteur moderne y trouvent leur compte. L'Institut Nationale de la Statistique (INS) estime en 2012 le parc de motocycles destinés au transport public à plus de 162 634 engins, en nette explosion par rapport aux années précédentes. Les données récentes de l'Annuaire Statistique des Transports (TRANSTAT, 2023), font état d'environ 210 777 engins immatriculés entre 2018 et 2022 créant des centaines d'emplois directs (transporteurs par motocycle) et indirects (mécaniciens, laveurs, etc.).

Si le transport par motocycle crée des emplois et permet aux opérateurs d'augmenter leurs revenus, il semble être plus lucratif que d'autres activités du secteur informel, bien qu'il soit plus ardu (Olvera et al., 2016). Il nécessite en effet de longues journées de travail pendant lesquelles le conducteur est exposé aux conditions météorologiques, aux émissions de gaz de circulation et, surtout, aux risques d'accidents. En général, un conducteur travaille presque tous les jours, et passe plus de huit heures par jour au travail, y compris les week-ends. Chaque journée de travail est récompensée par un revenu relativement élevé, qui malheureusement, ne compense pas toujours la pénibilité et les risques du métier. En conséquence, les revenus des conducteurs ont tendance à augmenter avec le nombre d'heures qu'ils passent au travail, ce qui indique une corrélation positive entre l'offre de travail et les revenus qui en sont issus.

Bien que globaux, les impacts socio-économiques des services de transport par motocycle dans le développement des villes camerounaises sont encore mal connus. La présente réflexion tente de combler ce déficit en appréhendant le comportement d'offre de travail des transporteurs, contrairement à l'offre de service de transport traitée dans plusieurs travaux (Agossou, 2003 ; Diaz et al., 2010 ; Keutcheu, 2015). La suite du travail s'articule autour de la revue de la littérature pour la deuxième section, la troisième présente la méthodologie adoptée et la quatrième est quant à elle consacrée aux résultats de même qu'aux discussions y afférentes.

1. Revue de la littérature

Si le temps est considéré comme un bien⁶ économique, c'est parce qu'il arbore la caractéristique de ressource rare (Cantorea et al., 2017). Le nombre d'heures alloué

⁶ Le temps a une double nature : celle de bien et de ressource rare. Il est un bien, intermédiaire ou final. Il est une ressource rare, car personne ne peut vivre plus de vingt-quatre heures par jour.

au travail constitue donc l'une des préoccupations centrales qui cristallisent l'analyse microéconomique du comportement d'offre individuelle de travail. L'analyse de l'offre de travail des transporteurs par motocycle en lien avec le revenu s'inspire dans ce sillage du cadre formel proposé par la théorie de l'arbitrage travail-loisir (Lesueur & Sabatier, 2008). Cette théorie indique que l'individu repartit son temps dans l'acquisition de deux biens : le loisir, pris au sens de temps libre et le travail qui confère le revenu au travailleur. L'individu cherche donc à repartir son emploi de temps entre deux usages alternatifs, c'est-à-dire, entre la recherche du revenu et le loisir. Dans ce cas, on suppose que l'individu est capable d'évaluer les bénéfices et coûts associés à chaque option. En passant plus de temps au travail, l'individu s'octroie la possibilité d'acquérir davantage de biens avec les gains supplémentaires tirés de son travail. Si la reconnaissance des difficultés des conditions de travail se traduit par un revenu supplémentaire, la hausse des heures de travail représente l'une de ces difficultés (Baudelot & Gollac, 1993).

Dans ce cadre, l'analyse de l'offre de travail en lien avec les transporteurs en général a connu des contributions variées. Cependant, il subsiste une absence de consensus quant aux effets des variables socio-économiques sur la hausse du temps de travail des transporteurs. Mowri et Bailey (2024) soulignent l'âge, le sexe, les compétences spécifiques et la recherche d'une indépendance financière comme incitation première à l'offre de travail des femmes, travaillant comme transporteuses par motocycle dans la ville de Dhaka en Inde. Amuedo-Dorantes et al. (2020) trouvent que la détention des licences de conduite, le sexe, l'âge, l'éducation, le statut matrimonial, l'absence d'enfant en charge, le milieu de résidence et un niveau de participation élevé au marché du travail influencent positivement et significativement la hausse du temps de travail par semaine des conducteurs de taxi immigrés sans papiers aux États Unis d'Amérique. Par contre, ce résultat n'est pas similaire particulièrement pour les hispaniques naturalisés ayant un même niveau de compétence. Sun et al. (2019) en étudiant le nombre d'heures de travail des conducteurs de taxi appartenant à une plate-forme de transporteurs, montrent que la recherche du revenu, le sexe et l'âge exercent une incidence positive et significative sur l'incitation à l'offre de travail des transporteurs. En plus, ils trouvent une élasticité positive et significative des heures de travail des conducteurs de taxi. Farber et al. (2015) en ce qui concerne le temps de travail des conducteurs de taxis dans la ville de New York à titre individuel, concluent à une influence positive du revenu sur la hausse du temps de travail des transporteurs.

Par contre, en étudiant le comportement d'offre de travail des distributeurs de lettres par bicyclettes, Fehr et Goette (2007) à partir du taux de rémunération trouvent une élasticité négative du temps de travail des conducteurs. Alors que si on prend en compte l'intensité par heure de travail, cette élasticité devient positive en fonction du revenu. À Singapour, l'analyse de l'intensité de travail en fonction

du revenu des conducteurs de taxi permet de conclure à une élasticité positive de leur temps de travail (Chou, 2002).

Bien que les travaux ci-dessus mis en relief soient d'un apport conséquent dans l'analyse de l'offre de travail, ils semblent délaissier certaines spécificités des transporteurs par motocycle notamment en termes de permis de conduire de catégorie « A », de travail aux heures tardives, etc. qui pourraient considérablement impacter l'offre et le revenu du travail des transporteurs. En outre, de l'ensemble des travaux mis en exergue, il n'existe pas à notre connaissance des études ayant portés sur l'offre et le revenu du travail des transporteurs par motocycle. Cette carence de travaux pourrait s'expliquer par le manque de données sur les variables d'intérêt de nature à encourager les recherches dans ce domaine aux implications théoriques et empiriques variées. L'une des motivations de cet article à combler ce vide pourrait s'avérer utile.

2. Méthodologie et sources de données

2.1. Méthodologie d'analyse

Le modèle à estimer dans le cadre de l'offre de travail des transporteurs par motocycle établit une relation entre les heures travaillées par un individu données notées (h_i) et un ensemble de variables (X_{hi}) qui exercent une influence sur la décision d'offre d'heures de travail, où α_{hi} est un vecteur des paramètres de X . La relation linéaire qui en découle est donnée par :

$$h_i = X_{hi}\alpha_{hi} + \varepsilon_{hi} \quad (1)$$

L'estimation de cette relation par la méthode des Moindres Carrées Ordinaires (MCO) n'est possible que s'il n'existe pas de corrélation entre les variables explicatives et les facteurs non observés, en raison à l'existence d'un biais potentiel dans les résultats qui résulterait de la non prise en compte du processus de sélection porté sur les heures de travail.

Pour corriger ce biais, la méthode de Heckman⁷ (1979) qui est utilisée dans cette étude présente une technique d'estimation en deux étapes. Elle a l'avantage de permettre la mise en évidence des conditions d'identification économétrique

⁷ La technique proposée en 1979 par Heckman vise à corriger le biais de sélection qui affecte la variable dépendante de certaines observations notamment dans l'analyse du nombre d'heures travaillées par an et le taux de salaire horaire. Cette technique comporte deux étapes. Dans la première, on calcule de l'inverse du ratio de Mills à l'aide d'un modèle Probit pour chaque observation. Dans la deuxième étape, la technique consiste en la régression des valeurs positives de la variable dépendante avec les valeurs explicatives de l'inverse du ratio de Mills.

du modèle. Cette méthode prend également en compte le biais d'endogénéité issu de la régression du logarithme népérien du revenu utilisé comme variables explicative dans l'équation d'offre de travail. Le modèle d'offre de travail à estimer finalement se présente ainsi :

$$h_i = \alpha_{h_0} + \alpha_{h_i} X_{h_i} + \alpha_i \lambda + \varepsilon_{h_i} \quad (2)$$

Afin de résoudre le problème de sélection inhérent au choix entre J alternatives de participation sur le marché du travail avec $J = 0, 1, 2, 3$: (0) transporteur propriétaire, (1) titulaire, (2) en contrat-vente, (3) mercenaire, en plus, étant donné que ceux-ci ne vont retenir que l'alternative qui maximise leur utilité en terme de revenu, nous ajoutons dans l'équation (2) et dans l'équation (3) un terme de correction du biais de sélection noté λ ou inverse du ratio de Mills⁸ interprété comme propension à choisir l'alternative qui maximise l'utilité du transporteur.

La détermination du revenu des transporteurs s'effectue par l'estimation du modèle de Mincer (1974)⁹ qui décrit l'évolution du logarithme du revenu par une fonction de gains de la forme :

$$\ln(w_i) = \beta_0 + \beta_1 s_i + \beta_2 x_i + \beta_3 x_i^2 + \beta_4 Z_i + \beta_5 \lambda + \varepsilon_i \quad (3)$$

où $\ln(w_i)$ représente le log du revenu perçu par le transporteur i , s_i le nombre d'années d'études, x_i l'expérience professionnelle, Z les caractéristiques propres aux transporteurs par motorcycle, β_0 la constante et ε_i un terme stochastique correspondant aux éléments aléatoires de la détermination du revenu. L'estimation de cette équation par les MCO n'est possible que si l'on corrige préalablement le biais d'endogénéité qui pourrait affecter les résultats. En effet, l'éducation est une variable explicative qui présente des facteurs non observés. Pour surmonter cette difficulté, l'estimation est faite sur la base de la technique de Heckman (1979) en y ajoutant l'inverse du ratio de Mills. Vu que l'équation de l'offre de travail est fonction du revenu, nous estimons préalablement l'équation du revenu des transporteurs, en corrigeant le biais de sélection pour obtenir les estimations du Logarithme des revenus $\ln(\hat{w}_i)$ qui à leur tour seront utilisés dans l'estimation de l'équation d'offre de travail.

⁸ Il est issu de l'estimation d'un modèle probabiliste suivant l'approche de Bourguignon et al. (2007) qui proposent une technique d'estimation permettant de corriger le biais de sélection liée à la participation sélective des individus à la profession de transporteurs par motorcycle. Ces derniers ayant le choix entre quatre options.

⁹ À cette spécification standard qui met en évidence les deux composantes principales du capital humain, en tant que principaux déterminants de la productivité, s'ajoutent d'autres variables relatives à l'offre de travail (sexe, âge, situation matrimoniale) et d'autres relatives à la demande de travail (secteur d'activité).

Il se pose ensuite le problème d'identification des coefficients des équations d'offre de travail et de revenu des transporteurs par motocycle eu égard à la spécification apportée par la correction. La présence des variables d'exclusion permet d'améliorer ce problème. Ces variables sont considérées comme celles qui exercent une influence sur la participation des individus sur le marché du travail, sans avoir d'effets sur les revenus ou sur l'offre de travail. Si cette identification est possible, elle est paramétrique grâce à la non-linéarité de l'inverse du rapport de Mills. Ainsi, dans l'équation du revenu, on peut constater que des variables liées à l'équation de sélection en l'occurrence, le statut matrimonial, les charges familiales, et le statut antérieur du transporteur ont été exclues des déterminants du revenu. Pour autant, les variables d'exclusion pour l'équation d'offre de travail sont difficiles à trouver, vu que les variables qui influencent la participation au marché du travail des transporteurs sont à même d'affecter leur offre de travail. Dans ce cas, Boudarbat et Gontero (2008) proposent d'évacuer de l'équation d'offre de travail les variables qui ont une corrélation forte avec le revenu du travail notamment l'éducation et l'expérience. Ce procédé permet en outre de faciliter l'identification du logarithme du revenu dans l'équation de l'offre de travail vu que l'éducation et l'expérience sont intégrées dans l'équation du revenu, sans être intégrées dans l'équation de l'offre de travail.

2.2. Données et présentation des variables

Les données utilisées dans cet article proviennent d'une enquête de terrain réalisée au courant des mois de Mai et Juin 2019 dans les régions du Centre et du Littoral au Cameroun. Ces deux régions offrent plusieurs avantages. D'une part, elles abritent la capitale politique (Yaoundé) pour la première région et la capitale économique (Douala) pour la seconde. D'autre part, l'activité de transport par motocycle y est plus prolifique que dans les autres régions (voir TRANSTAT, 2014). L'échantillon utilisé est exclusivement constitué de transporteurs par motocycle en activité c'est-à-dire, embarquant, débarquant ou stationnés en attente de passagers. Ce faisant, les transporteurs oisifs et les transporteurs dans les garages en cours d'entretien de motocyclettes ont été exclus de l'enquête. Cette exclusion découle du fait que la durée de la panne qui peut parfois atteindre sept jours prive le conducteur de revenu. D'autres motocyclettes dans cet état sont parfois assignées aux usages à titre personnel. Les transporteurs enquêtés dans chaque point de stationnement ont été choisis sur la base de la méthode d'échantillonnage aléatoire, en ce sens que, l'enquête sur les transporteurs portait sur des individus pris au hasard. L'échantillon issu de cette technique de collecte s'apparente autant que possible à la population étudiée dans chaque région

L'enquête par interview qui s'est faite à partir d'un questionnaire structuré a été administrée à 1500 transporteurs par motocycle en activité. Au terme de la période

de collecte, un échantillon de 1252 transporteurs a été retenu dans les deux régions. Les informations incohérentes avec les résultats attendus ont fait l'objet d'une purge systématique au terme du travail de terrain, ce qui explique en grande partie le taux de rejet (16,50%). Dans le questionnaire, la question « Quelle est votre statut

Tableau 1. Variables utilisées

Variables	Définitions
Ln (revenu)	- variable quantitative discrète captant le logarithme népérien (Ln) du revenu des transporteurs par motocycle
Heure de travail	- variable quantitative discrète captant le nombre d'heures de travail des transporteurs par motocycle obtenu au cours de la période d'étude
Caractéristiques individuelles : Âge Matrimonial Charges familiales Résidence	- variable quantitative discrète indiquant l'âge en années révolues - variable catégorielle indiquant le statut matrimonial de l'enquêté ; elle est codée 1 si célibataire, 2 si marié, 3 si union libre - dépenses liées à la vie en famille - variable qualitative indiquant le quartier de résidence de l'enquêté
Capital humain : Éducation Expérience Possession du permis « A »	- variable catégorielle codée 1 si sans niveau, 2 si primaire, 3 si secondaire premier cycle, 4 si secondaire second cycle et 5 si supérieur - variable quantitative discrète mesurant la durée ou l'ancienneté de l'enquêté dans le métier exprimée en mois - variable catégorielle codée 1 si oui et 2 si non
Caractéristiques de l'activité : Statut professionnel dans le métier Région d'étude Zone d'étude Occupation avant emploi Emploi secondaire Revenu Travail aux heures tardives Activité permanente ou partielle	- variable catégorielle indiquant le statut de l'enquêté ; elle est codée 0 si propriétaire, 1 si en contrat-vente, 2 si titulaire et 3 si mercenaire - variable dichotomique codée 1 si centre et 2 si littoral - variable dichotomique codée 1 si urbaine et 2 si rurale - variable qualitative indiquant le statut antérieur de l'enquêté avant d'entrer dans le métier de transporteur ; elle est codée 1 si sans emploi, 2 si informel, 3 si formel public, 4 si formel privé et 5 si élève/étudiant - variable dichotomique indiquant si l'enquête exerce un autre emploi. elle codée 1 si oui et 0 si non - variable quantitative discrète mesurant le profit ou le gain obtenu après déduction des charges - variable dichotomique indiquant si l'enquêté travaille entre 22 heures du soir et 5 heures du matin ; elle est codée 1 si oui et 0 si non - variable qualitative captant la stabilité dans l'exercice de l'activité ; elle est codée 1 si permanent et 2 si partielle

Source : élaboration propre.

professionnel dans le métier ? » adressée aux enquêtés a permis d'identifier quatre catégories de transporteurs conformément à la classification établie par le rapport du Bureau Central Recensements et Etudes de Population (BUCREP, 2017).

La définition des variables utilisées dans cet article est contenue dans le tableau 1 qui apporte l'éclairage sur les transformations de certaines variables, passant de variables muettes multiples aux variables muettes dichotomiques. Ces variables concernent le capital humain (longueur des études, expérience dans le métier et possession du permis de conduire de catégorie « A »), le contexte sociodémographique (âge, charges familiales et statut matrimonial), l'environnement socioéconomique (zone d'étude), les caractéristiques de l'activité (statut dans la profession et statut antérieur du transporteur), le niveau de l'exercice du travail (travail permanent, à temps partiel, heure de travail, travail aux heures tardives, travail parallèle) et le niveau des avantages du travail (capturé par le logarithme népérien du revenu des transporteurs).

3. Résultats et interprétations

3.1. Statistiques descriptives

À la lecture du tableau 2, il ressort que le temps de travail pour la population étudiée est en moyenne de 64,94 heures soit 65 heures par semaine. Ce résultat rejoint celui obtenu par Diaz et al. (2010) pour qui les transporteurs par motocycle cumulent des amplitudes horaires de travail très élevées. Par ailleurs, si d'après le rapport de la deuxième Enquête sur l'Emploi et le Secteur Informel (EESI2, 2010) les dispositions légales limitent le temps de travail à 40 heures par semaine, les transporteurs travaillent près de 25 heures de plus que cette norme. Dès lors, il apparaît que le facteur travail est de loin le plus important dans cette activité. La rareté des emplois et la faiblesse des revenus conduisent les individus à la recherche des emplois dont le temps de travail procure l'utilité la plus élevée possible. Si la théorie économique retient par hypothèse que la rareté est l'une des conditions sine qua non qui augmente la valeur d'un bien, le temps étant considéré comme un bien rare, la maximisation de ce temps par les transporteurs par motocycle augmente ainsi la satisfaction que chaque individu retire de l'exercice de cette activité.

Dans cette lancée, le revenu du travail est d'environ 20 680 FCFA par semaine, soit 82 720 FCFA par mois, soit près d'une fois et demie le Salaire Minimum Interprofessionnel Garanti (SMIG) qui depuis mars 2023 est de 60 000 FCFA par mois pour les acteurs des autres secteurs d'activités. Ce résultat rejoint celui de Noukpo (2003) et Bancolé (1998) qui retiennent que les gains mensuels des transporteurs par motocycle sont environ de 80 000 FCFA dans la ville d'Ouidah.

Tableau 2. Moyenne et Écart type des principales variables utilisées

Variables		Moyennes	Écart type
Temps de travail		64,942	27,586
Revenu du travail		20680,07	9938,034
Âge		30,146	8,307
Charges familiales		23959,27	11709,32
Statut matrimonial	célibataire	0,439	0,496
	marié	0,458	0,498
	union libre	0,102	0,303
Milieu de résidence	résidant le quartier	0,821	0,383
	non résidant dans le quartier	0,178	0,383
Éducation	sans éducation	0,448	0,497
	primaire	0,110	0,313
	secondaire premier cycle	0,164	0,261
	secondaire second cycle	0,119	0,324
	supérieur	0,156	0,363
Statut professionnel dans le métier	propriétaires	0,256	0,463
	titulaires	0,541	0,498
	mercenaires	0,107	0,320
	transporteurs en contrat-vente	0,094	0,292
Région	centre	0,560	0,496
	littoral	0,439	0,487
Zone d'étude	urbaine	0,560	0,496
	rurale	0,439	0,496
Possession du permis « A »	oui	0,242	0,428
	non	0,745	0,435
Autres emploi	emploi secondaire	0,269	0,444
	pas d'emploi	0,722	0,448
Travail aux heures tardives		16,8	7,631
Permanence	activité permanente	0,696	0,459
	activité à temps partielle	0,303	0,459

Source : élaboration propre.

3.2. Estimation de la participation au marché du travail des transporteurs par motocycle

On peut constater à la lecture du tableau 3 que les variables explicatives ont des signes globalement satisfaisants. Ainsi, si l'on s'intéresse à l'âge, en référence aux transporteurs propriétaires, l'âge augmenterait de 0,34% la probabilité d'être transporteur titulaire au seuil de significativité de 1%. Par contre, s'il n'exerce statistiquement aucun effet sur le choix du segment des transporteurs mercenaires, l'âge diminue de 0,22% la propension des transporteurs à solliciter le segment

des transporteurs en contrat-vente. Ce résultat qui vient montrer l'influence de l'âge sur le choix des différents segments du marché du transport par motocycle indique que le segment des transporteurs titulaires est plus sollicité par les transporteurs jeunes.

En référence aux transporteurs qui n'en possèdent pas, la possession du permis « A », avec un coefficient positif et significatif au seuil de 1% est comme une assurance face aux risques que représentent les sinistres et les répressions administratives et policières. Le permis « A » apparaît donc comme une incitation à choisir le compartiment des transporteurs titulaires. Par contre, sa possession induit une baisse de la probabilité de choix du segment des transporteurs mercenaires d'environ 11,2%. Le coût supplémentaire dû à l'investissement en capital humain pousse les transporteurs à choisir les segments stables du marché pour le rentabiliser.

La dotation initiale en capital humain des transporteurs révèle au niveau de significativité de 1%, une tendance à la baisse de 1,51% pour les transporteurs sans éducation en référence à ceux ayant atteints le cycle universitaire. Ils ont une propension de 0,28% plus élevée à devenir des transporteurs mercenaires plutôt que des transporteurs propriétaires comparativement à ceux ayant le niveau de formation initial du primaire. Si ce résultat est une conséquence de la rareté des opportunités d'emploi sur le marché du travail pour ceux dotés d'un niveau de capital humain élevé, exercer l'activité de transport par motocycle en tant qu'employés permanents se présente comme un atout pour les moins éduqués. Atteindre le secondaire second cycle par rapport aux individus du supérieur diminue de 3,58% la probabilité d'être des transporteurs titulaires, mais augmente de 0,54% la propension à être des transporteurs mercenaires. Ce résultat montre qu'en fonction du niveau d'éducation, les différences au niveau des effets marginaux pour le choix du segment des transporteurs mercenaires pourraient s'expliquer par les opportunités limitées d'emploi liées au faible niveau d'éducation. Les opportunités d'emploi formel étant plus élevées pour les transporteurs intellectuellement nantis, ceux-ci accordent moins d'intérêt aux segments stables du transport au profit du compartiment qui leur accorde plus de flexibilités entre le transport par motocycle et la recherche de meilleures opportunités d'emploi dans le secteur formel du marché du travail. À cet effet, le segment des mercenaires se présente comme une sorte d'échappatoire face au manque d'emploi ou en attendant mieux.

Le statut antérieur du transporteur oriente davantage sur la probabilité de participer à l'un des segments du marché du transport par motocycle. Par exemple, par rapport aux employés du public formel, le fait d'avoir été sans emploi augmente de 5,33% la probabilité de devenir des transporteurs titulaires en référence aux transporteurs propriétaires. Si ce statut n'exerce statistiquement aucune influence sur le choix du segment des transporteurs mercenaires, son incidence peut accroître de 1,10% la probabilité de devenir des transporteurs en contrat-vente. Le fait d'avoir exercé les petits métiers informels tend à augmenter la probabilité de choisir le

Tableau 3. Estimation logit multinomial de la participation au marché du travail des transporteurs par motocycle

Variable dépendante	Statut professionnel dans le métier (référence égale à 1 pour la catégorie des transporteurs propriétaires)					
	transporteurs titulaires		transporteurs mercenaires		transporteurs en contrat-vente	
Variables indépendantes	coefficients	effets marginaux	coefficients	effets marginaux	coefficients	effets marginaux
Âge du transporteur	2,333***	0,034***	15,931	0,645	-2,469***	-0,022***
Possession du Permis « A »						
oui	0,888*	0,026*	-3,354***	-0,112***	1,511***	-0,035**
non	référence					
Éducation						
sans éducation	-0,940***	-0,151***	1,175*	0,028*	-0,251	-0,012
primaire	-0,985***	-0,205***	1,316***	0,078***	0,970	0,083
secondaire premier cycle	0,600***	0,193***	5,814	0,018	3,174***	0,027***
secondaire second cycle	-0,642	-0,358	9,973***	0,054***	0,136***	0,044***
supérieur	référence					
Expérience	0,024***	0,002***	0,004	0,045	0,049***	0,072***
Expérience ²	-0,002***	-0,107***	-0,001	-0,008***	-0,141	-0,009
Statut matrimonial						
célibataire	1,703**	-0,469	19,414	0,773	4,534***	0,085
marié	2,927***	-0,308	17,682	0,655	6,027***	0,138
union libre	référence					
Charges familiales	0,398	0,090***	-0,753*	0,031*	1,593***	0,111***
Travail après 22 heures						
quelque fois	référence					
très souvent	0,127***	0,420***	0,371***	0,045*	1,498***	0,836***
jamais	0,015	0,281	0,192	0,052	0,371	0,467
Travail permanent ou à temps partiel						
permanent	0,745	0,521	-0,0142***	-0,052***	0,224***	0,341***
à temps partiel	référence					

Variable dépendante	Statut professionnel dans le métier (référence égale à 1 pour la catégorie des transporteurs propriétaires)					
	transporteurs titulaires		transporteurs mercenaires		transporteurs en contrat-vente	
Variables indépendantes	coefficients	effets marginaux	coefficients	effets marginaux	coefficients	effets marginaux
Exercice d'un emploi secondaire						
oui	-0,031	-0,003	0,023**	0,157***	-0,078	0,043***
non	référence					
Occupation avant mototaxi						
sans emploi	0,922***	0,533***	0,968	0,015	0,452**	0,110***
petits métiers informels	0,576**	0,209**	0,549***	0,126***	-0,599***	-0,228***
emploi formel public	référence	0,978	-0,283*	-0,016	-0,304	-0,211
emploi formel privé	0,350	0,333**	0,618***	0,342***	-0,600***	-0,163***
élève/étudiant	0,980***					
Région d'étude						
centre	1,831*	-0,404	9,282	0,472	2,793**	-0,151
littoral	référence					
Zone d'étude						
urbaine	0,241***	0,424***	0,184****	0,253***	0,224***	0,091***
rurale	référence					
Constante	-3,462		-47,564		-1,238	
Number of observations	1252		Prob > chi²		0,0000	
LR chi ² (75)	1389,67		Pseudo R²		0,685	

Note : Seuil de significativité (*), (**), (***) représentent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1%.

Source : élaboration propre.

segment des transporteurs titulaires et mercenaires. Au contraire, la tendance est à la baisse pour ce qui est du choix du segment des transporteurs en contrat-vente.

À ce niveau, il faut reconnaître qu'un individu qui exerce une activité rémunératrice aura tendance à préférer le statut qui n'a pas d'impact direct sur son premier emploi, ou qui lui donne la possibilité de travailler temporairement dans une autre activité lorsque l'opportunité se présente. Par conséquent, un travailleur pourrait abandonner son emploi principal pour se concentrer à celui de transporteur titulaire si celui-ci lui accorde plus d'avantage que cette profession. Le fait d'être employé dans le secteur privé formel n'a pas d'effet significatif sur la probabilité d'exercer l'activité de transport par motorcycle. On peut également constater que la probabilité d'être transporteur par motorcycle en tant que titulaire pour un individu ayant été élève ou étudiant se justifie plus par la recherche de moyens de financement que par la recherche d'un emploi plus lucratif.

Les élèves éprouvent des préférences pour le segment des transporteurs mercenaires en raison du caractère éphémère ou occasionnel du travail dans cette profession, car elle permet la conciliation avec leurs activités éducatives. Par contre, ces individus reprochent le choix du segment des transporteurs en contrat-vente, parce que ce dernier implique plus de responsabilité dans l'exécution du contrat de travail, il ne permet donc pas de concilier le travail avec les études scolaires.

3.3. Estimation de l'équation du revenu des transporteurs par motorcycle

Comme cela est perceptible dans le tableau 4, l'influence de l'âge sur le revenu des transporteurs est croissante et concave. Si l'âge constitue une variable de premier plan sur la hausse du revenu des transporteurs par motorcycle, il indique que pour tout nouvel anniversaire, le revenu des transporteurs par motorcycle a tendance à augmenter de 0,18%. Ce revenu va s'accroître jusqu'à l'âge de 45¹⁰ ans. Toute année supplémentaire de travail au-delà de 45 ans se traduit par une diminution dudit revenu. Cette influence de l'âge sur le revenu est toutefois très éloignée des 7,7% de Tsafack-Nanfosso et Zamo-Akono (2009) pour ce qui est du revenu des migrants.

La possession d'un permis de conduire de catégorie « A » accroît au seuil de 1% le revenu des transporteurs par motorcycle. Comparativement à un transporteur qui n'en possède pas, le fait de l'avoir peut induire une hausse du revenu de l'ordre de 0,02%. En effet, ce permis accorde à son détenteur une formation supplémentaire

¹⁰ L'estimation de l'âge des transporteurs est faite sur la base d'une fonction de type non linéaire dans l'optique de capter son influence maximale sur le revenu. Dès lors, il est question de calculer la dérivée de l'équation : $f(\text{âge}) = 0,018\text{âge} - 0,02 \frac{\text{âge}^2}{100}$. D'où $f'(\text{âge}) = 0,018 - 0,002 \cdot 2 \frac{\text{âge}}{100} = 45 \text{ ans}$.

mais aussi plus de sérénité au travail. Les transporteurs qui n'en ont pas lors de contrôles sont exposés aux arrêts de travail pour échapper à la répression administrative et policière et au paiement des pénalités en cas d'interpellation. Le paiement des pénalités et les arrêts de travail qui en découlent permettent de lever en partie le voile sur la baisse du revenu notamment pour les transporteurs sans permis « A ».

Le temps de travail influence positivement et significativement le revenu des transporteurs par motocycle avec un coefficient significatif au seuil de 1%. L'influence du temps de travail sur le revenu traduirait le fait qu'un accroissement du temps de travail de 1% est susceptible d'augmenter le revenu de 0,18%. Dans cette activité, il est possible d'admettre le slogan : « plus on travaille, plus on gagne », étant donnée l'impossibilité de tirer au flanc, il semble opportun pour tout type de transporteur d'accroître son temps de travail pour espérer une hausse substantielle de son revenu. Le temps de travail peut donc être considéré comme une variable d'intérêt qui accroît le revenu des transporteurs par motocycle.

L'expérience est positive et significative alors que son carré est négatif et non significatif au seuil de 10%. Si ce résultat converge vers les prédictions de la théorie économique, il montre que le supplément d'expérience acquis par le transporteur chaque mois pourrait accroître son revenu de l'ordre de 0,47% avec une évolution à un taux décroissant de ce revenu. S'il existe une relation en cloche liant le nombre de mois passé dans l'exercice de l'activité de transport par motocycle et le niveau de rémunération des transporteurs, elle est non significative. Mincer (1993) montre que des capacités productives peuvent être acquises en dehors du cadre formelle de l'éducation et justifier ainsi le recours à l'expérience professionnelle.

Pour le statut professionnel dans le métier, on peut remarquer par rapport aux transporteurs propriétaires, que le fait d'être transporteurs titulaires pourrait accroître le revenu de 0,42%. La significativité pourrait être expliquée, pour les transporteurs en contrat-vente par le poids de la recette, vu que ces derniers utilisent des engins avec option d'achat, une partie de leur revenu est donc incorporée dans la recette qui est remise au propriétaire de l'engin. Pour les mercenaires, l'absence de significativité peut provenir du caractère éphémère et trop incertain de la relation de travail avec le propriétaire ou le titulaire de l'engin.

Si le temps de travail aux heures normales (travail diurne) apporte quelques clarifications à la hausse des gains des transporteurs, le travail aux heures tardives entendues comme le travail après 22 heures est capital dans l'augmentation de ces gains. On note ainsi que par rapport aux transporteurs qui travaillent de manière temporaire, il est possible, pour ceux qui travaillent régulièrement au-delà de leur temps de travail, une augmentation de 1% conduisant à un accroissement de leur revenu de 0,83%. Cette hausse du revenu, qui peut être attribuée à la prime de risque vient étayer la théorie des différences compensatoires selon laquelle les mauvaises conditions de travail s'accompagnent des salaires plus élevés (Rosen, 1986). Les employés reçoivent une prime de compensation salariale à partir du moment où

Tableau 4. Résultat de la régression du modèle de Mincer (1974) corrigé

Variable		Coefficients	t-Student	P > z
variable dépendante		ln revenu		
Âge		0,018***	3,09	0,000
Âge ² /100		-0,002***	3,11	0,000
Possession du permis « A »	oui	0,002***	2,93	0,001
	non	référence		
Éducation	sans éducation	1,195***	4,46	0,000
	primaire	0,443*	1,67	0,014
	secondaire premier cycle	0,497*	2,36	0,018
	secondaire second cycle	0,218***	4,17	0,000
	supérieur	référence		
Expérience		0,0047*	1,77	0,001
Expérience²		-0,021	-1,62	0,745
Statut professionnel dans le métier				
	propriétaire	référence	6,74	0,000
	titulaire	0,042***	0,76	0,158
	mercenaire	-0,039	3,94	0,000
	transporteurs en contrat-vente	0,054***		
Travail après 22 heures	quelque fois	référence	2,88	0,000
	très souvent	0,083***	1,20	0,088
	jamais	0,407		
Travail permanent ou à temps partiel				
	permanent	0,824***	5,72	0,000
	a temps partiel	référence		
Exercice d'un emploi parallèle	oui	-0,285***	3,521	0,000
	non	référence		
Zone d'étude	urbaine	0,164	1,01	0,010
	rurale	référence		
Région d'étude	centre	0,420***	2,97	0,000
	littoral	référence		
Lambda (Inverse du ratio de Mills)		2,637***	4,41	0,000
Constante		8,0166***	10,96	0,000
Number of observations		1252		
Wald chi ² (12)		1193,24		
Prob > chi ²		0,000		
R ²		0,633		
Root MSE		0,295		

Note : Seuil de significativité (*), (**), (***) représentent respectivement la significativité à 10%, 5% et 1%.

Source : élaboration propre.

ils donnent leur accord pour un emploi dont les caractéristiques non monétaires sont indésirables. La significativité de 1% du revenu des transporteurs de la région du Centre comparativement à celle de la région du Littoral peut se trouver dans les différences de relief fait de montagnes dans la région du Centre, nécessitant une augmentation du prix à payer par les voyageurs.

3.4. Estimation de l'offre de travail des transporteurs par motocycle

À la lecture du tableau 5, nous constatons que, le temps de travail peut être accru de 2,2% au fur et à mesure que l'âge des transporteurs augmente. L'âge influence donc positivement et significativement l'offre de travail des transporteurs. Toutefois, à partir de 43,7 ans, l'offre de travail devient décroissante pour toute année supplémentaire. Ce résultat confirme celui obtenu par Ehebrecht et al. (2018) qui indiquent que les transporteurs par motocycle sont en général jeunes avec une large proportion des individus dont l'âge est inférieur à 30 ans.

L'éducation exerce une influence positive et significative sur le temps de travail d'un transporteur. Sur le plan théorique relatif au capital humain, l'influence de l'éducation sur la décision de travailler dérive du fait qu'un stock de capital humain supplémentaire devrait accroître le revenu futur des travailleurs. Cette approche théorique est confirmée par ces résultats. L'offre de travail des transporteurs pourrait donc atteindre 0,7% en fonction de la dernière classe fréquentée par le transporteur par motocycle.

Le statut matrimonial a un impact positif et significatif sur le temps de travail des transporteurs. Le constat est donc clair, en référence aux transporteurs vivant en union libre, le temps de travail des transporteurs pourrait être accru de 17,9% pour les transporteurs mariés sous le régime monogamique. L'importance des dépenses liées à la vie en couples notamment pour les hommes pourraient être l'explication à cette hausse du temps de travail.

La possession d'un permis de conduire de catégorie « A » nous permet de voir qu'elle entraîne un effet positif et significatif sur le temps de travail. Par rapport aux transporteurs qui n'en possèdent pas, il est possible de remarquer que la possession du permis « A » pourrait accroître le temps de travail de 4,6%. Un capital humain supplémentaire non seulement il aurait pour effet d'augmenter le revenu, il apporte aussi des explications à la hausse du temps de travail. La théorie du capital humain s'en trouve ainsi justifiée.

S'agissant du statut socioprofessionnel du transporteur, bien qu'il soit significatif, on observe une différence de temps de travail selon que le transporteur est propriétaire, titulaire, mercenaire ou transporteur en contrat-vente. Ainsi, par rapport aux transporteurs propriétaires, les transporteurs en contrat-vente travailleraient jusqu'à 4,7 % plus d'heures de travail par semaine.

Tableau 5. Estimation Heckman en deux étapes de l'équation du temps de travail des transporteurs par motocycle corrigée du biais de sélection.

Variables	Coefficients	t-Student	Probabilité
variable dépendante	durée du travail en fonction de l'intensité		
Âgedu transporteur	0,022***	3,15	0,002
Possession du Permis « A »	oui non	0,046*** référence	3,68 0,000
Statut matrimonial	célibataire marié union libre	0,123* 0,179*** référence	1,92 7,07 0,000
Charges familiales		0,714***	4,47 0,000
Statut professionnelle dans le métier	transporteur propriétaire transporteur titulaire transporteur mercenaire transporteur en contrat-vente	référence 0,075*** -0,035 0,047***	3,29 1,72 4,99 0,000
Travail aux heures tardives	quelques fois oui, très souvent non, jamais	référence 0,530*** -0,055*	3,79 1,94 0,000 0,052
Travail permanent ou à temps partiel	permanent a temps partiel	0,192*** référence	8,10 0,000
Exercice d'un emploi secondaire	oui non	-0,019*** référence	4,34 0,000
Occupation avant moto-taxi	sans emploi petits métiers informels emploi formel public emploi formel privé élève/étudiant	0,209*** 0,150*** référence 0,048 0,114***	7,50 5,20 1,44 9,59 0,000
Région d'étude	centre littoral	-0,010 référence	-1,14 0,253
Zone d'étude	urbaine rurale	0,031 référence	1,64 0,308
Ln (revenu) corrigé		0,088***	6,85 0,000
Constante		-0,325***	-3,20 0,001
Lambda (Inverse du ratio de Mills)		0,729	0,479 0,284
Nombre d'observations		1252	
Wald chi ² (24)		11075,30	
Prob > chi ²		0,0000	

Note : Seuil de significativité : 1% (***), 5% (**) et 10% (*). Lambda correspond à l'inverse du ratio de Mill qui corrige le biais de sélectivité.

Source : élaboration propre.

Le travail aux heures tardives constitue un déterminant majeur de l'offre de travail des transporteurs par motocycle vu la significativité positive qui y est attachée. Ce résultat montre que, si le temps de travail des transporteurs qui ne travaillent jamais aux heures tardives a une tendance à la baisse par rapport aux transporteurs qui travaillent quelques fois aux heures tardives, les transporteurs qui travaillent très souvent après 22 heures ont jusqu'à 3% d'heures de travail en plus. Si le travail aux heures tardives trouve une explication dans les études de Devetter (2002) à propos des horaires atypiques¹¹, Forgeot (1997) souligne qu'en dehors de la scolarité et l'expérience qui sont traditionnellement retenues, diverses caractéristiques à l'instar du travail à temps plein, à temps partiel, du travail de nuit ou du week-end peuvent être mobilisées pour expliquer le temps et que le revenu des travailleurs.

On constate que les transporteurs par motocycle qui travaillent de façon permanente ont un temps de travail 3% plus élevé que ceux qui ne travaillent qu'à temps partiel. Cela signifie que les transporteurs qui souhaitent accroître leur temps de travail devraient exercer leur métier de transporteur par motocycle de façon permanente étant donné que cette activité qui s'inscrit dans une optique de stratégie de survie devrait s'accompagner d'un revenu plus élevé.

L'occupation des individus avant le transport par motocycle agit positivement sur le temps de travail des transporteurs. En référence aux transporteurs formellement employés dans le secteur public, le statut antérieur des transporteurs permet de montrer que le temps de travail pourrait s'accroître de 20,9% pour les transporteurs sans emploi, de 15% pour les transporteurs ayant exercé des petits métiers et de 11,4% pour les élèves. Si certaines explications à la hausse de ce temps de travail peuvent se trouver dans le tableau 1, le statut antérieur pourrait contribuer à la justification des travaux de Lazear (2004) sur la sélection des transporteurs.

Le revenu a un coefficient positif et significatif, ce qui veut dire qu'une variation à la hausse du revenu d'un conducteur et du nombre de passagers se traduirait sensiblement par une augmentation de son temps de travail. Ainsi donc, un revenu supplémentaire serait dû à la hausse du temps de travail de 8,8%. Le revenu est donc une variable d'intérêt qui stimule la hausse du temps de travail des transporteurs par motocycle. L'exercice d'un emploi secondaire baisse significativement l'offre de service de transport par motocycle. Contrairement à ceux qui n'exercent que le transport par motocycle comme activité rémunératrice, on peut constater que l'exercice d'un emploi parallèle diminue le temps de travail relatif à l'offre de service de transport par motocycle de 1,9% par semaine.

¹¹ On entend par horaires atypiques toutes situations où des personnes travaillent à des périodes habituellement réservées au temps familial ou au repos : travailler le matin (avant 8 heures), en soirée (après 18 heures), le samedi et/ou le dimanche. La préoccupation liée aux horaires atypiques porte sur l'idée que l'acceptation d'une disponibilité atypique renvoie généralement à l'acceptation d'une pénibilité supplémentaire (Devetter, 2002).

Conclusion et recommandations

Au Cameroun, le problème de l'emploi des jeunes est réel et demeure préoccupant. Plusieurs d'entre eux ont actuellement recours au transport par motocycle comme moyen de survie. Ceci dit, cette étude examinait le comportement d'offre de travail des transporteurs par motocycle en se concentrant sur leur offre de travail de même que sur leur perspective de revenu. Le constat laisse transparaître que la possibilité de travailler à tout moment motive les individus à poursuivre cette activité avec plus d'intensité. Cette activité, qui peut être exercée à tout moment avec les perspectives de revenus élevées, gagne en importance et offre aux conducteurs un nombre infini de plages horaires exploitables. En raison du caractère informel de cette activité, l'offre de travail permet aux transporteurs de dépasser le cadre restreint des clivages travail de jour et travail aux heures tardives, puis, travail à temps plein et travail à temps partiel pour s'appesantir sur un travail à des horaires atypiques. Cette dernière approche explique donc l'incidence de la liberté et de la flexibilité du temps de travail sur la hausse du volume horaire de travail, ainsi que sur le revenu du travail des transporteurs par motocycle.

Le transport par motocycle constitue aujourd'hui un élément essentiel de l'économie et une panacée pour le chômage des jeunes, un effort coordonné entre les agences gouvernementales et les personnes impliquées est nécessaire pour améliorer ce secteur d'activité. Il faudra en plus insister sur la possession du permis « A » en plus de l'organisation des séminaires par les communautés afin de sensibiliser sur les risques du métier. La faiblesse du revenu, la forte exposition aux effets météorologiques, en plus de longues journées de travail pourraient justifier la mise sur pied d'une couverture santé spécifique adressée aux transporteurs par motocycle.

References

- Agossou, N. S. A. (2003). La diffusion des innovations: L'exemple des zemijan dans l'espace béninois. *Cahiers de Géographie du Québec*, 47(130), 101–120.
- Amuedo-Dorantes, C., Arenas-Arroyo, E., & Sevilla, A. (2020). Labor market impacts of states issuing of driver's licenses to undocumented immigrants. *Labour Economics*, 63, 101–115.
- Bancelé, A. (1998). Les transports urbains dans les villes côtières du Bénin: Rôle des taxis moto zemijan dans le développement socio-économique de Ouidah. *Annales FLASH/UNB*, (6), 153–169.
- Baudelot, C., & Gollac, M. (1993). Salaires et conditions de travail. *Economie et Statistique*, 265, 65–84.
- Boudarbat, B., & Gontero, S. I. (2008). Offre de travail des femmes mariées immigrantes au Canada. *L'Actualité Économique*, 84(2), 129–153.

- Bourguignon, F., Fournier, M., & Gurgand, M. (2007). Selection bias corrections based on the multinomial logit model: Monte-Carlo comparisons. *Journal of Economic Surveys*, 21, 174–205.
- BUCREP. (2017). *Rapport national sur l'état de la population: Activité des moto-taxis dans les chefs-lieux de régions du Cameroun*. Bureau Central des Recensements et Études de Population.
- Cantorea, C., Ferroni, F., & León-Ledesmac, M. A. (2017). The dynamics of hours worked and technology. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 82, 67–82.
- Chou, Y. K. (2002). Testing alternative models of labour supply: Evidence from taxi drivers in Singapore. *Singapore Economics Review*, 47(01), 17–47.
- Devetter, F. X. (2002). La régulation des temps de travail atypiques: Entre allocation hiérarchique et transaction. *Travail et Emploi*, 92, 57–69.
- Diaz, L., O., Plat D., Pochet P., & Sahabana, M. (2010). Entre contraintes et innovation: Évolutions de la mobilité quotidienne dans les villes d'Afrique subsaharienne. *Espace Populations Sociétés*, 2–3, 337–348.
- Doulet, J. F. (2005). La mobilité urbaine en Chine. *L'information Géographique*, 69(1), 55–65.
- EESI 2. (2010). *Deuxième enquête sur l'emploi et le secteur informel au Cameroun*. Institut National des Statistiques du Cameroun.
- Ehebrecht, D., Heinrichs, D., & Lenz, B. (2018). Motorcycle-taxis in sub-Saharan Africa: Current knowledge, implications for the debate on “informal” transport and research needs. *Journal of Transport Geography*, 69, 242–256.
- Farber, H. (2015). Why you can't find a taxi in the rain and other labor supply lessons from cab drivers. *Quarterly Journal of Economic*, 130(4), 1975–2026.
- Fehr, E., & Goette, L. (2007). Do workers work more if wages are high? Evidence from a randomized field experiment. *American Economics Review*, 97(1), 298–317.
- Forgeot, G. (1997). Les salaires d'embauche des jeunes: L'influence du statut au premier emploi. *Economie et Statistique*, 304–305, 95–107.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47, 153–162.
- Keutcheu, J. (2015). Le fléau des motos-taxis: Comment se fabrique un problème public au Cameroun. *Cahiers d'Études Africaines*, 55(219), 509–534.
- Lazear, E. P. (2004). Salaire à la performance: Incitation ou sélection? *Économie et Prévision*, 3–4(164), 17–25.
- Lesueur, J., & Sabatier, M. (2008). *Microéconomie de l'emploi: Théories et applications*. De Boeck.
- Mincer, J. (1974). The human capital earnings function. In *Schooling, experience, and earnings* (pp. 83–96). National Bureau of Economic Research.
- Mincer, J. (1993). Wage changes in job changes. In *Studies in human capital* (pp. 184–211). Edward Elgar Publishing.
- Mowri, S., & Bailey, A. (2024). Riding the change: Exploring women's navigation of risk and respectability through two-wheeler mobility in Dhaka. *Journal of Transport Geography*, 117, 103888.

- Olvera, L. D., Guézéré, A., Plat, D., & Pochet, P. (2016). Earning a living, but at what price? Being a motorcycle taxi driver in a sub-Saharan African city. *Journal of Transport Geography*, 55, 165–174.
- Reigner, H., Hernandez, F., & Brenac, T. (2009). Circuler dans la ville sûre et durable: Des politiques publiques contemporaines ambiguës, consensuelles et insoutenables. *Métropoles*, (5), 1–38.
- Rosen, S. (1986). The theory of equalizing differences. In O. Ashenfelter & R. Layard (Eds.), *Handbook of labor economics* (pp. 641–692). Elsevier.
- Sun, H., Wang, H., & Wan, Z. (2019). Model and analysis of labor supply for ride-sharing platform forms in the presence of sample self-selection and endogeneity. *Transportation Research Part B*, 125, 76–93.
- TRANSTAT. (2014). *Annuaire statistique des transports*. Edition officielle, Ministère des Transports.
- TRANSTAT. (2023). *Annuaire statistique des transports*. Edition officielle, Ministère des Transports.
- Tsafack-Nanfosso, R. A., & Zamo-Akono, C. M. (2009). Migration and wages differentials in urban Cameroon. *Research in Applied Economics*, 1(1), 1–20.
- Villar, D. (2024). Giorgio Blundo & Assogba Guézéré, eds, Géotransports, 2022, 17–18: La motocyclette dans tous ses états en Afrique. *L'Homme. Revue Française d'Anthropologie*, 250, 152–156.

Analyse de l'efficacité technique de la production de l'oignon dans les régions d'Agadez et de Tahoua au Niger

Analysis of the technical efficiency of onion producers in Agadez and Tahoua regions of Niger

Abdoul Bassidou MAHAMAN YAOU¹

Université Djibo Hamani (UDH), Tahoua, Niger
Laboratoire d'analyse et de recherche sur le Développement économique et social
mabdoulbassidou02@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0001-7311-2842>

Mahaman Laouan ABOUBE²

Université Abdou Moumouni, Niger, Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
aboube6@yahoo.fr
<https://orcid.org/0009-0000-5370-6021>

Abstract

Purpose: In this article, the technical efficiency of onion producers in Agadez and Tahoua regions is analysed using two methods: data envelopment analysis (DEA) and stochastic frontier analysis (SFA).

Design/methodology/approach: Data were collected in two waves: in Agadez region in 2016 on 119 farmers and in Tahoua region in 2021 on 136 farmers. A sample of 255 producers was constituted and analysed as a whole. We thus compared the outcome of the SFA which is stochastic parametric to those of the DEA which is non-parametric deterministic.

Findings: The results of the SFA model revealed that the average onion output can increase by 37% if the farmers could correctly use the production technology. They also reveal that the most effective inputs of onion production in Niger are labour, fertilisers and land size. We concluded from the two models that the average farmer in these two regions can reduce his production costs by 31.12% (SFA) and 28.1% (DEA) respectively depending on the considered analytical model. Among other things, technical efficiency is highly influenced by extension visits, education, age of the farmers and regional factors.

¹ BP : 225, Tahoua, Niger.

² BP : 10 896, Niamey, Niger.

Originality/value: Improving the technical efficiency of onion farmers in Niger improves food security and social stability by combating inequalities. This would amount to intensifying and modernising agricultural extension services to disseminate good agricultural practices among farmers.

Keywords: DEA, SFA, technical efficiency, onion.

Résumé

Objectif : Dans cet article, l'efficacité technique des producteurs d'oignon des régions d'Agadez et de Tahoua est analysée suivant deux méthodes : l'analyse par enveloppement des données (DEA) et l'analyse par les frontières stochastiques (SFA).

Conception/méthodologie/approche : Les données ont été collectées en deux temps : en 2016 au niveau de la région d'Agadez sur 119 producteurs et en 2021 au niveau de la région de Tahoua sur 136 producteurs. Au total, un échantillon de 255 producteurs a été constitué et analysé. Nous avons ainsi comparé les résultats du SFA qui est paramétrique stochastique à ceux du DEA qui est non paramétrique déterministe.

Résultats : Les résultats du modèle SFA ont révélé que la production moyenne de l'oignon peut augmenter de 37% si les producteurs pouvaient utiliser correctement la technologie de production. Ils révèlent également que les plus importants facteurs de production de l'oignon au Niger sont, la main-d'œuvre, les engrais et les superficies cultivables. On conclut à partir des deux modèles que le producteur moyen dans ces deux régions peut réduire ses coûts de production respectivement de 31,12% (SFA) et 28,1% (DEA) selon donc le modèle considéré. Entre autres choses, l'efficacité technique est très influencée par les visites de vulgarisation, l'éducation, l'âge des producteurs et les facteurs régionaux.

Originalité/valeur : Améliorer l'efficacité technique des producteurs d'oignon au Niger améliore la sécurité alimentaire, et la stabilité sociale en luttant contre les inégalités. Cela reviendrait à intensifier et moderniser les services de vulgarisation agricole pour diffuser les bonnes pratiques agricoles entre les producteurs.

Mots-clés : DEA, SFA, efficacité technique, oignon.

JEL classification : D24, D61, E23, Q16, Q18.

Introduction

Avec une production annuelle d'oignon estimée à 560 782 tonnes, le Niger en est le deuxième producteur de l'Afrique de l'Ouest après le Sénégal qui a une très forte demande interne (D'Alessandro & Soumah, 2008). L'oignon est la première culture maraîchère et l'un des premiers produits d'exportation du Niger (Abdoulkadri et al., 2019). En effet, 65% de la production de ce produit est exporté vers les pays de l'Afrique de l'Ouest, plus particulièrement au Ghana et en Côte d'Ivoire. Elle rapporte une valeur monétaire de l'ordre de 49 Milliards de FCFA (Abdoulkadri et al., 2019). La filière oignon au Niger contribue de façon prépondérante à la

création d'emplois directs et indirects, mais aussi à la lutte contre la pauvreté. Cette filière procure l'essentiel de la subsistance pour 10% de la population nigérienne (Netherland Enterprise Agency, 2019 ; Simone et al., 2010).

Les régions de Tahoua et d'Agadez sont les deux plus grands sites de production d'oignon au Niger avec respectivement 40 387 exploitants et plus de 5574 hectares exploités à Tahoua à la saison 2000–2001 (Assane Dagna, 2006) et plus de 17 000 exploitants et 2000 hectares de superficie irriguée à Agadez en saison pluvieuse 2018 (Ministère de l'Agriculture, 2019). Ainsi, les seules régions de Tahoua et d'Agadez contribuent pour 74% à la production nationale d'oignon (Elena, 2011). Dans ces deux régions du Niger, l'oignon participe particulièrement à la lutte contre l'exode rural, la réduction de la pauvreté, mais aussi au maintien de la stabilité sociopolitique en luttant contre les rébellions armées fréquentes dans ces régions (Abdoulkadri et al., 2019 ; Haoua et al., 2024).

Cependant, la production d'oignon en Afrique en général, et au Niger en particulier est confrontée à un problème de faibles productivités. Les rendements moyens de récolte de ce produit en Afrique sont les plus bas au monde, plus de 16% en dessous de la moyenne mondiale de 20 tonnes / hectare (D'Alessandro & Soumah, 2008). Dans le cas du Niger, Mano et al. (2007), liaient les problèmes de faibles productivités de ce produit à une insuffisance de formation technicoéconomique, mais aussi au manque d'efficacité de leurs techniques d'irrigation. Ainsi, améliorer l'efficacité de la filière oignon au Niger peut potentiellement avoir des effets socioéconomiques importants et améliorer le bien-être d'une importante frange de la population. A ce jour, il n'existe pas encore d'étude qui s'est intéressée à une analyse coût-efficacité de la production d'oignon au Niger ou dans la sous-région Ouest Africaine.

Ce papier vise à analyser l'efficacité technique du système de production d'oignon dans les régions d'Agadez et de Tahoua au Niger. De façon spécifique, il s'agit de calculer les scores d'efficacité technique des producteurs de ces deux régions et d'identifier les facteurs qui influencent cette efficacité technique.

La suite de ce papier est structurée comme suit : il est présenté d'abord le cadre conceptuel, puis les données empiriques utilisées dans ce travail. Après l'analyse des données, les résultats de l'analyse sont présentés et enfin la conclusion et les recommandations.

1. Cadre conceptuel

L'efficacité technique s'évalue selon deux approches, la méthode paramétrique et non paramétrique. La première est l'approche économétrique qui utilise les frontières stochastiques de production (SFA). Elle a été introduite par Aigner et al. (1977) et Meeusen et Broeck (1977). Elle est paramétrique et permet de calculer les scores de l'efficacité technique par rapport à une frontière de production définie

par une technologie (fonction de production). La spécification de cette méthode permet d'estimer en une étape les scores de l'efficacité technique de chaque firme, mais aussi les paramètres de l'inefficience.

La seconde approche qui est non paramétrique est la programmation mathématique appelée analyse par enveloppement des données ou encore *data envelopment analysis* (DEA). C'est une méthode à deux étapes qui permet d'estimer l'efficacité technique de chaque firme par rapport à la firme la plus efficiente (Hekmatnia et al., 2019).

Étant donné les avantages et inconvénients de ces deux modèles, les utiliser conjointement et comparer leurs résultats à partir des mêmes données serait d'une aide précieuse pour l'implication des résultats en termes de politique économique.

La méthode comparative a fait l'objet de nombreuses applications en matière de production agricole. C'est ainsi qu'au Bangladesh, Wadud et White (2000) avaient comparé les efficacités techniques obtenues à partir des modèles DEA et SFA des producteurs du riz. Ils ont trouvé que l'efficacité technique moyenne obtenue à partir du modèle SFA est supérieure à celle du DEA sous hypothèses des rendements d'échelle constants, mais inférieure à celle obtenue pour le DEA sous hypothèses des rendements d'échelle variables.

Latruffe et al. (2004) ont analysé l'efficacité technique et ses déterminants pour les fermes agricoles et d'élevage en utilisant un panel. Ils ont trouvé qu'en moyenne les fermes spécialisées dans l'élevage sont techniquement plus efficaces que celles agricoles. Les efficacités techniques moyennes estimées à partir du DEA sont inférieures à celles estimées par le SFA avec des coefficients de corrélations positifs et significatifs dans les deux modèles.

1.1. Le mode le des frontières stochastiques

Le modèle des frontières stochastiques de production est un modèle bien adapté à la production agricole du fait qu'il prend en compte son caractère aléatoire, mais aussi qu'il estime en une seule étape les scores d'inefficience technique et les coefficients de ses déterminants. Cependant, ce modèle présume l'utilisation, et donc le choix d'une forme fonctionnelle de la technologie de production (Cobb Douglass, Trans-log, C.E.S.). Le modèle est spécifié pour des données en coupe instantanées comme suit :

$$Y_t = f(x_i; \beta) \cdot \exp(v_i) \cdot \exp(-u_i) \quad (1)$$

où $i = 1, 2, 3, \dots, N$ avec v_i et u_i par hypothèse indépendants ; Y_t est le niveau de production possible de l'individu i ; x_i un vecteur d'intrants utilisés par i ; β un vecteur de paramètres à estimer ; v_i est le terme aléatoire à moyenne nulle et variance constante [$v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$]. Il est associé aux facteurs aléatoires (erreurs de mesure

dans la production, effets climatiques, effets naturels, etc.). Le terme aléatoire v_i peut être positif (conditions favorables à l'activité) ou négatif (conditions défavorables).

u_i est un terme d'erreur spécifique au producteur ou à l'unité de production, et qui représente son niveau d'inefficience. Ce terme peut suivre plusieurs distributions comme la loi normale positive, une distribution tronquée, une distribution gamma, une loi exponentielle. Selon Coelli et al. (2005), les valeurs estimées des élasticités et les effets du changement technique sont plus robustes avec la distribution normale positive et la distribution exponentielle. Nous avons ainsi utilisé dans ce travail une distribution normale positive [$u_i \sim N(0, \sigma_u^2)$] pour estimer les effets de l'inefficience (Biswas et al., 2021 ; Dagar et al., 2021).

1.2. Le modèle d'analyse par enveloppement de données (DEA)

La méthode de l'analyse par enveloppement des données (DEA) ne présume pas une forme fonctionnelle. Elle utilise la programmation mathématique pour construire une frontière de la technologie et des bonnes pratiques productives à partir des données. En même temps, elle estime la distance par rapport à cette frontière pour chaque observation dans la base de données (Coelli et al., 2005). Cette méthode a été introduite par Charnes et al. (1978) avec une orientation input et des rendements d'échelles constants (CRS). Plus tard, les chercheurs comme Färe et al. (1983) et Banker et al. (1984) ont introduit un modèle avec des rendements d'échelles variables (VRS) dans la littérature du DEA.

Simar et Wilson (2007) a proposé deux algorithmes permettant d'estimer la seconde étape du modèle DEA. Dans ce document, nous avons utilisé le premier algorithme de Simar et Wilson (2007) pour estimer les effets d'inefficience du modèle DEA.

2. Présentation des données

La base de données pour ce travail a été collectée en deux temps en utilisant un échantillonnage mixte. Tout d'abord, les deux régions, Tahoua et Agadez, ont été sélectionnées car étant les deux plus grands sites de production d'oignon au Niger (échantillonnage ciblé). Dans la deuxième étape, un échantillonnage multi-niveau a été utilisé pour sélectionner les départements, communes et villages. Enfin, dans la troisième étape, une procédure d'échantillonnage systématique à intervalle périodique fixe a été utilisée pour sélectionner les répondants aux entretiens, donnant à chaque producteur la même chance de participer à la collecte des données.

La première phase de la collecte a eu lieu dans la région d'Agadez, organisée par le cabinet Agro-Business Services (ABS) implanté dans la région d'Agadez. Elle

a bénéficié de l'assistance et de l'expérience de la Direction régionale de la Centrale d'Approvisionnement en Intrants et Matériels agricoles (CAIMA) d'Agadez. L'enquête s'est réalisée du 06 au 20 décembre 2016 et a concerné 119 producteurs d'oignon au niveau de trois départements d'Agadez à savoir Taballot, Dabaga et Tchirozérine. La deuxième a été conduite dans la région de Tahoua entre Juillet et août 2021 et a concerné 136 producteurs dans quatre communes de la région, à savoir Tahoua 1, Kalfou, Bermo et Bambaye sélectionnées de façon aléatoire. Au total un échantillon de 255 producteurs a été analysé.

Les variables de notre modèle sont, le niveau de production mesuré par le nombre de sacs de 50 kg récolté par l'unité de production, la main d'œuvre utilisée, mesurée en nombre d'homme jour avec un homme/jour égale huit heures de travail d'adulte, les quantités d'engrais chimiques et de semences en kg utilisés par l'unité de production, la superficie de terre en hectares du producteur, le volume en litres de pesticides utilisés, le rendement à l'hectare de l'unité de production, l'âge et le niveau d'instruction du producteur. Le tableau 1 présente les statistiques descriptives des variables du modèle pour les deux régions.

Tableau 1. Statistiques descriptives des variables quantitatives

Variable	Unité de mesure	Moyenne	Écart type	Min	Max
Production	sacs de 50 kg	156	7772,132	500	56 900
Main d'œuvre utilisée	homme/jour	449	420,74	10	2440
Engrais chimique	kg	370,6	1024,6	25	13 000
Semence	kg	15,32	15,93	1	150
Superficie	hectares	1,47	1,02	0,333	12
Pesticide (litres)	litres	9,58	19,8	0,25	288
Âge	années	43	10,88	22	73
Niveau d'instruction	années	4,38	3,32	0	13
Rendements à l'hectare	tonnes/ha	27,91	21872,27	1,66	150
Service de vulgarisation	1 = oui	0,16	0,37		

Source : élaboration propre à partir des données d'enquête.

3. Résultats et interprétations

3.1. Le modèle des frontières stochastiques (SFA)

Les résultats économétriques des scores d'efficacité technique du modèle de frontière stochastique de production avec la technologie Cobb-Douglass sont présentés dans le tableau 2. Le score moyen d'efficacité technique est de 63,01%. Cela signifie que la production moyenne de l'oignon peut augmenter de 36,99% si les producteurs

des deux régions utilisent correctement la technologie de production (Elena, 2011). De même, le producteur moyen peut bénéficier d'une réduction dans les coûts de 31,12% ($1 - (63,01/91,49)$) s'il arrive à atteindre le niveau de production de l'individu le plus performant (Bravo-Ureta & Pinheiro, 1997). Les scores d'efficacité techniques varient entre 9,78% et 91,49%, témoignant une grande variabilité dans l'utilisation d'intrants. On constate que dans les deux régions plus de 20% des producteurs ont une efficacité au-delà de 80% et 44,31% de producteurs ont une efficacité comprise entre 60% et 80%. Cela nous permet de dire que les producteurs des régions de Tahoua et d'Agadez produisent avec une efficacité relativement élevée. La valeur minimale de l'efficacité technique entre producteurs relativement faibles montre que le producteur le moins efficient (9,78%) pouvait réduire de 90,22% la quantité d'intrants qu'il utilise tout en produisant la même quantité d'oignon.

Tableau 2. Scores d'efficacité technique estimés par le SFA

Efficacité technique (%)	Effectif des producteurs	Fréquence relative (%)
]0; 40]	39	15,29
]40; 60]	56	21,96
]60; 80]	113	44,31
]80 à 100[47	18,44
Moyenne (%)	255	100
Minimum (%)	63,01	
Maximum (%)	9,78	
	91,49	

Source : estimation des auteurs à partir de FRONTIER 4.1.

En termes de coûts de production, il peut réduire ses coûts de 89,31% ($1 - (9,78 : 91,49)$) s'il peut atteindre le rendement du producteur le plus efficient. Le tableau 3 présente les paramètres de l'inefficience et les coefficients estimés par le modèle. Comme ce travail utilise une forme fonctionnelle Cobb-Douglass, ces coefficients peuvent être directement interprétés comme des élasticités (Nguyen & Yabe, 2015). Dans ce modèle, $\gamma = 0,77$ et significatif à 1%. Cela signifie que 77% de la déviation du niveau de production par rapport à la frontière est dû aux effets de l'inefficience et 23% due aux effets aléatoires. Les élasticités de productions montrent comment la quantité d'oignon produite varie lorsque les inputs varient dans le processus de production. On constate que la majorité des intrants ont un effet positif et significatif sur le rendement d'oignon. Les plus importants facteurs de production de l'oignon ici sont la superficie cultivable, la main d'œuvre et les engrais utilisés. Ces variables sont significatives à 5% pour la superficie cultivable et 10% pour la main d'œuvre et l'engrais. Les élasticités de la production par rapport à ces deux variables sont respectivement de 0,2 pour la superficie, 0,30 pour la main d'œuvre et 0,30 pour les engrais.

Tableau 3. Élasticités de la production et paramètres de l'inefficience du modèle SFA

Variable	Coefficient	Écart type
Constante	0,61**	0,094
Main d'œuvre	0,30*	0,041
Engrais	0,30*	0,047
Semences	0,14	0,06
Superficie	0,2**	0,7
Pesticide	0,13	0,04
Paramètre de l'inefficience		
σ^2	0,54***	0,176
γ	0,77***	0,105
Log-vraisemblance	-192,95	

Notes : * significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1%.

Source : calculs des auteurs.

Ceci implique qu'une augmentation d'une unité dans chacune de la superficie (1 hectare) de la main d'œuvre (1 homme / jour) et de l'engrais (1 kg) entrainera respectivement une augmentation de 0,2 (sac), 0,30 (sac) et 0,30 (sac) dans la quantité d'oignon produite. Les semences, et pesticides ont des effets non significatifs sur le rendement d'oignon.

3.2. Le modèle de l'analyse par enveloppement des données (DEA)

Les résultats d'estimation du modèle DEA avec rendements d'échelle variables sont présentés dans cette partie. Nous avons appliqué un Bootstrap du sous-échantillonnage avec $k = 0,5$ et 2000 réplifications pour générer les scores d'efficacité technique de chaque producteur. Le tableau 4 présente l'estimation par le modèle DEA des scores d'efficacité technique, des mêmes scores corrigés de biais et de leurs intervalles de confiances à 95%. Ces scores sont en effet comparables à ceux du modèle SFA. La moyenne d'efficacité technique est de 74%. Après correction, la moyenne d'efficacité technique devient 61,6%. Le producteur moyen peut donc réduire ses

Tableau 4. Scores d'efficacité technique estimés par le modèle DEA (%)

	θ_k Initial	θ_k Corrigé	Biais	IC Borne Inférieure	IC Borne Supérieure
Moyenne		61,6	-12,4	49,77	71,06
Médiane		59,54	-10,88	49,56	65,89
Écart type	0,21	0,172	-	-	-
Minimum	27,1	22,6	-	-	-
Maximum	100	100	-	-	-

Source : auteurs à partir de l'estimation des auteurs.

coûts de production de 28,1% s'il peut atteindre le niveau d'efficacité technique du producteur le plus efficient.

Les scores d'efficacité technique corrigés varient entre 22,6% et 100%, ce qui justifie une variabilité significative d'efficacité technique entre les producteurs d'oignon des deux plus grandes régions de production d'oignon au Niger.

3.3. Comparaisons des résultats du SFA et du DEA

Suivant le premier critère de comparaison de Bauer et al. (1998), nous avons comparé les différentes estimations du DEA avec rendements d'échelles variables et du SFA et avons trouvé que les scores d'efficacité technique générés par les deux modèles sont semblables. Les tests de corrélation de Spearman et de Kendall ont été effectués pour réaliser cette comparaison. La comparaison des scores d'efficacité technique est présentée dans le tableau 5.

Tableau 5. Statistiques descriptive de la comparaison des scores d'efficacité technique

Scores d'efficacité technique	DEA initial (%)	DEA corrigé de biais (%)	SFA (%)
Moyenne	74	61,64	63,01

Source : estimation économétrique des auteurs.

Les résultats du DEA initial sont légèrement plus élevés que ceux du SFA alors que ceux du DEA corrigés par le Bootstrap sont légèrement inférieurs à ceux du SFA. Des résultats comparables ont été obtenus par Hoang Linh (2012) pour l'efficacité technique des ménages producteurs du Riz au Vietnam, Wadud et White (2000) pour l'efficacité des ménages producteurs au Bangladesh.

Tableau 6. Coefficients de corrélation de rang de Spearman et de Kendall

	Coefficient de corrélation de Spearman			Coefficient de corrélation de Kendall		
	DEA	DEA_CORRIGRE	SFA	DEA	DEA_CORRIGRE	SFA
DEA	1			0,9537		
DEA_CORRIGRE	0,9850*	1		0,9076*	1	
SFA	0,5121*	0,5107*	1	0,3646*	0,3625*	1

Source : estimation économétrique des auteurs.

Les coefficients de corrélations de Spearman et de Kendall calculés entre les scores du DEA, ceux corrigés et les scores du modèle SFA sont tous positifs et

significatifs (tableau 6). Cela signifie que les scores d'efficacité techniques calculés à travers les deux méthodes ne sont pas indépendants. Autrement dit les scores d'efficacité technique des producteurs d'oignon dans les deux régions d'Agadez et de Tahoua sont consistants à travers les deux méthodes.

3.4. Le modèle d'inefficience

Le tableau 7 présente les coefficients des facteurs déterminants de l'inefficience suivant la seconde étape du DEA (Simar & Wilson, 2007) et le modèle SFA. Nous avons trouvé que les variables socioéconomiques influencent l'efficacité technique des producteurs des deux régions dans les deux modèles de façon plus ou moins semblable. Il ressort de la lecture du tableau 7 que le signe des coefficients est très important pour analyser l'effet de la variable en question sur l'efficacité technique. Dans le modèle à une étape du SFA, le signe négatif d'un coefficient signifie que la variable en question influence négativement l'inefficience, et donc agit positivement sur l'efficacité technique. Par contre, dans la régression de la deuxième étape du modèle DEA, un signe négatif du coefficient signifie que la variable en question agit négativement sur l'efficacité technique. En d'autres termes, les signes positifs du modèle en une étape du SFA correspondent aux signes positifs de la régression de la seconde étape du modèle DEA.

Les résultats ont montré dans le modèle non paramétrique que l'encadrement agricole et le niveau d'instruction ont des effets positifs sur l'efficacité technique. Le producteur qui bénéficie d'un encadrement agricole produit plus efficacement que celui qui n'est pas encadré. De même, le producteur qui a un niveau d'instruction plus élevé produit avec une efficacité technique plus élevée que celui qui n'a pas de niveau d'instruction, ou qui a un niveau d'instruction moins élevé. Cependant, ces résultats ne sont pas significatifs avec le modèle paramétrique du SFA.

Tableau 7. Facteurs déterminants de l'efficacité technique

Variables	Modèle DEA		Modèle SFA	
	Coefficient	Écart type	Coefficient	Écart type
Constante	0,63***	0,104	----	----
Age	-0,001	0, 001	-0,04*	0,001
Encadrement agricole	0,06*	0,301	-0,01	0,22
Niveau d'instruction	0,005*	0, 003	-0,03	0,03
Violet de Galmi	-0,017	0,094	0,72	0,53
Violet de l'Air	-0,03	0, 035	1,8	0,48
TAHOUA	-013***	0, 035	1,7*	0,65

Notes : * significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1%.

Source : calculs des auteurs.

L'âge du producteur présente un effet positif sur son efficacité technique au niveau du modèle paramétrique. On comprend que les producteurs les plus âgés sont plus efficaces dans la production. Cela s'explique par le fait que certains auteurs considèrent l'âge comme le proxy de l'expérience (Liu & Zhuang, 2000). Avec l'âge, les producteurs acquièrent le savoir-faire et les bonnes pratiques de la culture et donc cela améliore leur efficacité technique. Ce résultat est similaire à celui de Wadud et White (2000) qui ont comparé les efficacités techniques obtenues à partir des modèles DEA et SFA des producteurs du riz au Bangladesh. C'est aussi le résultat auquel ont abouti Bravo-Ureta et Pinheiro (1997).

Pour les deux régions du Niger qui constituent notre échantillon, nous avons comparé l'efficacité relative de l'une par rapport à l'autre. Par conséquent, nous avons considéré la région d'Agadez comme base et estimé les effets de la région de Tahoua sur les producteurs. On constate dans les deux modèles que les producteurs de la région de Tahoua sont moins efficaces comparativement à ceux d'Agadez.

Conclusion

Ce travail a analysé l'efficacité technique et ses déterminants pour les producteurs de l'oignon des régions de Tahoua et d'Agadez au Niger. Cela a consisté à la comparaison de la performance de la méthode paramétrique stochastique spécifiée avec la technologie Cobb Douglas et de la méthode non paramétrique, DEA orientée input avec rendements d'échelle variables. Les données ont été collectées dans les deux régions qui sont les plus grands sites de production d'oignon au Niger.

Les résultats montrent que l'efficacité technique moyenne estimée à partir du modèle des frontières stochastiques de production est de 63,01% plus faible que celle estimée par la méthode non paramétrique déterministe qui est de 74%, mais encore plus proche de celle obtenue par le DEA corrigé de 61,64%. Les résultats ainsi obtenus par le modèle paramétrique montrent que plus de 20% des producteurs ont une efficacité au-delà de 80% et 45% de producteurs ont une efficacité comprise entre 60% et 80%.

Pour améliorer l'efficacité dans la production d'oignon au Niger, les parties prenantes doivent amener les producteurs à maîtriser les itinéraires techniques. Cela passerait par une modernisation et une intensification des services de vulgarisation agricole servant à diffuser les bonnes pratiques agricoles et à baisser considérablement les coûts de production.

References

- Abdoulkadri, L., Aïchatou, A., Manssour, A. M., Ali, A., & Zoubeirou, A. M. (2019). Analyse de la chaîne de valeurs d'oignon (*Allium Cepa* L.) Blanc de Soucoucoutane au Niger. *European Scientific Journal*, 15(3), 99–117. <https://doi.org/10.19044/esj.2019.v15n3p99>
- Aigner, D., Lovell, C. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1), 21–37. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(77\)90052-5](https://doi.org/10.1016/0304-4076(77)90052-5)
- Assane Dagna, M. (2006). Les effets de la réappropriation de la culture du « Violet de Galmi », par les producteurs d'oignon de la région de Tahoua – Niger, sur la dynamique du territoire local, l'organisation sociale et économique [doctoral thesis]. Université de Toulouse – Le Mirail.
- Banker, R. D., Charnes, A., & Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30(9), 1031–1142. <https://doi.org/10.1287/mnsc.30.9.1078>
- Bauer, P. W., Berger, A. N., Ferrier, G. D., & Humphrey, D. B. (1998). Consistency conditions for regulatory analysis of financial institutions: A comparison of frontier efficiency methods. *Journal of Economics and Business*, 50(2), 85–114. <https://doi.org/10.17016/feds.1997.50>
- Biswas, B., Mallick, B., Roy, A., & Sultana, Z. (2021). Impact of agriculture extension services on technical efficiency of rural paddy farmers in southwest Bangladesh. *Environmental Challenges*, 5, 100261. <https://doi.org/10.1016/j.envc.2021.100261>
- Bravo-Ureta, B. E., & Pinheiro, A. E. (1997). Technical, economic and allocative efficiency in peasant farming: Evidence from the Dominican Republic. *The Developing Economies*, 35(1), 48–67.
- Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429–444. [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8](https://doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8)
- Coelli, T. J., Rao, D. S., O'Donnell, C. J., & Battese, G. E. (2005). An introduction to efficiency and productivity analysis (2nd ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/b136381>
- D'Alessandro, S., & Soumah, A. (2008). Évaluation sous-régionale de la chaîne de valeurs oignon/échalote en Afrique de l'Ouest. North.
- Dagar, V., Khan, M. K., Alvarado, R., Usman, M., Zakari, A., Rehman, A., Murshed, M., & Tillaguango, B. (2021). Variations in technical efficiency of farmers with distinct land size across agro-climatic zones: Evidence from India. *Journal of Cleaner Production*, 315, 128109. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2021.128109>
- Elena, T. (2011). *Analyse des capacités des petits agriculteurs familiaux et identification des stratégies qui leur permettent de capter plus de valeur ajoutée*. CSA.
- Färe, R., Grosskopf, S., & Logan, J. (1983). The relative efficiency of Illinois electric utilities. *Resources and Energy*, 5(4), 349–367. [https://doi.org/10.1016/0165-0572\(83\)90033-6](https://doi.org/10.1016/0165-0572(83)90033-6)
- Haoua, B., Hamsatou, B., Issa, A., Ibrahim, I. A., & Toudou, A. (2024). Comparative study of bulb production from bulbils and from Niger onion seedlings. *International Journal of Innovation and Applied Studies*, 42(3), 427–436.

- Hekmatnia, M., Amirteimoori, A., & Kordrostami, S. (2019). Group efficiency analysis in decision processes: A data envelopment analysis approach. *Croatian Operational Research Review*, 10(1), 75–88.
- Hoang Linh, V. (2012). Efficiency of rice farming households in Vietnam. *International Journal of Development Issues*, 11(1), 60–73. <https://doi.org/10.1108/14468951211213868>
- Latruffe, L., Balcombe, K., Davidova, S., & Zawalinska, K. (2004). Determinants of technical efficiency of crop and livestock farms in Poland. *Applied Economics*, 36(12), 1255–1263. <https://doi.org/10.1080/0003684042000176793>
- Liu, Z., & Zhuang, J. (2000). Determinants of technical efficiency in post-collective Chinese agriculture: Evidence from farm-level data. *Journal of Comparative Economics*, 28, 545–564. <https://doi.org/10.1006/jcec.2000.1666>
- Mano, I., Nasser, A. A., & Issa, I. (2007). *Évaluation des productions d'oignon et élaboration des stratégies de commercialisation Galmi*. <https://www.scribd.com/document/658430838/Evaluationdesproductionsdoignonetelaborationdesstrategiesdecommercialisation-Niger1679>
- Meeusen, W., & Broeck, J. V. (1977). Efficiency estimation from Cobb-Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, 18(2), 435–444.
- Ministere de l'Agriculture. (2019). *Cadre de gestion environnementale et sociale du projet integre de modernisation de l'elevage et de l'agriculture au Niger pour la transformation du monde rural (pimelan). Rapport final*. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/439601554801557570/text/Cadre-de-Gestion-Environnementale-et-Sociale.txt>
- Netherland Entreprise Agency. (2019). *Rapport de la mission de cadrage RVO sur l'emploi des jeunes dans les chaînes de valeur agricoles*. Niger Catalysts.
- Nguyen, B. H., & Yabe, M. (2015). Technical efficiency analysis of tea production in the northern mountainous region of Vietnam. *Global Journal of Science Frontier Research*, 15(1).
- Simar, L., & Wilson, P. W. (2007). Estimation and inference in two-stage, semi-parametric models of production processes. *Journal of Econometrics*, 136(1), 31–64. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.07.009>
- Simone, V. von, Schrader, T., Roo, N. D., Daddy, A., Douma, A., & Salifou, L. (2010). *Stockage des oignons: L'expérience de l'Union des producteurs d'oignon de Madaoua*, 1–2. https://reca-niger.org/IMG/pdf/RECA_filiere_oignon_Note6_StockageFCMN1.pdf
- Wadud, A., & White, B. (2000). Farm household efficiency in Bangladesh: A comparison of stochastic frontier and DEA methods. *Applied Economics*, 32(13), 1665–1673. <https://doi.org/10.1080/000368400421011>

Effets de la décentralisation fiscale sur la croissance économique au Sénégal : Une approche par la méthode ARDL

The effects of fiscal decentralisation on economic growth in Senegal: An ARDL approach

Samba DIAKHITE¹

Ministère de l'Économie du Plan et de la Coopération, Sénégal
diakhitesamba19@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0007-3544-820X>

Aliou Niang FALL²

Université Cheikh Anta DIOP de Dakar, Sénégal
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)
aliouniang.fall@ucad.edu.sn
<https://orcid.org/0000-0003-2575-6392>

Abstract

Purpose: To evaluate the effects of fiscal decentralization on economic growth in Senegal from 2011 to 2021.

Design/methodology/approach: The fiscal decentralisation indices of revenues and expenditures were calculated. They are alternately the exogenous variables of the two estimated models. Estimates are made using an ARDL (Autoregressive Distributed Lag) model to capture the long-run and short-run dynamics of the effects of decentralisation on the growth rate.

Findings: The results of the study show a significant negative impact of fiscal decentralisation on economic growth in the long term. However, the relationship is not significant in the short term.

Originality/value: These results can be explained by the tax revenue mobilisation process at territorial level, which may depend on the tax decentralisation system adopted. In fact, they enable us to understand the importance of territorial taxation in the development of communes and, consequently, in the economic growth of a country.

Keywords: fiscal decentralisation, economic growth, ARDL.

¹ 64 Rue Carnot x Saint-Michel, BP : 4010 Dakar, Sénégal.

² Université Cheikh Anta DIOP, BP : 5005 Dakar-Fann.

Résumé

Objectif : Évaluer les effets de la décentralisation fiscale sur la croissance économique au Sénégal de 2011 à 2021.

Conception/méthodologie/approche : Les indices de décentralisation fiscale des recettes et des dépenses ont été calculés. Ils sont alternativement les variables exogènes des deux modèles. Les estimations sont effectuées à travers un modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag) pour capter la dynamique de long terme et de court terme des effets de la décentralisation sur le taux de croissance.

Résultats : Les résultats de l'étude montrent un impact négatif et significatif de la décentralisation fiscale sur la croissance économique sur le long terme. Par contre, la relation est non significative sur le court terme.

Originalité/valeur : Ces résultats s'expliquent par le processus de mobilisation des recettes fiscales, au niveau territorial, qui pourrait dépendre du système de décentralisation fiscale adopté. Ils permettent, en effet, d'appréhender l'importance de la fiscalité territoriale dans le développement des communes et par conséquent sur la croissance économique du pays.

Mots-clés : décentralisation fiscale, croissance économique, ARDL.

JEL classification : C22, H71, H72, O47.

Introduction

Au cours des deux dernières décennies, les efforts de décentralisation se sont multipliés dans les pays en remettant en question le monopole des gouvernements centraux en matière de prise de décisions (Ebel & Yilmaz, 2002). Le gouvernement central devra ainsi partager des domaines de compétence (dépenses) et de recettes (revenus) avec les collectivités territoriales. La décentralisation a été définie comme le processus par lequel un gouvernement central cède formellement des pouvoirs aux acteurs et aux institutions à des niveaux inférieurs dans une hiérarchie politico-administrative et territoriale (Udoh, 2015). Elle renvoie également à un dispositif politico-administratif dans lequel les pouvoirs de planifier, de décider et de gérer les fonctions sont transférés du gouvernement central à des organisations, agences ou unités gouvernementales subordonnées, que ce soit géographiquement ou structurellement (Anyanwu, 1999). La décentralisation a des dimensions politiques, administratives et fiscales. Cette étude s'intéresse à la dimension fiscale. La décentralisation fiscale fait référence à une série de politiques conçues pour accroître l'autonomie financière des gouvernements infranationaux (Falleti, 2004). Ils doivent alors disposer de revenus suffisants transférés du gouvernement central pour pouvoir prendre des décisions en matière de dépenses (Seddon & Litwack, 1999). La diversité de l'intérêt porté à la décentralisation reflète les différences institutionnelles entre les pays.

L'intérêt accru pour la décentralisation fiscale est fondé sur les éléments suivants en ce sens que: 1) la décentralisation fiscale peut entraîner une augmentation de l'efficacité dans la fourniture de biens publics en favorisant les préférences locales, les innovations infranationales, les réductions de coûts et à une productivité améliorant la concurrence intergouvernementale, même si elle peut conduire à une répartition inégale des ressources (Bodman & Ford, 2006) ; 2) la décentralisation fiscale, soigneusement conçue, doit non seulement renforcer l'autonomie locale là où les gouvernements infranationaux sont autorisés à agir de manière indépendante dans leur domaine de compétence, mais promouvoir également la responsabilité dans le secteur public, l'efficacité économique et la transparence (Ebel & Yilmaz, 2002) ; 3) les gouvernements infranationaux, en raison de leur plus grande proximité avec les administrés, possèdent une connaissance des préférences et des conditions de coûts qui ne sont pas à la portée du gouvernement central bien qu'il existe des différences entre les régions (Esteban et al., 2008).

En principe, toute responsabilité dévolue localement devrait être accompagnée de ressources adéquates y afférentes. Les pouvoirs de décisions relatives à la mobilisation des ressources, au niveau territorial, sont transférés vers les administrations communales et départementales ou des villes pour l'exécution des responsabilités accordées par le gouvernement central. Ainsi, une politique de décentralisation fiscale cherche à promouvoir l'efficacité dans la provision des services, au niveau territorial, la croissance économique, le développement des ressources humaines, l'entrepreneuriat et le dynamisme territorial. Toutefois, les effets macroéconomiques de la décentralisation fiscale sont ambigus et les résultats empiriques diffèrent, que ce soit dans les études inter-pays ou d'un seul pays (Miri, 2017). L'ambiguïté des effets macroéconomiques de la décentralisation fiscale est donnée par des relations soient positives, soient négatives, soit aucune d'entre les deux variables. En effet, Miri et al. (2017), en utilisant une approche de co-intégration en données de panel, montrent que la décentralisation fiscale peut améliorer une croissance économique significativement à long terme (particulièrement pour la décentralisation mesurée par les recettes). Cependant, à court terme, cela conduit à une baisse de la croissance économique.

Par contre, Rodríguez-Pose et al. (2009), en examinant à l'aide d'une approche de données de panel avec effets dynamiques, la relation entre le niveau de décentralisation fiscale et les taux de croissance économique dans 16 pays d'Europe centrale et orientale sur la période 1990–2004, ont montré que les recettes fiscales sont significativement et négativement corrélées à la croissance économique sur le court terme. Cette relation devient non significative et le coefficient passe progressivement de négatif à positif, aboutissant à une relation positive et légèrement significative à partir de la 6^{ème} année.

Ces relations sont d'autant plus complexes dans un pays émergent ou en voie de développement comme celui du Sénégal. Déjà, en 1972, le Sénégal disposait

d'une politique d'aménagement du territoire et mettait en œuvre le premier schéma d'aménagement du territoire. En 1996, le processus de décentralisation a modifié fondamentalement les relations entre l'État et les collectivités locales, en renforçant l'autonomie de gestion de ces dernières. En 2013, l'Acte III de la décentralisation, institué, marque une réforme majeure de l'action territoriale de l'État afin de mieux consolider la logique de développement des terroirs. Cette initiative cherchait à mieux positionner le Sénégal pour confronter les avis des acteurs, mais également donner des réponses aux questions relatives à la décentralisation, notamment fiscale.

La présente étude se propose de vérifier si la décentralisation fiscale aboutit à l'amélioration du taux de croissance du PIB au Sénégal. Elle s'articule autour de cinq parties : la première est consacrée au développement théorique et empirique sur les effets attendus de la décentralisation fiscale, la deuxième aborde la décentralisation fiscale au Sénégal, la troisième traite de la méthodologie de recherche et enfin sont présentés dans la quatrième et la cinquième parties l'analyse des résultats et les discussions.

1. La décentralisation fiscale : revue de la littérature et mesures

1.1. Revue théorique

La littérature sur le processus de décentralisation fiscale fait apparaître deux catégories de réformes. La première considère que la décentralisation fiscale concerne seulement la décentralisation des responsabilités en matière de dépenses et les responsabilités en matière de revenus sont toujours centralisées ; d'où les transferts de l'Etat vers les entités décentralisées pour résoudre les problèmes des déséquilibres verticaux et horizontaux. Pour la deuxième catégorie, la décentralisation fiscale concerne aussi bien les dépenses que les revenus. Dans ce cas, le rôle des transferts n'est pas primordial puisque les entités décentralisées disposent de leurs propres ressources (Jha, 2012).

Néanmoins, la théorie de Tiebout (1956) du « vote par les pieds » constitue la toile de fond de l'ensemble de la théorie du fédéralisme budgétaire. Les individus cherchent à se déplacer vers les localités où la fourniture des biens et services publics rencontre leurs préférences à travers un mouvement qualifié de concurrence horizontale. Quant à l'étude de Bardhan (1996), elle aboutit à une concurrence verticale entre les différents niveaux de « juridiction locale » pour attirer la population. Dans un cas comme dans l'autre, le principe de concurrence ou de compétition, avec la mobilité de la population entre différentes zones décentralisées, permet de maximiser les recettes fiscales nettes des dépenses publiques au profit des ménages résidents (Brennan & Buchanan, 1980).

Toutefois, tout programme de dépenses décentralisées pourrait également être mis en œuvre par un Gouvernement centralisé, de sorte que l'argument de

l'efficacité nécessite quelques hypothèses supplémentaires (Nkoa & Younda, 2022). En effet, les systèmes d'affectation traitent de la répartition des responsabilités, des fonctions, des pouvoirs et de l'autorité des Gouvernements selon différents niveaux. Cela s'accompagne d'un défi majeur, à savoir, comment répartir les responsabilités et les ressources financières de manière à favoriser le développement socioéconomique des territoires (Adesopo, 2015).

En effet, la décentralisation des dépenses indique la capacité des autorités locales à bien choisir les modes de dépenses publiques. Les contribuables ne pourraient être satisfaits que par l'amélioration essentielle des infrastructures, de l'éducation, de la santé, de la sécurité sociale, etc. Ces dépenses publiques sont traditionnellement divisées en deux catégories inégales : productifs et non productifs (Pasichnyi et al., 2019).

Le degré de décentralisation varie d'un pays à l'autre selon la nature des responsabilités (santé, protection sociale, éducation, etc.). En général, les pays à revenu élevé ont tendance à avoir une part locale plus importante dans les dépenses publiques totales que les pays à faible revenu. A titre d'exemple, le Danemark (32,8% et 61,4%) et le Canada (34,6% et 64,1%) se distinguent respectivement par leurs dépenses locales particulièrement élevées en pourcentage du PIB et des dépenses publiques totales. Les collectivités locales, où des responsabilités sont limitées en matière de dépenses (moins de 8% du PIB et 20% des dépenses publiques), sont principalement celles qui se trouvent en Afrique mais aussi en Amérique latine (OECD/UCLG, 2022).

La décentralisation des recettes représente l'autre versant de la décentralisation fiscale. Par contre, les dépenses sont nettement plus décentralisées que les recettes, une partie considérable des dépenses infranationales étant couverte par des subventions intergouvernementales. Ce qui a entraîné un déséquilibre budgétaire vertical plus important (Blöchliger, 2013). Shah (2006) note que des niveaux cohérents et similaires de décentralisation des dépenses et des recettes pourraient améliorer la responsabilité des gouvernements infranationaux. Hanif et Gago-de Santos (2017) soulignent que l'augmentation de la responsabilité budgétaire en approfondissant le processus de décentralisation des recettes pourrait assurer une plus grande efficacité dans les dépenses, mais lorsqu'il existe un déséquilibre entre les deux parties du processus, les gouvernements infranationaux ont tendance à être plus irresponsables sur le plan budgétaire (Hanif et al., 2020).

La décentralisation de l'autorité fiscale vers les niveaux inférieurs de gouvernement peut facilement entraîner une « course vers le haut » basée sur les dépenses, car les bureaucrates intéressés, qui sont responsables des décisions en matière de dépenses, sont incités à surpasser leurs concurrents avec une offre excédentaire de biens publics et d'élargir l'assiette fiscale. Cependant, Oates (1985) a soutenu que cette augmentation de la diversité de la fourniture de biens publics qui entraîne réellement une augmentation des niveaux de dépenses globales reste une question ouverte.

1.2. Revue empirique

Il existe une abondante littérature sur la question de la décentralisation fiscale et de la croissance économique au niveau infranational mais aucune étude n'est encore disponible au niveau du Sénégal. Ces études fournissent des conclusions diverses et ambiguës. La majeure partie de la littérature sur ce sujet n'est pas concluante quant à la significativité statistique et au signe de l'effet de la décentralisation fiscale sur la croissance économique. Certaines études ont montré qu'il existe une association positive entre la décentralisation fiscale et la croissance économique.

Pasichnyi et al. (2019) proposent d'évaluer l'impact de la décentralisation fiscale sur la croissance économique pour 27 économies avancées et émergentes en Europe de 1992 à 2017 à l'aide de données de panel. Ils constatent que la décentralisation des recettes était associée à des taux de croissance plus faibles, tandis que la décentralisation des dépenses pouvait légèrement encourager la croissance économique. En outre, l'indicateur global de décentralisation nuit à la croissance, mais ce résultat n'a pas été robuste.

Les principaux résultats de Blöchliger (2013) montrent que dans l'ensemble des pays, la décentralisation fiscale des collectivités territoriales, mesurée à partir de la part des recettes ou des dépenses, est positivement associée à l'activité économique. Le doublement des parts d'impôt ou de dépenses des administrations infranationales (par exemple, l'augmentation du ratio des recettes fiscales des administrations infranationales sur celles des administrations centrales de 6% à 12%) est associée à une augmentation du PIB par habitant d'environ 3%). Cette corrélation entre la décentralisation et le PIB est plus faible dans les pays plus décentralisés, reflétant probablement que de larges pouvoirs fiscaux infranationaux pourraient également avoir des effets économiques néfastes et que certains domaines politiques ne se prêtent pas à la décentralisation. Cependant, la relation estimée ne devient jamais négative et n'a pas la forme d'une bosse, c'est à dire que « plus de décentralisation a toujours tendance à être meilleure ».

Farida et al. (2021) évaluent les relations entre la décentralisation fiscale et la croissance économique dans l'Est de l'Indonésie à l'aide de données de panel sur la période 2016–2019 de treize (13) provinces en utilisant des équations simultanées estimées à l'aide des triples moindres carrés. Ils concluent que la décentralisation fiscale n'a pas pleinement soutenu la croissance économique. En effet, le mandat de gestion du budget n'a pas été utilisé de manière optimale par les gouvernements locaux, ce qui découle d'une mauvaise allocation des dépenses productives et sa proportion décroissante au cours de la période de recherche.

Hasanov et al. (2016) étudie les effets de la décentralisation fiscale sur le développement du secteur non pétrolier pour l'Azerbaïdjan de 2002 à 2013. Les résultats obtenus à partir de l'approche ARDL montrent que la part des dépenses et des recettes locales par rapport au total, mesurant la décentralisation budgétaire, a un

impact négatif sur le PIB non pétrolier. Ces résultats de recherche donneraient aux décideurs un bon aperçu de la mise en œuvre des réformes économiques pour développer les aspects institutionnels de la décentralisation et ainsi la rendre favorable à la croissance économique non pétrolière.

La plupart des analyses empiriques explorent la relation entre la décentralisation fiscale et la croissance économique dans un vide institutionnel. Ainsi, Filippetti et Sacchi (2016) étudient le lien entre la décentralisation fiscale et la croissance économique dans différents cadres institutionnels de 21 pays de l'OCDE dans les années 1970–2010. Ils constatent que les effets pro-croissance de la décentralisation fiscale dépendent essentiellement de l'autorité des gouvernements infranationaux : la décentralisation fiscale conduit à des taux de croissance économique plus élevés (plus faibles) lorsqu'elle est associée à une décentralisation administrative et politique élevée (faible). La décentralisation fiscale est plus propice à la croissance si les impôts infranationaux proviennent principalement de recettes autonomes telles que les impôts fonciers. Dans l'ensemble, cela fournit des preuves des complémentarités institutionnelles à l'œuvre entre les dimensions de la décentralisation ; ce qui conduit à des informations pertinentes sur les implications politiques.

Ogawa et Yakita (2008) analysent la décentralisation fiscale et les transferts de péréquation dans un modèle de croissance endogène à deux régions avec deux niveaux de gouvernement et des objectifs différents ; les gouvernements locaux maximisent l'utilité des habitants de la région ; et le Gouvernement central effectue les transferts de péréquation pour combler les écarts de capacité fiscale entre les régions et fait attention au taux de croissance économique. Le premier résultat démontre que le taux d'imposition préféré choisi par le gouvernement local est positivement affecté par l'ampleur de la décentralisation fiscale. Le deuxième résultat montre que les politiques de péréquation budgétaire du Gouvernement central n'ont aucune influence sur la vitesse de convergence de la croissance interrégionale.

Davoodi et Zou (1998) examinent, à partir d'échantillon de pays en développement et pays développés, le signe et la significativité du coefficient de la variable de décentralisation fiscale en ajoutant séquentiellement les variables de contrôle dans les trois groupes de pays. Ils démontrent qu'il existe une relation négative entre la décentralisation fiscale et la croissance économique pour des intervalles de cinq et dix ans dans les pays en développement.

Gemmell et al. (2009) examinent, en utilisant des données de panel dynamiques à effet de court terme différent dans chaque pays et en tenant compte de l'existence d'endogénéité avec 23 pays de l'OCDE sur la période 1972–2005, le lien entre la décentralisation fiscale et la croissance économique. Les résultats montrent que la décentralisation des dépenses publiques diminue la croissance économique tandis que celle des revenus l'augmente. Par conséquent, l'implication en termes de politique économique serait de réduire les transferts des gouvernements centraux aux gouvernements infranationaux tout en augmentant leur coresponsabilité dans la

collecte des impôts. Ce résultat étaye fortement l'hypothèse d'Oates (1972) selon laquelle les gains d'efficacité maximum de décentralisation fiscale nécessitent une adéquation étroite entre la décentralisation des dépenses et celle des recettes. En conclusion, c'est plutôt la convergence entre la décentralisation des dépenses et des recettes qui est favorable à la croissance. Cette conclusion ne change pas lorsque différentes mesures de la décentralisation fiscale sont utilisées ou lorsque la forte corrélation entre les dépenses et les recettes des collectivités locales est prise en compte.

Faridi (2011) montre, à travers la méthode autorégressive pour une estimation des moindres carrés ordinaires dans les années 1972–2009, que les deux variables de décentralisation fiscale que sont le pouvoir de dépenser et l'autonomie des recettes ont un impact positif et significatif sur la croissance économique. L'étude conclut que le gouvernement fédéral devrait déléguer le pouvoir fiscal aux gouvernements provinciaux et locaux sur la base des résultats empiriques. Elle suggère que les gouvernements provinciaux et locaux devraient se voir accorder plus d'autonomie et d'autorité en matière fiscale. Sans doute l'autonomie fiscale générerait plus de ressources, renforcerait la confiance et également responsabiliserait l'unité fédératrice pour augmenter la croissance et le bien-être.

1.3. Mesures de la décentralisation fiscale

Plusieurs indicateurs permettent d'appréhender la question de la décentralisation fiscale qui peut être mesurée par les recettes et les dépenses. La mesure quantitative de la décentralisation fiscale doit être construite pour étudier sa contribution potentielle à la croissance économique. Elle dépend de son degré ou du niveau d'autorité du gouvernement de niveau infranational. En effet, l'indicateur de recettes correspond à la mesure la plus approximative de l'attribution des pouvoirs lorsque le gouvernement qui perçoit les recettes, a ses propres recettes (l'impôt à percevoir et le type de dépenses à effectuer). Il est défini comme le ratio des recettes des collectivités locales sur les recettes combinées du Gouvernement central et des collectivités locales (Akai & Sakata, 2002).

En revanche, l'indicateur des dépenses correspond à la mesure la plus approximative de l'attribution de l'autorité lorsqu'une administration locale a une autorité associée à ses dépenses en considérant implicitement que toutes les subventions intergouvernementales sont sans contrepartie ou forfaitaires. Il est défini comme le rapport entre les dépenses des administrations locales et les dépenses combinées des niveaux central et local. Pour le calculer, les dépenses publiques, y compris les subventions, des niveaux de gouvernements sont utilisés (Akai & Sakata, 2002).

Dans l'étude menée par Coquart (2013) sur un panel de vingt-quatre pays du continent africain dans les années 2000, la décentralisation fiscale est mesurée par le ratio dépenses des collectivités territoriales rapportées aux dépenses publiques nationales. Pour examiner les différents modèles de décentralisation fiscale dans 68

pays en 1996, Schneider (2003) montre qu'il y a plusieurs avantages à se concentrer sur les recettes et les dépenses. En effet, elles offrent les meilleures mesures disponibles sans étude détaillée de chaque pays et les principaux aspects de la décentralisation fiscale. Dans le même sillage, Hasanov et al. (2016) ont élaboré deux indices de décentralisation fiscale afin de tester l'impact de la décentralisation fiscale sur le développement du secteur non pétrolier dans le cas de l'Azerbaïdjan de 2002 à 2013. Le premier et le deuxième indice utilisés sont mesurés respectivement par le ratio recettes et dépenses des collectivités locales par rapport aux recettes et dépenses totales du Gouvernement central.

Ces deux indicateurs sont considérés comme deux cas extrêmes relatifs à la répartition de l'Autorité. Par la suite, on considère un indicateur qui combine ces deux. Il représente une mesure de décentralisation qui intègre à la fois les parts des recettes et des dépenses. Ainsi, l'indicateur normalisé est défini comme la moyenne des indicateurs de dépenses et de recettes (Akai & Sakata, 2002). Par ailleurs, Gu (2012) a développé un indicateur composite qui prend en compte l'importance relative de la décentralisation des recettes et des dépenses et l'évaluation distincte du déséquilibre fiscale vertical dans un contexte de manière implicite ou explicite. Miri et al. (2017) ont cherché à mesurer la décentralisation fiscale par les recettes et les dépenses mais aussi par un indice composite entre les deux pour le cas du Maroc. Akai et Sakata (2002) considèrent un indicateur qui mesure l'autonomie (degré d'indépendance fiscale) d'une administration locale dans un État. L'indicateur d'autonomie est défini comme la part des recettes propres de l'administration locale dans ses recettes totales. Cet indicateur équivaut à la part des subventions (la part des revenus de subventions dans les recettes totales) soustraite de l'unité.

Dans le même sens, Yushkov (2015), en examinant la relation entre la décentralisation fiscale et la croissance économique à partir d'une évaluation empirique sur 78 régions russes pour la période 2005–2012, a utilisé 4 indicateurs pour estimer le degré de décentralisation fiscale. Il s'agit de la décentralisation intrarégionale des recettes, qui est la part des recettes municipales autogénérées (sans transferts) dans les recettes totales du budget régional consolidé ; la décentralisation des dépenses intrarégionales, qui représente la part des dépenses municipales consolidées (à l'exclusion des transferts intergouvernementaux « en retard » vers les niveaux supérieurs) dans les dépenses totales du budget régional consolidé ; la dépendance d'une région à l'égard des transferts intergouvernementaux du budget fédéral (IGT), qui correspond à la part des transferts intergouvernementaux (subventions inconditionnelles, subventions) dans les recettes totales du budget régional consolidé ; et l'indicateur d'autonomie municipale (UA), qui est la part des revenus autogénérés de toutes les municipalités dans les recettes municipales consolidées de la région concernée.

Dans le même sens, l'étude empirique en données de panel, menée par Kyriacou et al. (2016) sur un échantillon de 24 pays de l'OCDE durant la période 1984-2016,

a examiné comment la qualité du gouvernement infranational pourrait influencer la relation entre la décentralisation fiscale et les disparités régionales. La décentralisation fiscale est mesurée par le rapport des recettes locales sur les recettes consolidées des administrations publiques générales, après déduction des recettes publiques et locales, des subventions d'autres administrations et sur la base des comptes des administrations publiques générales de l'OCDE.

2. La décentralisation fiscale au Sénégal

Depuis les indépendances, le Sénégal a connu des avancées majeures en matière de politique de décentralisation. En effet, la décentralisation, au Sénégal, a fait l'objet de progrès significatifs grâce à de multiples réformes pour construire un système administratif fort. Dans le même ordre d'idées, comme pour la politique de décentralisation, le cadre juridique fiscale a fortement évolué au cours des années. Le régime fiscal du Sénégal est imbriqué à travers la fiscalité du Gouvernement central et celle des collectivités territoriales. Ce régime fiscal des collectivités territoriales comprenait les recettes de fonctionnement et d'investissement des villes/départements et des communes/communes d'arrondissement.

La loi n°96-07 du 22 mars 1996 a transféré neuf (9) domaines de compétences³ du niveau central vers les collectivités territoriales. En contrepartie, elles reçoivent de l'Etat le Fonds de Dotation de la Décentralisation (FDD) et le Fonds d'Équipement des Collectivités Territoriales (FECT) qui sont alimentés par des prélèvements respectifs de 3,5% et 2% sur la taxe sur la valeur ajoutée (TVA) de la dernière année connue, la taxe annuelle sur les véhicules ou engins à moteur, la taxe sur la plus-value immobilière et le budget consolidé d'investissement (BCI) du sous-secteur de la santé et de l'éducation.

Le nouveau dispositif du Code général des Collectivités territoriales (CGCT) de 2013 prévoit pour les collectivités territoriales une panoplie de ressources diverses. Toutefois, elles ne disposent pas des mêmes types de recettes et d'un potentiel financier et fiscal égal et identique pour assurer la couverture de leurs dépenses notamment celles conférées déjà par la réforme de 1996 en ses articles 16 à 53 à travers les transferts des domaines de compétences. Le potentiel des communes et communes d'arrondissement en termes de recettes (articles 195, 195 bis, 196, 197 et 198 du CGCT) n'est pas comparable à celui des départements (194, 196, 197 et 198 du CGCT) et villes (articles 185, 185 bis, 196, 197 et 198 du CGCT) bénéficiant essentiellement de dotations étatiques.

³ Il s'agit des Domaines, de l'Environnement et Gestion des Ressources naturelles, de la santé, Population et Action sociale, de la Jeunesse, Sports et Loisirs, de la Culture, de l'Éducation, de la Planification, de l'Aménagement du territoire, de l'Urbanisme et Habitat.

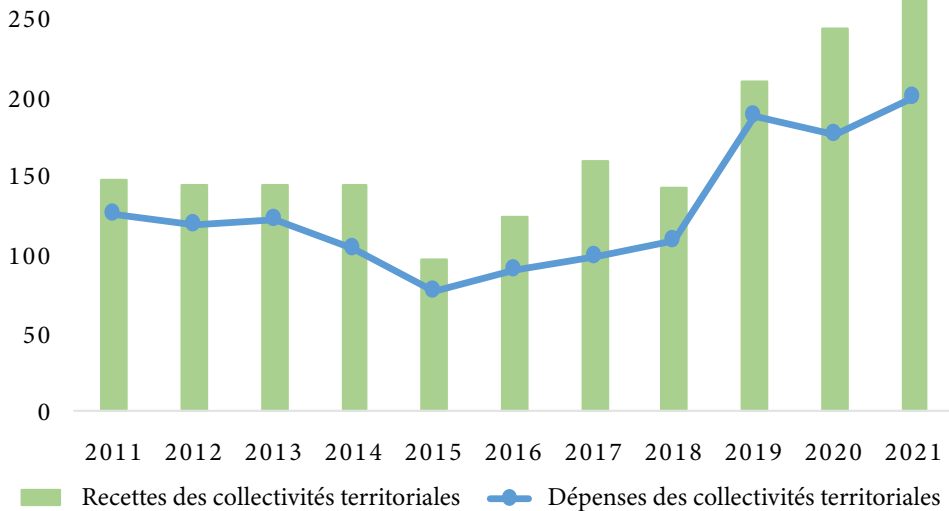


Figure 1. Évolution des recettes et dépenses des collectivités territoriales de 2011 à 2021 (en milliards de FCFA)

Source : (Document, 2015–2022).

L'exécution de ces responsabilités de collectes de recettes et de dépenses des collectivités territoriales du Sénégal montrent deux phases dans son évolution (figure 1). Une première phase avec une tendance baissière et une deuxième ascendante. Cette première phase s'arrête en 2015, début de mise en œuvre du PSE et deuxième année de l'acte III de la décentralisation où les recettes et les dépenses étaient respectivement de 96,172 et 76,261 milliards de FCFA. En effet, la situation de la gestion des finances des collectivités territoriales dans le contexte de l'avènement de l'Acte III de la décentralisation révèle qu'entre 2015 et 2016, le transfert de ressources budgétaires vers les collectivités locales a connu une augmentation significative de 5,6 milliards FCFA, passant de 42,9 milliards à 48,5 milliards FCFA, soit 13,1% en valeur relative. Cette hausse est due aux fonds de dotation qui connaissent une hausse de 10,15%. Cette même progression est notée sur le fonds d'équipement des collectivités locales avec 28,66% de plus, entre autres (Document, 2018–2020).

Cette tendance s'accélère entre 2018–2021 pour atteindre 262,240 et 200,190 milliards de FCFA en 2021 respectivement pour les recettes et les dépenses. Elle traduit notamment la volonté de l'État de poursuivre sa politique de renforcement de moyens financiers par l'augmentation annuelle de transferts dans le cadre du Programme d'Appui aux Communes et aux Agglomérations du Sénégal (PACA-SEN), d'affectation de la Contribution économique locale (CEL) qui a relevé, de manière substantielle, les recettes d'investissements des collectivités territoriales.

3. Données et méthodologie

3.1. Données

L'analyse du lien entre la décentralisation respectivement fiscale des recettes (Indice de décentralisation fiscale des recettes : IDFR) et des dépenses (Indice de décentralisation fiscale des dépenses : IDFD) sur la croissance économique (tcpib) requiert l'utilisation de données longitudinales. Le taux d'inflation (txinfl) et l'indice du capital humain (hc) sont utilisés comme variables de contrôle. Ces données couvrent la période 2011–2021 et sont tirées de différentes sources. Les données des recettes fiscales et celles des dépenses des collectivités territoriales sont tirées des Document de Programmation budgétaire et économique pluriannuelle (DPBEP), celles relatives aux dépenses et recettes publiques nationales du Tableau des opérations financières et économiques (TOFE) et le taux d'inflation de la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Le taux de croissance provient de la base de données de la Banque mondiale (WDI) et l'indice du capital humain de penn world table (pwt).

Toutes les variables de l'étude ont des écarts types très faibles, donc elles sont homogènes. Aussi, toutes les variables sont normalement distribuées (Prob.

Tableau 1. Statistiques descriptives des variables

Libellés	tcpib	idfd	idfr	txinfl	hc
Nombre d'observations	11	11	11	11	11
Mean	0,0476	0,0469	0,0831	0,0126	1,5616
Std. Dev.	0,0218	0,0111	0,0177	0,0126	0,0608
Min	0,0133	0,0316	0,0536	-0,0109	1,4710
Max	0,0739	0,0629	0,1074	0,0341	1,6532
Pr(Skewness)	0,2855	0,9614	0,4467	0,8956	0,9770
Pr(Kurtosis)	0,3477	0,1133	0,3932	0,8331	0,2657
chi ² (2)	2,0200	2,5100	1,3100	0,0600	1,2400
Prob > chi ²	0,3638	0,2851	0,5200	0,9697	0,5381

Source : élaboration propre.

Tableau 2. Corrélation entre les différentes variables

	tcpib	idfd	idfr	txinfl	hc
tcpib	1,000	-0,741	-0,750	-0,497	0,279
idfd	-0,741	1,000	0,887	0,357	-0,346
idfr	-0,750	0,887	1,000	0,487	-0,261
txinfl	-0,497	0,357	0,487	1,000	0,110
hc	0,279	-0,346	-0,261	0,110	1,000

Source : élaboration propre.

$\text{Chi}^2 > 5\%$). En outre, le taux de croissance est négativement et fortement corrélé aux indices de décentralisation fiscale des recettes et dépenses. Par contre, le taux d'inflation et l'indice de capital humain sont faiblement corrélés aussi bien à l'indice de décentralisation fiscale des recettes que celui des dépenses (tableaux 1 et 2).

3.2. Méthodologie

La première étape consiste d'abord à calculer les deux indices de décentralisation fiscale mesurés respectivement par les recettes et les dépenses :

$$IDFR = \frac{RTCT}{RCE} \quad (1)$$

$$IDFD = \frac{DTCT}{DTE} \quad (2)$$

avec :

IDFR : Indice de décentralisation fiscale des recettes,
RTCT : Recettes totales des collectivités territoriales,
RCE : Recettes courantes de l'État,
IDFD : Indice de décentralisation fiscale des dépenses,
DTCT : Dépenses totales des collectivités territoriales,
DTE : Dépenses totales et prêts nets de l'État.

La deuxième étape consiste à faire une régression des taux de croissance du PIB sur les deux indices de décentralisation fiscales, le taux d'inflation et l'indice du capital humain en utilisant l'approche ARDL⁴ pour analyser la relation de court et long termes. Mais, cette approche souffre généralement de problèmes d'auto-corrélation d'erreurs, avec la présence de la variable endogène décalée comme explicative (modèles AR et ARDL), et de multi-colinéarité (modèles DL et ARDL) ; ce qui complique l'estimation des paramètres par les Moindres Carrés Ordinaires/MCO. Dans ce cas, la forme (explicite) générale de l'ARDL s'écrit :

$$Y_t = \phi + a_1 Y_{t-1} + \dots + a_p Y_{t-p} + b_0 X_t + \dots + b_q X_{t-q} + e_t \quad (3)$$

Avec $e_t \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur ; b_0 : traduit l'effet à court terme de X_t sur Y_t . Considérant la relation de long terme ou d'équilibre suivante $Y_t = k + \phi X_t + u$, la détermination de l'effet à long terme ϕ de X_t sur Y_t donne :

⁴ Le modèle ARDL (AutoRegressive Distributed Lag) ou ARRE (modèle autorégressif à retards échelonnés) permet de prendre en compte la dynamique temporelle dans l'explication d'une variable contrairement au modèle simple (non dynamique) dont l'explication instantanée (effet non étalé dans le temps) ne restitue qu'une partie de la variation de la variable à expliquer. Le modèle ARDL permet d'estimer les dynamiques de court terme et les effets de long terme pour des séries cointégrées même si l'horizon temporel est relativement court (Dans notre cas, cet horizon est 11 ans).

$$\phi = \frac{\sum b_j}{(1 - \sum a_i)} \quad (4)$$

Pour cette étude, les modèles suivants sont estimés dont la variable exogène est alternativement l'indice de décentralisation fiscale des recettes et des dépenses.

Modèle (I) :

$$\Delta TCPIB_t = \lambda_0 + \lambda_1 TCPIB_{t-1} + \lambda_2 IDFR_{t-1} + \lambda_3 Txinfl_{t-1} + \lambda_4 HC_{t-1} + \lambda_5 \Delta TCPIB_{t-1} + \lambda_6 \Delta IDFR_{t-1} + \lambda_7 \Delta Txinfl_{t-1} + \lambda_8 \Delta HC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Modèle (II) :

$$\Delta TCPIB_t = \beta_0 + \beta_1 TCPIB_{t-1} + \beta_2 IDFD_{t-1} + \beta_3 Txinfl_{t-1} + \beta_4 HC_{t-1} + \beta_5 \Delta TCPIB_{t-1} + \beta_6 \Delta IDFD_{t-1} + \beta_7 \Delta Txinfl_{t-1} + \beta_8 \Delta HC_{t-1} + \varepsilon'_t \quad (6)$$

Avec Δ : opérateur de différence première ; λ_0 et β_0 : constante ; $\lambda_1, \beta_1, \beta_2, \lambda_2, \lambda_3, \beta_3, \beta_4$ et λ_4 : dynamique de long terme du modèle ; $\lambda_5, \beta_5, \beta_6, \lambda_6, \lambda_7, \beta_7, \beta_8$ et λ_8 : effets à court terme du modèle et ε et $\varepsilon' \sim iid(0, \sigma)$: terme d'erreur ou bruit blanc.

3.2.1. Stationnarité des séries

Avant d'estimer ces deux (2) modèles, l'étude de la stationnarité a été effectuée par le test de racine unitaire Dickey-Fuller Augmenté (ADF), le test de racine unitaire Phillips-Perron (PP) et celui de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) pour toutes les variables retenues. Suite à cela, les résultats suivants montrent que les indicateurs de décentralisation fiscale des dépenses, des recettes, du taux d'inflation et de l'indice du capital humain sont d'ordre 0, alors que le taux de croissance est

Tableau 3. Test de stationnarité

	Niveau			Différence première			Constat
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
idfr	-6,830* (0,000)	-1,150 (0,920)	0,155**	-2,005 (0,599)	-3,036 (0,122)	0,059	I (0)
idfd	-1,196 (0,911)	-1,312 (0,885)	0,151**	-2,654 (0,256)	-2,871 (0,049)	0,0651	I (0)
tcpib	-1,052 (0,937)	-2,344 (0,410)	0,142***	-2,568 (0,295)	-3,644 (0,026)	0,0672	I (1)
txinf	-4,347* (0,0027)	-3,542*** (0,0351)	0,159***	-2,398 (0,3806)	-3,234 (0,0778)	0,0816	I (0)
hc	-2,231 (0,4723)	-2,380 (0,3901)	0,186**	-2,287 (0,4413)	-2,239 (0,4679)	0,136****	I (0)

Notes : (.) : Probabilités ; * : stationnaire à 1% ; ** : stationnaire à 2.5% ; *** : stationnaire à 5% ; **** : stationnaire à 10%.

Source : élaboration propre.

stationnaire d'ordre 1 (tableau 3). Les indicateurs sont ainsi intégrés à des ordres différents ; ce qui rend inefficace le test de cointégration de Engle et Granger (cas multivarié) et celui de Johansen, et rend opportun le test de cointégration aux bornes (Pesaran, 2001).

3.2.2. Test de cointégration de Pesaran et al. (2001)

Deux étapes sont à suivre pour appliquer le test de cointégration de Pesaran. Il s'agit de déterminer le décalage optimal (AIC, SIC) et de recourir au test de Fisher pour étudier la cointégration entre séries.

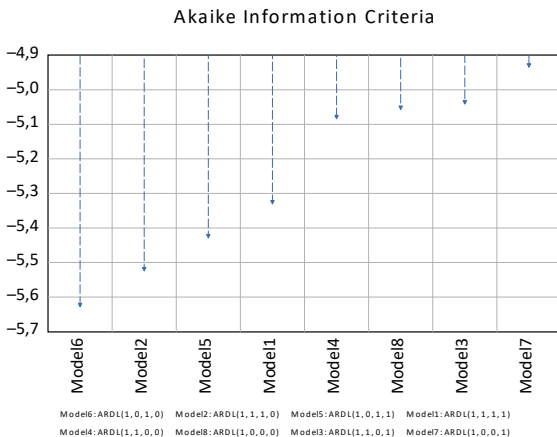


Figure 2. Retard maximal pour le modèle I

Source : élaboration propre.

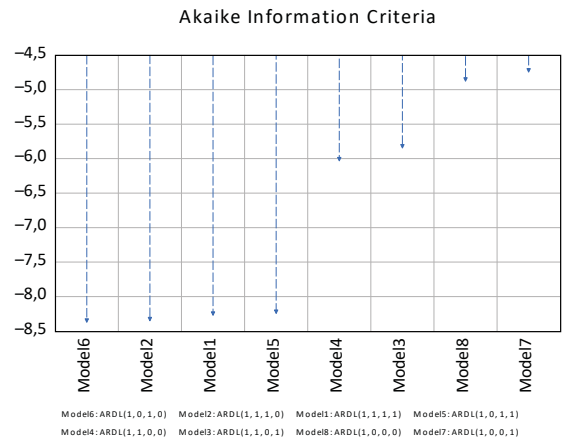


Figure 3. Retard maximal pour le modèle II

Source : élaboration propre.

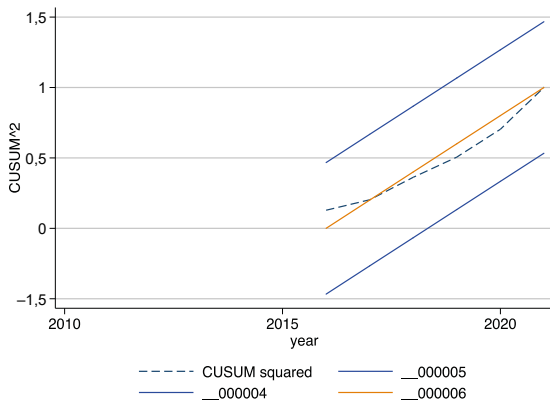


Figure 4. Test de normalité pour le modèle I

Source : élaboration propre.

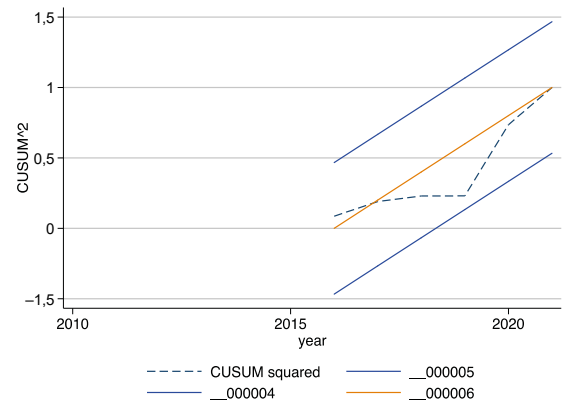


Figure 5. Test de normalité pour le modèle II

Source : élaboration propre.

Les modèles ARDL (1,0,1,0) et (1,0,1,0) sont respectivement plus optimal parmi les sept (7) autres, car ils offrent les plus petites valeurs du AIC pour les modèles I (figure 2) et II (figure 3).

Par ailleurs, au regard des tests qui aident à diagnostiquer le modèle ARDL estimé, on note l'absence d'autocorrélation des erreurs. Dès lors, il n'y a pas d'hétéroscédasticité mais la normalité des erreurs et donc le modèle a été bien spécifié (tableau 4 et figures 4 et 5). Le test de cointégration aux bornes est utilisé pour vérifier l'existence d'une relation à long terme entre les variables.

Les valeurs *F*-statistic du test de Fisher calculées seront comparées aux valeurs critiques (qui forment des bornes). Les valeurs des résultats du *F*-statistic des deux modèles sont toutes supérieures aux valeurs critiques (tableau 5). Alors, il existe, par conséquent, une relation de cointégration entre les variables des modèles I et II. L'estimation des effets de long terme est bien possible entre la décentralisation fiscale et la croissance économique au Sénégal.

Tableau 4. résultats des tests de diagnostics des modèles ARDL estimés

Hypothèse du test	Tests	Modèle I		Modèle II	
		Valeurs	Probabilité	Valeurs	Probabilité
Autocorrélation	Breusch-Godfrey	0,899	0,3430	3,296	0,069
	Durbin-Watson	2,417		2,827	
Hétéroscédasticité	White	10,00	0,3505	10,00	0,3505
Spécification	Fisher	6,76	0,0440	65,63	0,0006

Source : élaboration propre.

Tableau 5. Test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001)

	Test Statistic	Valeur
Modèle (I)	<i>F</i> -statistic calculé	8,444
Modèle (II)	<i>F</i> -statistic calculé	142,647
Seuil critique	Borne I (0)	Borne I (1)
10%	4,04	4,78
5%	4,94	5,73
2,5%	5,77	6,68
1%	6,84	7,84

Source : élaboration propre.

4. Résultats des estimations

Le modèle ARDL (1,0,1,0) est le modèle I estimé. Il est globalement bon et explique à 76,18% la dynamique du taux de croissance du PIB au Sénégal entre 2011 et

2021 (tableau 6). Le coefficient d'ajustement de la variation dépendante (taux de croissance du PIB : $tcpib$) est négatif ($-1,668$) et significatif ($0,005$) au seuil de 5% d'où le système revient à l'équilibre après une perturbation avec des fluctuations décroissantes.

À long terme, l'effet de la décentralisation fiscale mesurée par les recettes sur la croissance du PIB serait négatif ($-0,637$) et significatif ($0,005$). En effet, si la décentralisation fiscale des recettes augmente d'une unité, alors le taux de croissance diminuerait de $0,637$ unité au Sénégal. Par contre, pour le court terme, on ne peut pas se prononcer.

Tableau 6. Résultats de l'ARDL (1,0,1,0) du modèle I

	D.tcpib	Coefficient	Standard error	T	P > t	[95% Confiance	Interval]
ADJ	L1. tcpib	-1,668	0,301	-5,53	0,005	-2,505	-0,831
LR	Idfr	-0,637	0,200	-3,18	0,034	-1,193	-0,081
	hc	-0,030	0,064	-0,47	0,661	-0,207	0,147
	txinfl	0,116	0,311	0,37	0,729	-0,747	0,978
SR	D1. hc	22,771	10,562	2,16	0,097	-6,553	52,095
	_cons	-0,170	0,197	-0,86	0,436	-0,718	0,377
$R^2 = 0,8941$ R^2 ajusté = 0,7618 F -statistic = 6,76 Prob (F -statistic) = 0,0440							

Source : élaboration propre.

Le modèle II de l'ARDL (1,0,1,0) affiche un R^2 ajusté de 98,43% (tableau 7). Donc, le taux de croissance du PIB est expliqué à hauteur de 98,43% par la décentralisation des dépenses, le taux d'inflation et l'indice du capital humain. Les résultats

Tableau 7. Résultats de l'ARDL (1,0,1,0) du modèle II

	D.tcpib	Coefficient	Standard error	T	P > t	[95% Confiance	Interval]
ADJ	L1. tcpib	-1,658	0,071	-23,46	0,000	-1,854	-1,461
LR	Idfd	-0,989	0,067	-14,73	0,000	-1,176	-0,803
	hc	-0,066	0,016	-4,02	0,016	-0,112	-0,021
	txinfl	0,067	0,079	0,86	0,440	-0,151	0,286
SR	D1. hc	33,318	2,657	12,54	0,000	25,940	40,695
	_cons	-0,280	0,047	-5,97	0,004	-0,410	-0,149
$R^2 = 0,9930$ R^2 ajusté = 0,9843 F -statistic = 65,63 Prob (F -statistic) = 0,0006							

Source : élaboration propre.

de l'estimation du modèle montrent un coefficient d'ajustement négatif ($-1,658$) et significatif ($0,000$) ; ce qui indique le retour à la situation d'équilibre après un choc avec des fluctuations décroissantes. Ainsi, un effet négatif ($-0,989$) et significatif ($0,000$) à long terme de la décentralisation fiscale, mesurée par les dépenses contre un effet non significatif à court terme sur le taux de croissance du PIB, serait constaté au seuil de 5%. À long terme, une augmentation de la décentralisation fiscale des dépenses d'une unité entraînerait une baisse du taux de croissance de $0,989$ unité au Sénégal.

5. Discussions des résultats

Les effets de la décentralisation fiscale mesurée par les recettes et les dépenses sur la croissance économique sont significatifs sur le long terme et non significatifs sur le court terme pour le Sénégal durant la période 2011–2021. Néanmoins, à long terme, les recettes et les dépenses des collectivités territoriales auraient un effet négatif sur la croissance économique du Sénégal. En effet, l'acte II et III de la décentralisation transfèrent des dépenses (neuf (9) domaines de compétences) et des recettes (FDD, FECT, taxe annuelle sur les véhicules ou engins à moteur, taxe sur la plus-value immobilière, BCI décentralisé en santé et éducation) du niveau central vers les collectivités territoriales. Malgré ces transferts, le poids des dépenses et des recettes au niveau territorial ne représente respectivement que 1,1% et 1,3% du PIB en 2017. Ces dépenses sont essentiellement orientées vers celles courantes (0,8% du PIB) au détriment de l'investissement (0,3% du PIB). En 2019, la même configuration est notée pour le poste des dépenses au niveau des collectivités territoriales du Sénégal. Par contre, leurs recettes ont augmenté de 0,2 point de pourcentage en 2019 (OECD/OGLU, 2019, 2022). Cette faiblesse des dépenses et la dépendance des faibles transferts de l'État central ne favorisent pas le financement des infrastructures, des services sociaux et les projets structurants. Ainsi, les collectivités territoriales peuvent être plus enclins à se concentrer sur des dépenses à court terme (comme les salaires et les prestations sociales) afin de répondre aux besoins immédiats de la population, plutôt que sur des projets d'investissement à long terme qui stimuleraient la croissance (comme les infrastructures, l'éducation, la santé, etc.).

Ces résultats confortent les travaux empiriques sur les effets négatifs de la décentralisation fiscale sur la croissance économique. Cela est d'autant plus vrai que Davoodi et Zou (1998), avec un ensemble de données de panel de 46 pays sur la période 1970–1989, trouvent une relation négative entre la décentralisation fiscale et la croissance dans les pays en développement, mais aucune dans les pays développés. Ils avancent plusieurs explications, notamment la composition des

dépenses publiques dont la mesure ne dit pas ce qu'un gouvernement infranational achète, mais également ne fait pas de distinction entre les dépenses courantes (salaires et traitements) et les dépenses en capital. Cette croissance plus faible peut résulter aussi d'une mauvaise affectation des recettes entre les différents niveaux de Gouvernement.

Dans la même logique, Rodríguez-Pose et al. (2009) montrent une corrélation négative directe entre la décentralisation fiscale et la croissance économique pour les 16 pays d'Europe centrale et orientale dans les années 1990–2004. Cette constatation est liée au manque de clarté dans les missions de dépenses combinée à des systèmes financiers globalement sous-développés dans de nombreux pays. Bien que les collectivités locales se soient vu attribuer de grandes responsabilités en matière de dépenses, elles n'ont pas les ressources nécessaires pour s'acquitter de leurs affectations. Cela conduit non seulement à des déséquilibres budgétaires, mais freine également les incitations aux gouvernements infranationaux de se comporter de manière efficace. Pour Pasichnyi et al. (2019), la preuve des effets négatifs de la décentralisation des recettes pourrait être liée au fait que les gouvernements infranationaux ont collecté des impôts distorsifs⁵ sur le travail et la propriété. Les impôts sur la consommation les moins distorsifs étaient généralement collectés par les gouvernements centraux.

Par contre, Sasana (2019) analyse l'effet de la mise en œuvre de la décentralisation fiscale sur la croissance économique dans 35 districts/villes dans la province de Java en Indonésie. À partir d'une régression multiple utilisant le panel à effets fixes de 2009 à 2017, les résultats ont montré que la décentralisation fiscale a un effet positif sur la croissance économique dans ces villes. En effet, si la décentralisation fiscale augmente grâce à l'augmentation des dépenses publiques, la croissance économique augmenterait également. L'autorité et la fiscalité déléguées aux gouvernements locaux ont créé une flexibilité de l'administration infranationale pour s'acquitter de ses fonctions avec un budget correctement alloué en fonction des pouvoirs locaux et des besoins publics. La décentralisation accrue a directement influencé les recettes d'une ville ou d'une région ; par conséquent, cette région pourrait utiliser les fonds disponibles pour des projets productifs afin d'augmenter la croissance économique et, par conséquent la richesse des populations locales.

Daud et Soleman (2020) analysent les effets de la décentralisation fiscale sur la croissance économique dans la province de Nord Maluku. Les résultats de l'étude

⁵ Comme la fiscalité, sous presque toutes ses formes, influence les prix des biens, des facteurs ou des activités, elle modifie à la marge les décisions prises par les producteurs et les consommateurs et provoque donc une certaine distorsion dans l'affectation des ressources (perte d'efficacité économique) par rapport à ce qu'elle aurait été sous un régime de concurrence parfaite. Cependant, tous les impôts n'entraînent pas ce genre de distorsion ou d'inefficacité. Il existe aussi des impôts neutres, qui ne provoquent pas de distorsions, puisqu'ils ne modifient pas le calcul marginal des particuliers ou des entreprises

ont révélé que la décentralisation fiscale a un effet positif mais non significatif sur la croissance économique. Ce résultat implique pratiquement que la décentralisation fiscale des districts/villes dans la province de Nord Maluku est encore faible, signe que le niveau de dépendance financière régionale vis-à-vis du Gouvernement central est encore très élevé.

Conclusion et recommandations

L'analyse des effets de la décentralisation fiscale sur la croissance économique au Sénégal, à l'aide de l'approche ARDL, montre l'existence d'une relation de long terme. Les résultats de l'étude ont révélé que la décentralisation fiscale aurait un effet négatif et significatif sur la croissance économique sur le long terme et n'ont pas donné les effets escomptés. En outre, la relation est non significative sur le court terme. Ce résultat ne confirme pas l'hypothèse selon laquelle la décentralisation fiscale aboutit à l'amélioration du taux de croissance du PIB au Sénégal. Cet effet non significatif à court terme conduit à dire que les différences de potentialités entre les collectivités territoriales pourraient se traduire par des impacts mitigés sur le taux de croissance. À ce propos, le processus de mobilisation des recettes fiscales au niveau territorial dépendrait du système de décentralisation fiscale adopté.

En effet, l'innovation et la créativité sont nécessaires afin que les composantes des recettes territoriales que concentrent les collectivités ne proviennent pas uniquement des taxes et redevances. L'étranglement des recettes territoriales autonomes est due à la faiblesse des activités génératrices de revenu notamment les entreprises qui y sont implantées. En plus de cela, le Gouvernement central octroie une part infime des recettes collectées aux collectivités territoriales. À ce titre, il serait recommandé notamment de :

- réformer la politique de partage des recettes fiscales ;
- élargir le taux de recouvrement des collectivités territoriales ;
- renforcer les transferts de l'État aux collectivités territoriales ;
- renforcer davantage les dépenses d'investissements des collectivités territoriales au détriment de celles de fonctionnement.

Les indices de décentralisation fiscale des dépenses et des recettes globales ont été utilisés dans cette étude. En termes de perspectives de recherches, et afin d'approfondir davantage le lien entre la décentralisation fiscale et la croissance économique au Sénégal, une désagrégation des recettes et des dépenses s'avère utile. Par ailleurs, une désagrégation des recettes et des dépenses pour chaque niveau de décentralisation sous formes de données de panel, pourvu que leurs produits intérieurs bruts soient déterminés, représente une importante piste de recherche

à explorer même si l'accès à ces données reste limité. En outre, la réflexion sur la détermination des leviers sur lequel la décentralisation fiscale peut s'appuyer pour concrétiser des territoires viables et porteurs de développement mérite une attention particulière.

References

- Adesopo, A. (2015). Comparing assignment systems in Nigeria with selected federations. *Ifé Social Sciences Review*, 24(2), 138–160.
- Akai, N., & Sakata, M. (2002). Fiscal decentralization contributes to economic growth: Evidence from state-level cross-section data for the United States. *Journal of Urban Economics*, 52(1), 93–108.
- Anyanwu, J. C. (1999). *Fiscal relations among the various tiers of government in Nigeria*. Fiscal Federalism and Nigerian's Economic Development, NES Selected Papers Presented at the 1999 Annual conference, Ibadan.
- Bardhan, P. (1996). Decentralised development. *Indian Economic Review*, 31, 139–156.
- Blöchliger, H. (2013). *Decentralisation and economic growth*. 1: How fiscal federalism affects long-term development. OECD Economics Department Working Papers, 14. https://www.oecd.org/en/publications/decentralisation-and-economic-growth-part-1-how-fiscal-federalism-affects-long-term-development_5k4559gx1q8r-en.html
- Bodman, P., & Ford, K. (2006). *Fiscal federalism and economic growth in the OECD*. MRG@UQ Discussion Paper, 7.
- Brennan, G., & Buchanan, J. M. (1980). *The power to tax: Analytic foundations of a fiscal constitution*. Cambridge University Press.
- Coquart, P. (2013). La décentralisation fiscale en Afrique – Enjeux et perspectives (2009), Karthala, et « La gouvernance financière locale » (non daté), Partenariat pour le développement municipal (PDM), de François Paul Yatta. *Techniques Financières et Développement*, 112(3), 127–135.
- Daud, N., & Soleman, R. (2020). Effects of fiscal decentralization on economic growth and human development index in the Indonesian local governments. *Management Science Letters*, 10(16), 3975–3980.
- Davoodi, H., & Zou, H. F. (1998). Fiscal decentralization and economic growth: A cross-country study. *Journal of Urban Economics*, 43(2), 244–257.
- Document. (2015–2022). *Document de Programmation budgétaire et économique pluriannuelle*. Ministère des Finances et du Budget.
- Ebel, R. D., & Yilmaz, S. (2002). *Le concept de décentralisation fiscale et survol mondial*. Symposium international sur le déséquilibre fiscal. Rapport, Annexe (vol. 3, pp. 157–188).
- Esteban, S., De Frutos, P., & Prieto, M. J. (2008). Fiscal decentralization and economic growth. Empiric evidence from a regional perspective. *Regional and Sectoral Economic Studies*, 8(1), 1–25.

- Falleti, T. G. (2004). *A sequential theory of decentralization and its effects on the intergovernmental balance of power: Latin American cases in comparative perspective*. Kellogg Institute for International Studies. Working Paper, 314.
- Farida, N., Suman, A., & Sakti, R. K. (2021). Fiscal decentralization, economic growth and regional development inequality in eastern Indonesia. *Journal of Indonesian Applied Economics*, 9(2), 1–9.
- Faridi, M. Z. (2011). Contribution of fiscal decentralization to economic growth: Evidence from Pakistan. *Pakistan Journal of Social Sciences*, 31(1), 1–13.
- Filippetti, A., & Sacchi, A. (2016). Decentralization and economic growth reconsidered: The role of regional authority. *Environment and Planning C: Government and Policy*, 34(8), 1793–1824.
- Gemmell, N., Kneller, R., & Sanz, I. (2009). *Fiscal decentralization and economic growth in OECD countries: Matching spending with revenue decentralization*. Instituto de Estudios Fiscales.
- Gu, G. C. (2012). *Developing composite indicators for fiscal decentralization: Which is the best measure for whom?* Munich Personal RePEc Archive.
- Hanif, I., & Gago-de Santos, P. (2017). Impact of fiscal decentralization on private savings in a developing country: Some empirical evidence for the case of Pakistan. *Journal of South Asian Development*, 12(3), 259–285.
- Hanif, I., Wallace, S., & Gago-de-Santos, P. (2020). Economic growth by means of fiscal decentralization: An empirical study for federal developing countries. *Sage Open*, 10(4), 2158244020968088.
- Hasanov, F., Mikayilov, C., Yusifov, S., & Aliyev, K. (2016). Impact of fiscal decentralization on non-oil economic growth in a resource-rich economy. *Eurasian Journal of Business and Economics*, 9(17), 87–108.
- Jha, P. Ch. (2012). *Theory of fiscal federalism: An analysis*. MPRA Paper, 41769. <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/41769/>
- Kyriacou, A. P., Muinelo-Gallo, L., & Roca-Sagalés, O. (2015). Fiscal decentralization and regional disparities: The importance of good governance. *Papers in Regional Science*, 94(1), 89–108.
- Miri, M. (2017). Les effets macroéconomiques de la décentralisation fiscale: Une revue de littérature. *Revue des Études Multidisciplinaires en Sciences Économiques et Sociale*, 2(1).
- Miri, M., Taacha, E. H., & Benatia, M. A. (2017). Fiscal decentralization and economic growth in Morocco: A panel cointegration analysis. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 7(6), 192–201.
- Nkoa, B. E. O., & Younda, D. U. (2022). L'urbanisation accroît-elle l'assiette fiscale locale dans un contexte de décentralisation en Afrique subsaharienne? *Region et Développement*, 55, 93–111.
- Oates, W. E. (1972). *Fiscal federalism*. Harcourt Brace Jovanovich.
- Oates, W. E. (1985). Searching for Leviathan: An empirical study. *The American Economic Review*, 75(4), 748–757.
- OECD/UCLG. (2019). *2019 Report of the World Observatory on subnational government finance and investment – key findings*. OECD Publications.

- OECD/UCLG . (2022, December 16). *2022 Synthesis Report World Observatory on subnational government finance and investment*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/b80a8cdb-en>
- Ogawa, H., & Yakita, S. (2009). Equalization transfers, fiscal decentralization, and economic growth. *FinanzArchiv/Public Finance Analysis*, 122–140.
- Pasichnyi, M., Kaneva, T., Ruban, M., & Nepytyaliuk, A. (2019). The impact of fiscal decentralization on economic development. *Investment Management and Financial Innovations*, 16(3), 29–39.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Rodríguez-Pose, A., Ottaviano, G., Bel, G., Lipscomb, M., & Mushfiq Mobarak, A. (2009). Perspectivas. Análisis de temas críticos para el desarrollo sostenible. *Revista Perspectivas*, 7(2).
- Sasana, H. (2019). Fiscal decentralization and regional economic growth. *Economics Development Analysis Journal*, 8(1), 108–119.
- Schneider, A. (2003). Decentralization: Conceptualization and measurement. *Studies in Comparative International Development*, 38, 32–56.
- Seddon, J., & Litwack, J. (1999). *Decentralization briefing notes*. World Bank Institute.
- Shah, A. (2006). Corruption and decentralized public governance. In E. Ahmad & G. Brosio (Eds.), *Handbook of fiscal federalism* (chapter 19). Edward Elgar Publishing.
- Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *The Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424.
- Udoh, E., Afangideh, U., & Udejaja, E. A. (2015). Fiscal decentralization, economic growth and human resource development in Nigeria: Autoregressive Distributed Lag (ARDL) approach. *CBN Journal of Applied Statistics*, 6(1), 69–93.
- Yushkov, A. (2015). Fiscal decentralization and regional economic growth: Theory, empirics, and the Russian experience. *Russian Journal of Economics*, 1(4), 404–418.

Dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo : Une analyse fondée sur les données de pseudo-panel

Dynamics of household housing tenure in Togo: An analysis based on pseudo-panel data

Tchablemane Yenlide¹

Université de Lomé, Togo
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
yenlidegeorges@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0001-6081-5007>

Mawussé Komlagan Nézan Okey²

Université de Lomé, Togo
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
mawusse02000@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-6434-4262>

Abstract

Purpose: The aim of this article is to analyse the dynamics of household housing tenure in Togo.

Design/methodology/approach: Estimates made from a pseudo-panel constructed using QUIBB 2006, 2011 and 2015 data.

Findings: Life cycle variables such as age, household size and couple households increase the probability of homeownership. Male-headed households and households in urban areas are more likely to own their home. The results identify a threshold effect of income on access to homeownership. The results obtained on the pseudo-panel data are supported by the cross-sectional estimation carried out on the 2018–2019 EHCVM data. Economic policy recommendations are discussed.

Originality/value: Taking dynamics into account in the analysis of residential occupancy patterns.

Keywords: homeownership, renting, life cycle model, pseudo-panel.

¹ Université de Lomé, 01 BP 1515, Lomé, Togo.

² Université de Lomé, 01 BP 1515, Lomé, Togo.

Résumé

Objectif : L'objectif de cet article est d'analyser la dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo.

Conception/méthodologie/approche : Les estimations sont effectuées à partir d'un pseudo-panel construit sur la base des données QUIBB 2006, 2011 et 2015.

Résultats : Les variables du cycle de vie telles que l'âge, la taille du ménage et les ménages en couple augmentent la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages dirigés par un homme et les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement. Les résultats permettent d'identifier un effet seuil du revenu sur l'accès à la propriété du logement. Les résultats obtenus sur les données de pseudo-panel sont confortés par l'estimation en coupe transversale effectuée sur les données de l'EHCVM 2018–2019. Les recommandations de politiques économiques sont discutées.

Originalité/valeur : La prise en compte la dynamique dans l'analyse du mode d'occupation résidentielle.

Mots-clés : propriété, location, logement, modèle du cycle de vie, pseudo-panel.

JEL classification : O18, R21, R31.

Introduction

L'accès à la propriété du logement est une composante essentielle du bien-être des ménages (Zheng et al., 2020). Une série d'études menée dans les pays développés montre l'impact positif de l'accès à la propriété du logement sur le développement cognitif et éducatif des enfants (Aarland et al., 2021), la fertilité (Atalay et al., 2021) et l'engagement civique (Shin & Yang, 2022). Sur le plan macroéconomique, l'accès à la propriété du logement est un facteur de croissance économique et de création d'emplois (Banque mondiale, 2015). En outre, le logement représente l'élément principal du patrimoine immobilier total de la plupart des ménages et exerce une double fonction de consommation et d'investissement (Megbolugbe & Linneman, 1993) ; une dualité qui lui confère son caractère particulièrement stratégique dans le cycle de vie des ménages.

S'il existe une littérature abondante dans les pays développés, le secteur immobilier n'a pas assez retenu l'attention des chercheurs dans les pays en développement en général et en Afrique subsaharienne en particulier malgré ses potentialités économiques importantes. Au Togo, l'accès à la propriété du logement est un enjeu d'autant plus crucial, qu'il est associé à une forte identité sociale et culturelle. En effet, habiter sa propre maison incarne un symbole de réussite et d'indépendance et représente un jalon significatif de l'accomplissement personnel et familial (Guézéré, 2011). Cependant, accéder à la propriété reste un défi important, exacerbé par une croissance démographique rapide et l'insécurité foncière ainsi qu'une

faible synchronisation avec les mécanismes de financement traditionnel (CAHF, 2022). Cette situation s'est traduite par une prolifération de l'autoconstruction. Malgré les investissements importants réalisés par l'État au cours de ces dernières décennies pour promouvoir l'accès à la propriété du logement, la proportion des ménages propriétaires de leur logement a connu une baisse, passant de 56,7% en 2006 à 40,9% en 2018, alors que celle des locataires est passée de 20% à 30,6% sur la même période (INSEED, 2020). Les autres formes d'occupation (logés en famille, gratuit, etc.) représentaient 25% en 2018. Ce constat est surprenant dans la mesure où sur la même période, le pays enregistre un taux de croissance économique d'environ 5% par an et une réduction significative du taux de pauvreté de 61,7% en 2006 à 45,5% en 2018.

Cette étude analyse la dynamique du mode d'occupation du logement des ménages au Togo. La théorie du cycle de vie propose une structure conceptuelle qui reflète les étapes courantes parcourues par les individus dans leur trajectoire résidentielle vers la propriété du logement (Clark & Dieleman 1996 ; Clark & Onaka, 1983). En effet, au cours des différentes étapes de la vie, les besoins et les priorités des individus évoluent en fonction des transitions familiales, des situations économiques, des trajectoires professionnelles, des préférences géographiques et des événements personnels. Ces éléments façonnent le parcours résidentiel des individus, dictant ainsi les types de logements qu'ils recherchent et le mode d'occupation qu'ils privilégient (Clark et al., 2003 ; Jansen et al., 2011). Selon ce modèle, les individus louent initialement leur logement, tout en gérant leurs finances de manière à accumuler les ressources nécessaires pour l'acquisition de leur première propriété.

Quelques études ont traité la question des déterminants du choix du statut d'occupation du logement. Les recherches effectuées ont cependant produit des résultats globalement mitigés. On peut citer par exemple les travaux de Carter (2011) ; Arbeláez et al. (2011) ; et Lee et al. (2020) qui ont trouvé un effet positif du revenu sur l'accès à la propriété du logement, tandis que Grootaert et Dubois (1988) ont indiqué que plus le revenu augmente, plus grande est la propension à louer plutôt qu'à accéder à la propriété. Les résultats concernant les variables du cycle de vie telles que l'âge, la taille du ménage, le statut matrimonial, le milieu de résidence, le niveau d'éducation ou le type d'emploi sont également sujet à discussions (Liao & Zhang, 2021 ; Riley et al., 2015).

Tout en donnant du crédit aux études susmentionnées, il convient de souligner que certains aspects importants ne permettent pas une compréhension approfondie de cette problématique. La plupart des études sur le statut d'occupation du logement adoptent une approche statique (Das et al., 2019 ; Kemmerling, 2022). Cependant, selon la théorie du cycle de vie, les préférences des ménages en matière d'occupation du logement sont dynamiques et dépendent de l'évolution socioéconomique et démographique du ménage. Dans le cadre de cette étude, nous avons construit

Tableau 1. Synthèse des travaux empiriques

Auteurs	Echantillon	Variable dépendante et méthode d'analyse	Principales variables indépendantes	Résultats clé
Carter (2011)	États-Unis, Enquête PSID, 1968	Mode d'occupation : Propriété et location Variables instrumentales, 2SLS et IV probit	Revenu permanent, revenu de l'épouse, l'âge de l'épouse et du chef de ménage, l'indice des prix des logements, le nombre d'enfants, le taux marginal d'imposition fédéral	Le revenu a un effet positif et statistiquement significatif sur la propriété du logement
Arbeláez et al. (2011)	Enquête sur la qualité de vie de 2003 et 2008 de la Colombie	Mode d'accès à la propriété : location, propriété formelle et propriété informelle MCO et probit	Sexe, situation matrimoniale, âge, niveau d'éducation, formalité, strate, milieu de résidence, statut migratoire	Les ménages ayant des revenus plus élevés sont plus susceptibles d'acheter que de louer, et le choix d'un logement formel est positivement associé à la richesse
Lee et al. (2020)	Enquête sur la santé et la retraite (HRS) 1998–2004 et étude par panel sur la dynamique des revenus (PSID) de 1999–2015	Accès à la propriété du logement MCO	Transfert de plus de 5000 USD, Groupe d'âge, Race/ethnie, État matrimonial, Niveau d'éducation, caractéristiques des parents, Propriété des parents, Revenu familial des parents, Éducation des parents	Les enfants dont les parents disposent de plus de ressources sont plus susceptibles d'acheter eux-mêmes un logement. Les transferts financiers augmentent la probabilité d'achat d'un logement par les enfants adultes
Grootaert et Dubois (1988)	Enquête socio-économique réalisée en 1979 par la Direction de la Statistique de Côte d'Ivoire, portant sur un échantillon de 1930 ménages.	Mode d'occupation du logement (location, propriétaire et autres) MCO	Dépenses, taille du ménage, type d'emploi, âge du chef de ménage, statut matrimonial, nationalité, mobilité	Plus le revenu augmente, plus grande est la propension à louer plutôt qu'à accéder à la propriété

Auteurs	Echantillon	Variable dépendante et méthode d'analyse	Principales variables indépendantes	Résultats clé
Das et al. (2019)	Enquête sur les conditions de logement (HCS) en Inde (2008–2009)	Mode d'occupation du logement (location et propriété) Modèle probit	Profession du chef de ménage, ancienneté de l'emploi du chef de ménage, taille du ménage, religion du ménage, caste du ménage, caractéristiques du logement.	Le choix du mode d'occupation de la propriété en Inde est significativement associé au sexe, à la religion et à la caste. La propension à l'accession à la propriété des ménages augmente significativement avec le revenu
Kemmerling (2022)	Panel socio-économique Allemand (1985–2019)	Mode d'occupation : propriété, location, sous-location et vie dans un dortoir Logit multinomial	Âge au départ, revenu annuel du ménage, revenu annuel du ménage parental, niveau d'éducation, situation professionnelle actuelle, composition du ménage, partenaire hors du ménage, propriété du logement parental, sexe, milieu de résidence, antécédents migratoires	Le revenu est positivement associé à l'accès à la propriété, tandis que l'inscription à l'université et l'instabilité de l'emploi augmentent la sous-location et la vie en dortoir

Source : élaboration propre.

des pseudo-panels à partir des données issues des enquêtes du Questionnaire des indicateurs de base du bien-être (QUIBB) de 2006, 2011 et 2015. Cette approche permet de suivre la trajectoire des ménages au fil du temps et de mieux prendre en compte la dynamique dans l'analyse du mode d'occupation résidentielle. Les résultats de notre étude pourront aider les décideurs politiques sur les meilleures pratiques en matière de politiques de logement.

L'article est organisé comme suit : la section 1 explore la littérature, la section 2 présente la méthodologie, la section 3 présente et analyse les résultats, et la dernière section conclut.

1. Revue de littérature

La littérature sur la dynamique du mode d'occupation du logement repose principalement sur la théorie du cycle de vie (Dieleman et al., 1989). Selon ce modèle, les changements dans les caractéristiques sociodémographiques des ménages à chaque étape de la vie influencent leurs préférences pour différents attributs de logement y compris le mode d'occupation. Par exemple, lorsqu'un ménage vit la naissance d'un enfant, ses besoins et préférences en matière de caractéristiques du logement peuvent être profondément modifiés. Le besoin d'espace supplémentaire et de proximité avec de bonnes écoles et des commodités familiales, peuvent inciter le ménage à opter pour l'achat plutôt que la location de son logement. D'autres événements de la vie peuvent également influencer les trajectoires résidentielles, tels que les changements d'état matrimonial, le début ou la fin d'une période d'emploi, les fluctuations de revenus, etc. (Clark et al., 1994 ; Morrow-Jones, 1988).

Plusieurs recherches se sont penchées sur les facteurs qui influencent la décision concernant le statut d'occupation du logement. Riley et al. (2015) ont analysé la dynamique de l'occupation de logement des ménages à faible revenu aux États-Unis entre 2005 et 2012. Leurs résultats ont révélé que le revenu est positivement associé à la transition vers la propriété. En comparant la transition des jeunes adultes de la location à la première propriété, Andrew et al. (2006) ont conclu que le revenu augmente la probabilité d'être propriétaire. Ces résultats semblent corroborer les conclusions de Aizawa et Helble (2016) et Fang et Zhang (2016). Lee et al. (2020) mettent quant à eux en évidence le rôle de l'aide financière des parents dans l'accès à la propriété du logement de leurs enfants, alors que Malinskaya & Kholodilin (2022) montre l'impact positif des politiques gouvernementales de soutien à la construction sur l'accès à la propriété.

Cependant, les recherches menées, notamment en Afrique subsaharienne, ont abouti à des résultats contrastés. Grootaert et Dubois (1988) ont analysé les déterminants du choix du statut d'occupation du logement en Côte d'Ivoire. Les auteurs

ont découvert qu'à mesure que le revenu augmente, la propension à louer plutôt qu'à accéder à la propriété augmente également. Ce résultat s'explique principalement, selon les auteurs, par la spéculation immobilière, les coûts élevés de la construction et la faible efficacité des mécanismes de financement. Ce constat est partagé par Fiawumor (2017) qui conclut que pour la plupart des ménages dans les pays en développement, quel que soit leur niveau de revenu, la location s'avère être une étape intermédiaire quasi obligatoire dans le processus d'accès à la propriété.

La littérature a également mis en évidence l'influence des caractéristiques du ménage. Gabriel et Painter (2003) examinent la transition vers la propriété résidentielle entre les populations blanche et noire et montrent que l'augmentation de l'âge a un effet positif dans la transition vers la propriété résidentielle des Blancs et des Noirs. Boehm et Schlottmann (2014) étudient la dynamique du choix d'occupation du logement en Allemagne et aux États-Unis. Leurs résultats suggèrent que les plus jeunes ménages ont été moins susceptibles de passer de la location à la propriété au cours de la période 1997–2007. Cependant, ces constats contredisent ceux de Riley et al. (2015). Ils montrent que l'âge a un effet négatif sur la probabilité d'accéder à la propriété. Des résultats similaires sont obtenus par Goodman et al. (2015) et Gabriel et Painter (2008). S'agissant de l'influence du statut matrimonial, les ménages en couple ont plus de chance d'accéder à la propriété, y compris les jeunes couples et les ménages à faible revenu (Boehm & Schlottmann, 2014 ; Lindblad & al., 2017 ; Riley et al., 2015). Fang et Zhang (2016) montrent que les ménages en couples ont 2,4 fois plus de chance d'accéder à la propriété du logement que ceux qui ne vivent pas avec leur conjoint.

2. Méthodologie

Dans cette section, nous présentons le modèle de base sur lequel se fonde la spécification de notre étude. La présentation du pseudo-panels est ensuite faite.

2.1. Modèle de base

Le modèle de base est inspiré de la théorie du consommateur (Deaton & Muellbauer, 1991 ; Olsen, 1986). Soit la fonction d'utilité du ménage U dont les options de consommation sont agrégées en deux groupes de biens, h (services de logement) et X (un indice composite d'autres biens). La période pendant laquelle les décisions peuvent être prises est étendue au cycle de vie des ménages (L). La fonction d'utilité se présente donc comme suit :

$$U_i = U(h_1, h_2, \dots, h_L, X_1, X_2, \dots, X_L) \quad (1)$$

La contrainte du budgétaire prend la forme :

$$R = \sum_{t=1}^l (p_{ht} h_t + p_{xt} X_t) \quad (2)$$

Avec R le revenu du ménage, p_{ht} et p_{xt} respectivement les prix des services de logement et d'autres biens. La contrainte budgétaire intertemporelle stipule que la consommation totale de logement et d'autres biens ne peut pas dépasser les revenus du travail (Y) et les actifs financiers ou réels des individus (A) tout au long de leur vie. La contrainte budgétaire prend la forme :

$$R = \sum_{t=1}^l (p_{ht} h_t + p_{xt} X_t) = \sum_{t=1}^l Y_t + A \quad (3)$$

Le problème du consommateur intertemporel est présenté dans l'équation (4) sous la forme :

$$\left\{ \begin{array}{l} U_i = U(h_1, h_2, \dots, h_L, X_1, X_2, \dots, X_L) \\ \frac{S}{C} \\ \sum_{t=1}^l (p_{ht} h_t + p_{xt} X_t) = \sum_{t=1}^l Y_t + A \end{array} \right. \quad (4)$$

En utilisant l'hypothèse de séparabilité intertemporelle, la fonction d'utilité indirecte v pour la première période peut être représentée comme suit :

$$v_1 = v(R_1, \rho_1 p_{h1}, \dots, \rho_L p_{hL}, \rho_1 p_{X1}, \dots, \rho_L p_{XL}) \quad (5)$$

La représentation ci-dessus de la fonction d'utilité indirecte intègre comme variables explicatives les prix actuels et attendus des services de logement et du bien composite, les composantes du patrimoine (revenu du travail et revenu du patrimoine) et l'espérance de vie. Dans le cas du choix du mode d'occupation du logement, les ménages doivent résoudre plus d'un problème de maximisation. Ils doivent comparer l'utilité en tant que locataires avec l'utilité en tant que propriétaires. Les deux formes d'occupation du logement permettent des schémas différents de dépenses et d'épargne tout au long du cycle de vie. Ainsi, les ménages doivent choisir le meilleur des maximums de leurs modes de consommation de vie possibles. Pour cette raison, un modèle intertemporel est l'approche théorique la plus appropriée pour traiter ce problème. Par ailleurs, le modèle intertemporel tient compte du fait que les décisions de logement des ménages ont des implications à long terme et que les préférences des ménages évoluent au fil du temps.

2.2. Spécification du modèle

La spécification empirique du modèle de base est inspirée de Verbeek (2008). Nous supposons une variable binaire qui prend la valeur 1 si le ménage est propriétaire et 0 sinon. Ainsi, le modèle se présente comme suit :

$$y_{it}^* = \beta x_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad t = 1, \dots, T \quad (6)$$

où y_{it}^* est une variable latente (non observée). La variable binaire observée y_{it} vaut 1 si y_{it}^* est positive et 0 sinon. x_{it} désigne le vecteur des variables explicatives, α_i est un effet fixe individuel et ε_{it} un terme d'erreur.

Avec des données de panel, deux techniques d'estimation classiques existent: le logit conditionnel qui consiste à transformer les données de sorte à éliminer l'effet fixe (Davezies, 2011), ou l'approche de Chamberlain (1984) qui consiste à expliciter la relation entre l'effet fixe individuel et les covariables comme suit :

$$\alpha_i = x_{i1} \lambda_1 + \dots + x_{iT} \lambda_T + \theta_i \quad (7)$$

$$\text{avec } E(\theta_i | x_{i1}, \dots, x_{iT}) = 0$$

En substituant (7) dans (6), on obtient la forme réduite suivante :

$$y_{it}^* = x_{i1} \pi_{t1} + \dots + x_{iT} \pi_{iT} + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Avec $\pi_{ts} = \beta + \lambda_s$ si $s = t$ et $\pi_{ts} = \lambda_s$ sinon. Le terme d'erreur $\theta_i + \varepsilon_{it}$ n'est pas corrélé aux covariables.

L'analyse de la dynamique du mode d'occupation résidentielle des ménages suppose la disponibilité des données de panel. Cependant, en l'absence de données de panel, on ne dispose pas de la série complète des covariables pour un même individu. On ne peut donc pas estimer directement l'équation (8). Collado (1998) propose de remplacer dans (8) chaque valeur individuelle des covariables x_{it} par la moyenne de la cohorte à laquelle appartient l'individu, soit \bar{x}_{ct} . La construction des cohortes obéit ici aux mêmes règles que celles proposées par Deaton (1985). On note que la variable d'intérêt y_{it} n'est pas agrégée.

Le modèle peut être estimé comme un probit groupé ou probit à effets aléatoires (Verbeek, 2008). Cependant, substituer les moyennes intra-cohortes des variables explicatives aux observations individuelles introduit des erreurs de mesure dans le modèle et de la corrélation entre le terme d'erreur et les covariables. Moffitt (1993) propose d'instrumenter le modèle (7) par les indicatrices de cohortes croisées avec les indicatrices de date d'observation.

2.3. Présentation du pseudo-panel et source des données

2.3.1. Construction du pseudo-panel

Deaton (1985) a proposé le pseudo-panel comme une solution à l'indisponibilité des données de panel. Cette méthode consiste à approximer les données longitudinales en regroupant les individus en cohortes en fonction de caractéristiques communes (âge, niveau d'éducation, région de résidence, etc.). Les pseudo-panels observent des cohortes, c'est-à-dire des groupes d'individus stables plutôt que des individus au fil du temps. En raison de la linéarité de cette transformation, le modèle linéaire à effet fixe individuel correspond à son équivalent pseudo-panel. L'effet fixe individuel est remplacé par un effet de cohorte et le modèle est particulièrement simple à estimer si l'effet de cohorte peut lui-même être considéré comme un effet fixe individuel. L'approche basée sur les moyennes développée par Deaton (1985), identifie les cohortes et suit la moyenne des cohortes dans le temps.

Pour construire les cohortes, nous avons tenu compte d'un certain nombre de critères qui sont observables pour tous les individus et qui ne changera presque pas avec le temps. Au total 04 critères ont été retenues à savoir l'âge du chef de ménage (06 modalités), le sexe du chef de ménage (02 modalités), la région de résidence (06 modalités), et le niveau d'éducation (04 modalités). Cette approche permet de constituer 288 cohortes. ($6 \cdot 2 \cdot 6 \cdot 4 = 288$). Pour construire les cohortes pour le sous-groupe homme et sous-groupe femme, nous avons retenu les critères suivants : l'âge du chef de ménage (06 modalités), la région de résidence (06 modalités), et le niveau d'éducation (04 modalités), ceci permet à son tour de constituer 144 cohortes ($6 \cdot 6 \cdot 4$) pour chaque sous-groupe. Enfin, pour construire les cohortes pour les sous-groupes urbain et rural, nous avons retenu l'âge du chef de ménage (06 modalités), le sexe du chef de ménage (02 modalités), la région de résidence (06 modalités), et le niveau d'éducation (04 modalités) pour constituer 288 cohortes ($6 \cdot 2 \cdot 6 \cdot 4$).

Les pseudo-panels présentent des avantages par rapport aux données de panel à savoir la réduction des problèmes de valeurs nulles, fréquents dans les enquêtes de consommation, ainsi que les problèmes d'erreurs de mesure sur les variables (puisque ce sont les moyennes des cohortes qui sont considérés) ainsi que des biais d'attrition (dans un vrai panel il s'agit du risque encouru de diminution du nombre de ménages interrogés si ceux-ci abandonnent d'une année à une autre pour cause, par exemple, de décès ou de déménagement). Ce dernier traduit le risque de voir le nombre de ménages interrogés diminuer lorsque ceux-ci décèdent ou déménagent.

2.3.2. Source des données

Nous avons construit des pseudo-panels à partir des données issues des enquêtes du Questionnaire des indicateurs de base du bien-être (QUIBB) de 2006, 2011 et 2015. Ces enquêtes ont été réalisées par l'Institut National de la Statistique et des Études

Économiques et Démographiques (INSEED). L'enquête QUIBB 2006 comprend 7500 ménages dont 2600 des zones urbaines et 4900 des zones rurales. L'enquête QUIBB 2011 comprend 5491 ménages avec respectivement 2439 et 3052 ménages dans les zones urbaines et rurales. L'enquête QUIBB 2015 a le même objectif que les précédentes. La taille de l'échantillon est de 2335 ménages représentatifs de la population togolaise au niveau national.

Pour mesurer la robustesse des résultats, les estimations en coupe transversale ont été effectuée à partir des données de l'enquête harmonisée sur les conditions de vie des ménages (EHCVM) 2018–2019. Cette enquête menée par l'INSEED a collecté des données auprès de 6171 ménages. L'EHCVM dont l'objectif principal est de fournir les données pour le suivi et l'évaluation de la pauvreté et des conditions de vie des ménages, remplace les enquêtes QUIBB. Toutefois, il est à relever d'une part une dissimilitude des questionnaires entre les enquêtes QUIBB et EHCVM et d'autre part, une différence dans la méthodologie utilisée pour la construction des agrégats de dépenses entre ces enquêtes.

3. Résultats

3.1. Statistiques descriptives

Les statistiques descriptives sont présentées dans les tableaux 1 et 2 respectivement pour les variables quantitatives et les variables qualitatives. L'analyse de ces statistiques permet de relever que l'âge moyen est de 44 ans. La taille moyenne des ménages est de 4 membres et est restée pratiquement constante sur toute la période étudiée. Les dépenses moyennes des ménages ont quant à elles augmenté progressivement passant de 676 835,2 FCFA en 2006 à 1 063 228 FCFA en 2011, à 116 218 FCFA en 2015, puis à 1 529 070 FCFA en 2018. Cette tendance traduit une amélioration du bien-être économique des ménages sur la période étudiée et confirme la forte baisse du taux de pauvreté observée au Togo sur les deux périodes, passant de 55,1% en 2015 à 45,4% en 2018 soit près de 10 points de pourcentage (INSEED, 2020).

Tableau 2. Statistiques descriptives de variables quantitatives

Variables	QUIBB 2006		QUIBB 2011		QUIBB 2015		EHCVM (2018)	
	moy- enne	Écart type	moy- enne	Écart type	moy- enne	Écart type	moy- enne	Écart type
Age	44,92	15,14	44,18	15,14	44,60	15,29	44,42	14,94
Dépenses totales du ménages	676835,2	448648	1063228	1118951	1162189	1014870	1529070	1415709
Taille du ménage	4,86	2,54	5,39	3,33	4,6	2,89	4,44	2,71

Source : élaboration propre à partir des données QUIBB et EHCVM.

En ce qui concerne les variables qualitatives, les différentes statistiques descriptives se présentent comme suit (tableau 3). Les ménages sont en très grande majorité dirigés par les hommes. Cette proportion est respectivement de 79,15% ; 78,53% ; 74,64% et 73,47% en 2006 ; 2011 ; 2015 et 2018. Toutefois, la proportion des ménages dirigés par les femmes a connu une augmentation régulière sur la période susmentionnée, passant de 20,85% en 2006 à 26,53% en 2018. De même, le niveau d'instruction des chefs de ménage est en nette amélioration. Elle s'accompagne également d'une amélioration de l'accès à l'emploi. Par contre, la proportion des ménages mariés est en baisse constante. Cette proportion est de 76,17% en 2006 ; 75,20% en 2011 ; 69,96% en 2015 et 68,68% en 2018. Suivant le mode d'occupation du logement des ménages, la proportion des ménages qui se déclarent propriétaires de leur logement a significativement baissé passant de 60,30% en 2006 à 32,40% en 2018 au profit des autres modes d'occupation notamment la location, les ménages logés gratuitement (parent, amis, etc.) et autres. Cette tendance observée suscite des interrogations d'autant plus que sur la même période on observe une amélioration du bien-être économique des ménages. Par ailleurs, pour ce qui concerne les caractéristiques géographiques du ménage, les statistiques révèlent que les ménages

Tableau 3. Statistiques descriptives de variables qualitatives

Variables	Modalités	QUIBB			EHCVM (2018) (%)
		2006 (%)	2011(%)	2015(%)	
Propriétaire du logement	0= non	39,70	58,20	74,25	67,60
	1= oui	60,30	41,21	25,75	32,40
Sexe du chef de ménage	0= femme	20,85	21,47	25,36	26,53
	1= homme	79,15	78,53	74,64	73,47
Marié	0= non	23,83	24,80	30,04	31,32
	1= oui	76,17	75,20	69,96	68,68
Niveau d'instruction	0= aucun	41,03	35,53	26,85	37,25
	1= primaire	15,29	27,40	26,09	25,15
	2= secondaire	35,83	32,16	37,74	31,39
	3= supérieur	3,20	4,91	8,78	6,21
Milieu de résidence	0= rural	65,33	55,69	33,76	36,78
	1= urbain	34,67	44,31	66,24	63,22
Emploi	0= non	14,92	10,20	44,73	10,45
	1= oui	85,08	89,80	55,27	89,55
Région	1= Grand Lomé	21,33	10,90	22,36	16,76
	2= Maritime	17,67	24,38	23,80	15,33
	3= Plateaux	18,33	19,03	17,26	17,84
	4= Centrale	13,33	14,17	10,80	13,27
	5= Kara	15,00	15,04	13,50	18,26
	6= Savanes	14,33	16,49	12,28	18,54

Source : élaboration propre.

vivant en milieu rural ont progressivement diminué au profit de ceux vivant en milieu urbain, ce qui confirme la tendance à une urbanisation accélérée au Togo.

Il convient toutefois de relever que si les enquêtes QUIBB et EHCVM visent toutes à apprécier le profil de pauvreté et le bien-être des ménages, il existe toutefois une différence méthodologique importante entre ces deux enquêtes notamment dans la collecte de données et la construction des différents indicateurs pouvant expliquer les écarts observés. Ces différences fondamentales sont discutées dans le rapport sur le profil de pauvreté publié en 2020 par l'INSEED³.

3.2. Estimations

3.2.1. Résultats du pseudo-panel

Les résultats des estimations sont présentés dans les tableaux suivants. Le test du rapport de vraisemblance permet de confirmer la présence d'effets aléatoires et justifie l'utilisation du probit à effet aléatoire. De même, il ressort des résultats que, la p -value du test d'endogénéité est inférieure à 1%, ce qui permet de conclure qu'il existerait un biais d'endogénéité justifiant ainsi que l'utilisation de la méthode de variable instrumentale est appropriée pour résoudre ce biais. Aussi, le test de Kleibergen-Paap pour les instruments faibles prend une valeur de 46,499 et une p -value inférieure à 1% confirmant la validité de nos instruments. En outre, le test de Hansen (p -value supérieur à 10%) confirme la validité des instruments.

Les résultats du tableau 4 montrent que l'âge du chef de ménage augmente la probabilité pour le ménage d'être propriétaire du logement. L'augmentation de l'âge du chef de ménage se traduit souvent par une plus grande maturité socioprofessionnelle et un besoin de stabilité familiale plus accru. Ce besoin les incite à rechercher des logements permanents. Ces résultats sont similaires à ceux de Lindblad et al. (2017) et Goodman et al. (2015). Les résultats montrent que les ménages en couple sont plus susceptibles d'être propriétaire de leur logement par rapport aux autres catégories matrimoniales. Les couples mariés ont souvent une capacité financière combinée plus solide pour répondre aux exigences financières liées à l'accès à la propriété. De plus, l'accès à la propriété est recherché par les couples mariés qui souhaitent s'établir et offrir un environnement stable à leur famille.

Les résultats indiquent que la taille du ménage a une influence positive sur la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages plus grands ont besoin de plus d'espace pour répondre à leurs besoins en matière de logement. L'achat d'un logement ou l'auto construction peut offrir plus de flexibilité pour répondre à ces besoins spécifiques. Ce résultat corrobore celui obtenu par Boehm et Schlottmann

³ Rapport sur le profil de pauvreté au Togo (2020) (<https://phmecv.uemoa.int/index.php/publications/category/6-rapports-techniques-ehcvm1-2018?download=9:rapports-techniques-du-togo>).

(2014). Les ménages dirigés par les hommes sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement par rapport aux ménages dirigés par les femmes. Malgré les avancées réalisées ces dernières années, les inégalités socioéconomiques entre les hommes et les femmes demeurent encore importantes au Togo (Couchoro & Dout, 2019 ; Noglo & Afawubo, 2017). Par exemple, si le nouveau code foncier et domanial adopté le 14 juin 2018, consacre l'accès de la femme au foncier à part égale avec les hommes, l'insécurité foncière touche beaucoup plus les femmes que les hommes (INSEED, 2020). Les statistiques sur le bien-être des ménages montrent que la pauvreté chez les ménages dirigés par les hommes a connu une baisse significative passant de 59,6% en 2011 à 54,6% en 2015, alors que dans le même temps, elle a augmenté chez les ménages dirigés par les femmes, passant de 54,3% à 57,5% (INSEED, 2020).

Les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaire de leur logement que les ménages résident en milieu rural. Les zones urbaines

Tableau 4. Résultats des estimations du pseudo-panel, probabilité d'être propriétaire, Togo

Variables	OLS (1)	IV/2SLS (2)	Probit RE (3)
Âge	0,009***	0,008***	0,023***
	(0,001)	(0,002)	(0,004)
Homme	0,140***	0,557***	0,403***
	(0,043)	(0,097)	(0,130)
Niveau d'instruction	0,003	0,016	0,044
	(0,019)	(0,025)	(0,058)
Marié	0,058	1,116***	0,152
	(0,046)	(0,204)	(0,134)
Taille du ménage	0,151***	0,308***	0,472***
	(0,056)	(0,085)	(0,161)
Revenu	-0,215***	-0,190***	-0,570***
	(0,048)	(0,063)	(0,126)
Emploi	0,046	0,083	0,452*
	(0,064)	(0,083)	(0,239)
Urbain	0,014	0,102*	0,049
	(0,044)	(0,062)	(0,127)
Constant	2,585***	1,423*	5,082***
	(0,608)	(0,827)	(1,612)
Observations	690	690	690
R ²	0,153	-0,523	
Nombre de cohorte			263

Note : *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Source: élaboration propre.

offrent un large éventail d'opportunités économiques. La diversité des biens immobiliers en milieu urbain permet également aux acheteurs potentiels de choisir parmi une gamme de logements, du condominium en centre-ville à la maison individuelle en périphérie. Cette variété permet aux individus de trouver des propriétés qui correspondent à leurs besoins et à leur budget.

Suivant les caractéristiques économiques du ménage, les résultats indiquent que le revenu a un effet négatif sur la probabilité pour le ménage d'être propriétaire de son logement. Ce résultat paraît contre intuitif. Toutefois plusieurs arguments peuvent justifier ce constat. En effet, l'achat d'une maison ou l'auto construction est un investissement onéreux pour les ménages disposant de revenus plus limités. En 2021, le coût d'une maison nouvellement construite la moins cher était de 20 787 USD (soit 11,6 millions FCFA) au Togo (CAHF, 2022). Cependant, seul 7,57% des ménages urbains avaient les capacités d'en acquérir. Le taux de pauvreté reste important au Togo et est estimé à 45,5%. La part des dépenses alimentaires dans les dépenses des ménages a augmenté de 3,6 points de pourcentage entre 2011 (40,8%) et 2015 (44,4%). Dans le même temps, les dépenses de logement sont passées de 11,2% à 7,4%. Grootaert et Dubois (1988) ont indiqué que le revenu augmente la propension à louer un logement dans les villes africaines. Les études de Fiwumor (2017) ont montré qu'au Togo, pour la plupart des ménages quel que soit leur niveau de revenu, la location s'avère être une étape intermédiaire quasi obligatoire dans le processus d'accès à la propriété.

Le revenu et son carré sont isolés pour mettre en évidence l'existence d'un effet seuil. Les résultats du tableau 5 permettent de confirmer l'existence d'un effet seuil du revenu. En d'autres termes, il existe un niveau de revenu critique en dessous duquel de nombreux ménages rencontrent des obstacles financiers majeurs pour devenir propriétaires de leur résidence. Cela signifie que pour les ménages dont le

Tableau 5. Résultats des estimations suivant l'effet seuil du revenu

Variables	Echantillon complet (1)	Femme (2)	Homme (3)	Rural (4)	Urbain (5)
Revenu	-5,303*	-8,679**	-10,614**	-10,347*	-7,816*
	(2,831)	(3,974)	(4,850)	(5,454)	(4,155)
Revenu ²	0,185*	0,316**	0,364**	0,407**	0,289*
	(0,104)	(0,148)	(0,176)	(0,205)	(0,151)
Constant	37,576*	59,003**	76,901**	65,517*	52,220*
	(19,244)	(26,695)	(33,434)	(36,312)	(28,588)
Observations	690	306	384	341	349
Nombre de coh.	263	123	140	187	201

Note : *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Source: élaboration propre.

revenu est en deçà de ce seuil, les coûts associés à l'achat d'une maison ou à l'auto construction sont prohibitifs. Cependant, une fois que les ménages dépassent ce seuil de revenu critique, leur probabilité de devenir propriétaires de leur logement augmente considérablement, car ils disposent de ressources financières plus importantes pour faire face à ces coûts. Ce résultat met également en évidence la nécessité de porter une attention particulière sur les instruments financiers utilisés pour promouvoir l'accès à la propriété résidentielle notamment pour les ménages à faible revenu.

3.2.2. Résultats des estimations en coupe transversale

La régression logistique est effectuée sur les données de l'enquête harmonisée sur les conditions de vie des ménages (EHCVM) 2017–2018. Les effets marginaux sont présentés dans le tableau 6. De façon générales, les résultats obtenus sont en

Tableau 6. Effets marginaux de la régression logistique avec les données de l'EHCVM, probabilité d'être propriétaire, Togo 2018

Variables	Echantillon complet (1)	Homme (2)	Femme (3)	Urbain (4)	Rural (5)
Age	0,072*** (0,004)	0,066*** (0,005)	0,089*** (0,010)	0,073*** (0,007)	0,074*** (0,006)
Homme	0,903*** (0,146)			1,468*** (0,205)	0,374* (0,191)
Taille du ménage	1,390*** (0,102)	1,465*** (0,128)	1,311*** (0,186)	1,582*** (0,143)	1,153*** (0,147)
Niveau d'instruction	0,257*** (0,060)	0,268*** (0,069)	0,235* (0,133)	0,540*** (0,094)	0,006 (0,081)
Marié	0,432*** (0,148)	0,437** (0,202)	0,266 (0,208)	0,372* (0,203)	0,394* (0,203)
Revenu	-0,579*** (0,069)	-0,693*** (0,092)	-0,473*** (0,134)	-0,369*** (0,129)	-0,624*** (0,092)
Revenu ²	2,784*** (0,366)	3,285*** (0,463)	2,274*** (0,796)	1,551** (0,762)	2,998*** (0,453)
Emploi	0,630*** (0,148)	0,697*** (0,157)	-0,301 (0,421)	1,546*** (0,238)	0,091 (0,161)
Urbain	2,557*** (0,111)	2,659*** (0,130)	2,226*** (0,216)		
Constant	-13,372*** (0,643)	-13,712*** (0,784)	-12,443*** (1,382)	-12,713*** (1,283)	-10,077*** (0,737)
Observations	4,177	3,286	891	2,655	1,522

Note : *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Source: élaboration propre.

phase avec les résultats du pseudo-panel. Les résultats montrent que l'âge du chef de ménage, la taille du ménage et les ménages en couple augmente la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages dirigés par un homme et les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement. Les résultats confirment également l'effet seuil du revenu sur l'accès à la propriété du logement. Enfin, le niveau d'éducation et l'accès à un emploi ont un effet positif sur la probabilité d'être propriétaire du logement.

Conclusion

Cet article a cherché à approfondir notre compréhension sur la dynamique du mode d'occupation du logement au Togo en s'appuyant sur le modèle du cycle de vie du ménage. A partir d'un pseudo-panel construit sur la base des données QUIBB 2006, 2011 et 2015, les résultats issus des estimations ont apporté des éclairages cruciaux sur les déterminants de l'accès à la propriété du logement au Togo. Les résultats montrent que l'âge du chef de ménage, la taille du ménage et les ménages en couple augmentent la probabilité d'être propriétaire du logement. Les ménages dirigés par un homme et les ménages résident en milieu urbain sont plus susceptibles d'être propriétaires de leur logement. Les résultats permettent d'identifier un effet seuil du revenu sur l'accès à la propriété du logement. D'une manière générale, ce résultat met en évidence le rôle crucial de la capacité financière dans la dynamique du mode d'occupation du logement au Togo. Les politiques de logement devraient être attentives à la situation financière des ménages et à la manière dont elle influence leur capacité à accéder à la propriété du logement. Des mesures telles que des programmes de subventions ou d'autres formes de financements innovants, et des politiques de logement visant à réduire les coûts initiaux peuvent aider à rendre l'accession à la propriété plus équitable.

References

- Aarland, K., Santiago, A. M., Galster, G. C., & Nordvik, V. (2021). Childhood housing tenure and young adult educational outcomes: Evidence from sibling comparisons in Norway. *Journal of Housing Economics*, 54, 101772.
- Aizawa, T., & Helble, M. (2016). *Determinants of tenure choice in Japan: What makes you a homeowner?* ADBI Working Paper, 625. <https://www.adb.org/publications/determinants-tenure-choice-japan-what-makes-you-homeowner>
- Andrew, M., Haurin, D., & Munasib, A. (2006). Explaining the route to owner-occupation: A transatlantic comparison. *Journal of Housing Economics*, 15(3), 189–216.

- Arbeláez, M. A., Steiner, R., Becerra, A., & Wills, D. (2011). *Housing tenure and housing demand in Colombia*. IDB Working Paper Series, 259.
- Atalay, K., Li, A., & Whelan, S. (2021). Housing wealth, fertility intentions and fertility. *Journal of Housing Economics*, 54, 101787.
- Banque mondiale. (2015). *Bilan du secteur du logement en Afrique subsaharienne : Défis et opportunités*. World Bank Group. <https://documents1.worldbank.org/curated/ar/278501468000627643/pdf/101153-v2-FRENCH-P149330-PUBLIC-FrenchHousingMainReportMarch2016.pdf>
- Boehm, T. P., & Schlottmann, A. M. (2014). The dynamics of housing tenure choice: Lessons from Germany and the United States. *Journal of Housing Economics*, 25, 1–19.
- CAHF (Centre for Affordable Housing Finance in Africa). (2022). *Housing finance in Africa yearbook*. <https://housingfinanceafrica.org/resources/yearbook/>
- Carter, S. (2011). Housing tenure choice and the dual income household. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 159–170.
- Chamberlain, G. (1984). Panel data. *Handbook of Econometrics*, 2, 1247–1318.
- Clark, W. A., Deurloo, M. C., & Dieleman, F. M. (1994). Tenure changes in the context of micro-level family and macro-level economic shifts. *Urban Studies*, 31(1), 137–154.
- Clark, W. A., Deurloo, M. C., & Dieleman, F. M. (2003). Housing careers in the United States, 1968–93: Modelling the sequencing of housing states. *Urban Studies*, 40(1), 143–160.
- Clark, W. W. A., & Dieleman, F. M. (1996). *Households and housing: Choice and outcomes in the housing market*. Transaction Publishers.
- Clark, W. A., & Onaka, J. L. (1983). Life cycle and housing adjustment as explanations of residential mobility. *Urban Studies*, 20(1), 47–57.
- Collado, M. D. (1998). Estimating binary choice models from cohort data. *Investigaciones Económicas*, 22, 259–276.
- Couchoro, M. K., & Dout, H. (2019). Dynamique des inégalités de revenu au Togo entre 2006 et 2015. *African Development Review*, 31(4), 476–491.
- Das, P., Coulson, N. E., & Ziobrowski, A. (2019). Caste, faith, gender: Determinants of homeownership in urban India. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 59, 27–55.
- Davezies, L. (2011). *Modèles à effets fixes, à effets aléatoires, modèles mixtes ou multi-niveaux: propriétés et mises en œuvre des modélisations de l'hétérogénéité dans le cas de données groupées*. INSEE.
- Deaton, A. (1985). Panel data from time series of cross-sections. *Journal of Econometrics*, 30(1–2), 109–126.
- Deaton, A., & Muellbauer, J. (1991). *Economics and consumer behaviour*. Cambridge University Press.
- Dieleman, F. M., Clark, W. A., & Deurloo, M. C. (1989). A comparative view of housing choices in controlled and uncontrolled housing markets. *Urban Studies*, 26(5), 457–468.
- Fang, Y., & Zhang, Z. (2016). Migrant household homeownership outcomes in large Chinese cities—the sustained impact of Hukou. *Eurasian Geography and Economics*, 57(2), 203–227.
- Fiawumor, S. (2017). *Dynamiques résidentielles dans une ville ouest-africaine: Déterminants du statut d'occupation du logement à Lomé (Togo)* (thèse de doctorat). Université de Montréal.

- Gabriel, S., & Painter, G. (2003). Pathways to homeownership: An analysis of the residential location and homeownership choices of black households in Los Angeles. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27, 87–109.
- Gabriel, S. A., & Painter, G. (2008). Mobility, residential location and the American dream: The intrametropolitan geography of minority homeownership. *Real Estate Economics*, 36(3), 499–531.
- Goodman, L., Pendall, R., & Zhu, J. (2015). *Headship and homeownership*. Urban Institute.
- Grootaert, C., & Dubois, J. L. (1988). Tenancy choice and the demand for rental housing in the cities of the Ivory Coast. *Journal of Urban Economics*, 24(1), 44–63.
- Guézéré, A. (2011). L'obsession d'habiter sa propre maison à Lomé: Quel impact sur la dynamique spatiale? *Archives de Sciences Sociales des Religions*, 256, 565–590.
- INSEED (Institut National de la Statistique et des Études Économiques et Démographiques) et AFRISTAT. (2020). *Enquête Harmonisée sur les Conditions de Vie des Ménages (EHCVM) : Rapport final*.
- Jansen, S. J., Coolen, H. C., & Goetgeluk, R. W. (Eds.). (2011). *The measurement and analysis of housing preference and choice*. Springer Science & Business Media.
- Kemmerling, J. (2022). *Young adults' housing tenure choices after leaving the parental home: An empirical analysis based on the German SOEP* (doctoral dissertation). University of Groningen.
- Lee, H., Myers, D., Painter, G., Thunell, J., & Zissimopoulos, J. (2020). The role of parental financial assistance in the transition to homeownership by young adults. *Journal of Housing Economics*, 47, 101597.
- Liao, Y., & Zhang, J. (2021). Hukou status, housing tenure choice and wealth accumulation in urban China. *China Economic Review*, 68, 101638.
- Lindblad, M. R., Han, H.-S., Yu, S., & Rohe, W. M. (2017). First-time homebuying: Attitudes and behaviors of low-income renters through the financial crisis. *Housing Studies*, 32(8), 1127–1155.
- Malinskaya, E., & Kholodilin, K. A. (2022). Stimulating housing policy and housing tenure choice: Evidence from the G7 countries. Discussion Paper. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- Megbolugbe, I. F., & Linneman, P. D. (1993). Home ownership. *Urban Studies*, 30(4–5), 659–682.
- Moffitt, R. (1993). Identification and estimation of dynamic models with a time series of repeated cross-sections. *Journal of Econometrics*, 59(1–2), 99–123.
- Morrow-Jones, H. A. (1988). The housing life-cycle and the transition from renting to owning a home in the United States: A multistate analysis. *Environment and Planning A*, 20(9), 1165–1184.
- Noglo, Y. A., & Afawubo, K. (2017). 2011–2015: An illustration based on the decomposition of the Gini coefficient using the Shapley value approach. *Economics Bulletin*, 37(4), 2602–2615.
- Olsen, E. O. (1986). The demand and supply of housing service: A critical survey of the empirical literature. In E. S. Mills (Ed.), *Handbook of regional and urban economics* (vol. 2, chapter 25, pp. 989–1022). Elsevier.

- Riley, S. F., Nguyen, G., & Manturuk, K. (2015). House price dynamics, unemployment, and the mobility decisions of low-income homeowners. *Journal of Housing and the Built Environment*, 30(1), 141–156.
- Shin, J., & Yang, H. J. (2022). Does residential stability lead to civic participation? The mediating role of place attachment. *Cities*, 126, 103700.
- Verbeek, M. (2008). Pseudo-panels and repeated cross-sections. In L. Matyas & P. Sevestre (Eds.), *The econometrics of panel data: Fundamentals and recent developments in theory and practice* (pp. 369–383). Springer.
- Zheng, X., Yuan, Z. Q., & Zhang, X. (2020). Does happiness dwell in an owner-occupied house? Homeownership and subjective well-being in urban China. *Cities*, 96, 102404. <https://doi.org/10.1016/j.cities.2019.102404>

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. Barbara JANKOWSKA

Madame la Rectrice de l'USEGP

L'Université des Sciences Économiques et de Gestion de Poznań (l'USEGP) est une université fondée en 1926 et à l'ère actuelle est considérée comme l'une des écoles d'économie et de gestion les plus prestigieuses de Pologne. L'Université développe les connaissances et façonne les compétences du futur, en tenant compte des priorités résultant de la responsabilité sociale. En se concentrant sur l'enseignement moderne et la formation du personnel pour les entreprises, l'USEGP mène systématiquement des recherches scientifiques dont les résultats sont publiés par des maisons d'édition internationales de renom. Dans le même temps, l'Université s'engage à développer la coopération avec l'environnement - principalement avec les entreprises, mais également avec les institutions chargées de l'environnement des affaires. La démarche professionnelle et innovante de l'enseignement et de la recherche, ainsi que l'implication continue dans le développement des relations avec les entités de l'environnement, sont confirmées par les positions élevées de l'USEGP dans les classements et les accréditations, y compris internationales.

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^e 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 via le système électronique <https://journals.ue.poznan.pl/rielf/user/register>

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

